

REVUE DE STABILITÉ FINANCIÈRE 2026

BANQUE CENTRALE DU LUXEMBOURG
EUROSYSTÈME

BANQUE CENTRALE DU LUXEMBOURG
EUROSYSTÈME

Toute communication ou suggestion peut être adressée à la

Banque centrale du Luxembourg
Département Communication
2, boulevard Royal
L-2983 Luxembourg
e-mail : info@bcl.lu

Luxembourg, le 21 août 2026

La rédaction de cette revue a été arrêtée au 12 juin 2026.
Les données les plus récentes incluses sont celles du 1er trimestre 2026.

SOMMAIRE

AVANT-PROPOS 7

1 L'ENVIRONNEMENT MACROÉCONOMIQUE NATIONAL ET INTERNATIONAL 12

1. Contexte économique international 12
2. Évolutions conjoncturelles au Luxembourg 18
3. Marché immobilier : évolutions récentes et risques pour la stabilité financière 24
   3.1 Les prix de l'immobilier résidentiel 24
   3.2 Le secteur de l'immobilier résidentiel et la stabilité financière au Luxembourg 29
      3.2.1 Mesure de l'endettement des ménages et évaluation de leur vulnérabilité 34
   3.3 Expositions des banques au marché de l'immobilier commercial au Luxembourg 45

2 LES MARCHÉS FINANCIERS : ÉVOLUTIONS RÉCENTES ET RISQUES 52

1. INTRODUCTION 52
2. ÉVOLUTION DES MARCHÉS DES ACTIONS, DES CRYPTO-ACTIFS ET LES RISQUES POUR LE SECTEUR FINANCIER AU LUXEMBOURG 54
   2.1 Performance des actions et des crypto-actifs 54
   2.2 Les expositions des acteurs financiers luxembourgeois aux actions 63
3. ÉVOLUTION DES MARCHÉS OBLIGATAIRES ET LES RISQUES POUR LE SECTEUR FINANCIER AU LUXEMBOURG 64
      3.1 Les rendements des obligations 64
      3.2 Les expositions obligataires des acteurs financiers luxembourgeois 66
4. LES CONDITIONS ET RISQUES DE FINANCEMENT À COURT TERME 68
5. ÉVOLUTION DES MARCHÉS DE CHANGE ET LES RISQUES POUR LES ACTEURS FINANCIERS 70
6. CONCLUSION 72

3 LE SECTEUR FINANCIER : LES ÉVOLUTIONS RÉCENTES 77

1. LE SECTEUR BANCAIRE LUXEMBOURGEOIS 77
   1.1 L'évolution du nombre d'établissements de crédit et de l'emploi dans le secteur bancaire 78
   1.2 Le bilan des établissements de crédit 80
   1.3 Décomposition des crédits et des dépôts de la clientèle non bancaire 86
   1.4 Le compte de profits et pertes des établissements de crédit 105
      1.4.1 Évolutions des revenus 106
      1.4.2 Évolution des coûts 112
      1.4.3 Résultats et indicateurs de rentabilité 116
      1.4.4 Prospective de la profitabilité bancaire au Luxembourg 117

1.5 La solvabilité 118
1.5.1 L'impact de la mise en œuvre d'un niveau plancher de fonds propres par le CRR pour les expositions des banques domestiques 128
1.6 Le ratio de levier 131
1.7 La liquidité 131
1.8 Évaluation de la vulnérabilité du secteur bancaire 138
1.8.1 Indicateur de vulnérabilité 138
1.8.2 L'analyse des risques cycliques du marché du crédit domestique : l'apport des fonctions dites d'efficacité du récepteur dans l'analyse des risques macroprudentiels 139
1.8.3 Les tests d'endurance en tant qu'outils macroprudentiels 144
1.8.4 L'indice alpha et la densité du réseau bancaire : mesures de l'intensité des interconnexions bancaires et de la concentration des liens interbancaires 149
1.8.5 Les interconnexions entre les établissements de crédit et les fonds d'investissement 153
2. LES AUTRES ACTEURS DU SECTEUR FINANCIER 159
2.1 Les organismes de placement collectif 159
2.1.1 Les OPC non monétaires 159
2.1.2 Les OPC monétaires 162
2.2 Évaluation de la fragilité des fonds d'investissement : apport des probabilités de défaut conditionnelles 169
2.3 Les véhicules de titrisation 171
2.4 Les assurances 173

4 ANNEXES 173

1. Climate Securitisation 181
2. House price misalignment from fundamentals in Luxembourg: an asset pricing approach 213
3. Commercial real estate activities in Luxembourg: does collateral pledged by vulnerable firms act as a buffer for banks against risk? 228
4. Financial spillovers across financial subsectors: Evidence from Luxembourg 253
5. Off-balance sheet exposures, bank risk, and business model heterogeneity: evidence from Luxembourg 278

LISTE DES ENCADRÉS DE LA REVUE DE STABILITÉ FINANCIÈRE 2026

1 L'ENVIRONNEMENT MACROÉCONOMIQUE NATIONAL ET INTERNATIONAL 12

Encadré 1.1 : 21
Les conditions financières et les risques pour la croissance économique au Luxembourg

Encadré 1.2 : 36
Analyse de l'endettement des jeunes ménages avec des micro-données issues des enquêtes de la BCL

Encadré 1.3 : 40
Efficacité des limites du ratio prêt-valeur au Luxembourg

Encadré 1.4 : 43
Évaluation des risques de baisse des prix de l'immobilier résidentiel au Luxembourg à court terme

2 LES MARCHÉS FINANCIERS : ÉVOLUTIONS RÉCENTES ET RISQUES 52

Encadré 2.1 : 55
Mesure de l'attitude des investisseurs face au risque : analyse du marché des actions de la zone euro

Encadré 2.2 : 59
Exposition des acteurs des marchés financiers luxembourgeois aux titres liés aux crypto-actifs

3 LE SECTEUR FINANCIER : LES ÉVOLUTIONS RÉCENTES 77

Encadré 3.1 : 83
Créances des établissements de crédit sur les administrations publiques des pays membres de l'Union européenne et des pays d'autres régions géographiques

Encadré 3.2 : 86
Évolution des principales sources de financement et des crédits accordés par les banques de la place financière

Encadré 3.3 : 88
Vulnérabilités des sociétés non financières luxembourgeoises

Encadré 3.4 : 95
L'enquête trimestrielle sur la distribution du crédit bancaire

Encadré 3.5 : 108
Mesure de la sensibilité des taux de rémunération des dépôts bancaires au taux d'intérêt directeur de la BCE

Encadré 3.6 : 113
L'évolution de la qualité des actifs des banques luxembourgeoises en 2023

Encadré 3.7 : 121
Profitabilité bancaire et résilience

Encadré 3.8 : 124
L'indice z-score et la probabilité théorique de défaut des banques luxembourgeoises : indicateurs de stabilité financière
Encadré 3.9 : 134
La sensibilité des banques luxembourgeoises aux chocs de liquidité
Encadré 3.10 : 136
Indicateur composite de l'accès au financement des banques luxembourgeoises
Encadré 3.11 : 142
L'évaluation des risques systémiques cycliques à travers l'analyse du cycle financier
Encadré 3.12 : 156
Analyse de la qualité des portefeuilles des fonds d'investissement
Encadré 3.13 : 164
La détention de titres publics par les organismes de placement collectif
Encadré 3.14 : 166
Exposition des fonds d'investissement aux risques de liquidité

Avant-propos

La Revue de stabilité financière (RSF) constitue un levier analytique important pour la BCL dans l'accomplissement de sa mission en matière d'analyse des risques systémiques structurels et cycliques propres au secteur financier. En outre, elle est un élément essentiel pour l'évaluation de l'efficacité des instruments macroprudentiels pour le maintien de la résilience des principales composantes du secteur financier luxembourgeois. Elle offre, par ailleurs, des évaluations nécessaires permettant à la BCL de contribuer activement à la conduite de la politique macroprudentielle au Luxembourg et en Europe, à travers sa participation aux Comités du risque systémique national (CdRS) et européen (CERS). Néanmoins, le but ultime de la RSF est de sensibiliser les décideurs politiques, les acteurs du secteur financier luxembourgeois et le grand public aux risques systémiques, dans le but de promouvoir la stabilité financière qui demeure une condition nécessaire à une croissance économique soutenue.

La Revue de stabilité financière de la BCL traite une multitude de problématiques ayant trait à la résilience du secteur financier luxembourgeois via trois chapitres spécifiques, auxquels s'ajoutent des encadrés analytiques ad hoc. En outre, l'annexe de la Revue contient des études sur des sujets spécifiques au secteur financier.

***Le premier chapitre** propose un tour d'horizon des conditions macroéconomiques en 2025 et au premier trimestre 2026 au Luxembourg et dans le Monde et présente les projections de la croissance économique et de l'inflation issues des différentes institutions internationales pour les années 2026 et 2027. Ce chapitre traite notamment les risques pour la croissance économique et les perspectives d'inflation dans un contexte de progression des risques géoéconomiques et géopolitiques, en particulier celui induit par la guerre au Moyen-Orient.*

Par ailleurs, la problématique de l'immobilier résidentiel au Luxembourg et ses évolutions cycliques récentes, ainsi que les risques spécifiques au marché de l'immobilier commercial sont analysés selon les différents critères statistiques et modèles économétriques.

***Le second chapitre** retrace les dynamiques ayant marqué les marchés financiers au cours de la période récente. Ce chapitre présente les évènements ayant marqué les marchés financiers en 2025 et au cours des premiers mois de l'année 2026. Il décrit également l'augmentation de la volatilité et les corrections de prix d'actifs induites par le début de la guerre contre l'Iran et ses potentielles répercussions sur l'aversion aux risques des investisseurs et sur la stabilité financière.*

***Le troisième chapitre** décrit les évolutions des trois composantes du secteur financier luxembourgeois (banques, fonds d'investissement et assurances) en 2025 et au début de l'année 2026. Ce chapitre présente notamment les résultats du test de résistance macroprudentiel pour le secteur bancaire et évalue la vulnérabilité du secteur des fonds d'investissement. En outre, le chapitre trois est également enrichi par plusieurs encadrés dédiés à des problématiques spécifiques au secteur financier luxembourgeois, tels que l'analyse des risques de liquidité dans le secteur des fonds d'investissement.*

*En dernier lieu, **l'annexe de la Revue de stabilité financière** contient cinq études spécifiques qui demeurent des réflexions propres aux auteurs sur les problématiques analysées. **La première étude** propose un modèle d'équilibre général dynamique et stochastique (DSGE) intégrant des intermédiaires financiers bancaires et non bancaires afin d'étudier l'apport de la titrisation pour réduire les risques de transition climatique. Le modèle suggère que la relance du marché de la titrisation en Europe*

constituerait un puissant levier de transfert des risques pour les expositions « brunes ». Il serait également un catalyseur pour la mobilisation de capitaux dans le contexte de l'Union des marchés de capitaux et du Pacte vert pour l'Europe. ***La seconde étude*** *évalue l'écart des prix de l'immobilier résidentiel au Luxembourg par rapport à leur valeur dite fondamentale en s'appuyant sur la théorie de l'évaluation des actifs. Dans ce cadre, il est très important de rappeler que dans un marché où l'offre est inélastique ou contrainte, l'équilibre du marché s'obtient par un prix de logements plus élevé que celui du marché concurrentiel où l'offre et la demande sont élastiques. En d'autres termes, le déséquilibre persistant entre l'offre et la demande sur le marché de l'immobilier résidentiel au Luxembourg s'est traduit par une dynamique de tension ascendante sur les prix de l'équilibre du marché. La progression continuelle des prix pour aboutir à un nouvel équilibre est une source de baisse importante des surplus des ménages en comparaison avec un équilibre concurrentiel où l'offre et la demande sont parfaitement élastiques.* ***La troisième étude*** *est dédiée à l'analyse de la relation entre les prêts bancaires aux entreprises actives le secteur de l'immobilier commercial dites « zombies » et l'évolution des créances non performantes. Les résultats issus des estimations conduites sur des données de panel suggèrent que les réévaluations négatives des garanties immobilières commerciales fournies par les entreprises « zombies » seraient un facteur déterminant de la probabilité qu'un prêt devienne non performant.* ***La quatrième étude*** *examine l'interdépendance des liens bilanciels entre les banques, les fonds monétaires, les fonds non monétaires et les institutions financières captives au Luxembourg. Les résultats obtenus laissent présager une modération du risque de contagion depuis la période post-Covid. Enfin,* ***une cinquième étude*** *analyse les relations entre les expositions hors-bilan et l'évolution du risque bancaire. Bien que les expositions hors-bilan ne constituent pas une source particulière de vulnérabilité dans le secteur bancaire luxembourgeois, les résultats révèlent que des expositions hors-bilan les plus élevées sont associées à une résilience moindre de quelques modèles d'affaires des banques actives au Luxembourg.*

1 L'ENVIRONNEMENT MACROÉCONOMIQUE NATIONAL ET INTERNATIONAL 12

1. Contexte économique international 12
2. Évolutions conjoncturelles au Luxembourg 18
3. Marché immobilier : évolutions récentes et risques pour la stabilité financière 24
   - 3.1 Les prix de l'immobilier résidentiel 24
   - 3.2 Le secteur de l'immobilier résidentiel et la stabilité financière au Luxembourg 29
     - 3.2.1 Mesure de l'endettement des ménages et évaluation de leur vulnérabilité 34
   - 3.3 Expositions des banques au marché de l'immobilier commercial au Luxembourg 45

Encadré 1.1 : 21
Les conditions financières et les risques pour la croissance économique au Luxembourg

Encadré 1.2 : 36
Analyse de l'endettement des jeunes ménages avec des micro-données issues des enquêtes de la BCL

Encadré 1.3 : 40
Efficacité des limites du ratio prêt-valeur au Luxembourg

Encadré 1.4 : 43
Évaluation des risques de baisse des prix de l'immobilier résidentiel au Luxembourg à court terme

L'ENVIRONNEMENT MACROÉCONOMIQUE NATIONAL ET INTERNATIONAL

1. CONTEXTE ÉCONOMIQUE INTERNATIONAL

Au tournant des années 2025 et 2026, l'économie mondiale faisait preuve d'une croissance soutenue, portée par l'essor des investissements dans le secteur technologique, une certaine atténuation des tensions commerciales, des mesures de soutien budgétaire dans plusieurs pays et des conditions financières accommodantes. Le déclenchement, le 28 février 2026, d'une nouvelle guerre au Moyen-Orient a, toutefois, contrecarré cette dynamique et a provoqué de nouvelles incertitudes et des rebonds significatifs des prix, notamment sur les marchés de l'énergie.

Selon les prévisions de référence publiées par le FMI en avril 2026, si la guerre au Moyen-Orient n'avait pas eu lieu, la croissance mondiale aurait été revue à la hausse pour 2026 par rapport aux prévisions d'octobre 2025, tandis que celle de 2027 serait restée inchangée. Ainsi, le maintien des prévisions fondées sur des hypothèses antérieures au conflit se traduirait par une légère révision à la hausse de la croissance à 3,4 % en 2026, contre 3,1 % dans la prévision de référence. Compte tenu de l'incertitude élevée, les perspectives économiques mondiales établies, mi-avril 2026, par le FMI intègrent des prévisions de référence reposant sur l'hypothèse d'un conflit de courte durée, comme l'avaient initialement anticipé les marchés financiers début mars, ainsi que deux scénarios complémentaires élaborés à partir de modèles prenant en compte un conflit plus long, voire une extension de ce dernier.

Le FMI considérait, par ailleurs, que le déclenchement de la guerre au Moyen-Orient a constitué un tournant majeur. La fermeture du détroit d'Ormuz, associée à la destruction d'infrastructures stratégiques dans une région centrale pour l'approvisionnement mondial en hydrocarbures, pourrait provoquer une crise énergétique d'une ampleur sans précédent. La durée et l'ampleur du conflit, ainsi que le temps nécessaire à la normalisation de la production et du transport d'énergie après la fin des hostilités, détermineront l'ampleur finale du choc de l'offre sur l'économie mondiale. Il s'agit d'un choc négatif, caractérisé par une flambée des prix de l'énergie, qui devrait provoquer une hausse des prix de production d'autres biens et une aversion au risque sur les marchés financiers. Les répercussions de ce choc négatif varieront selon les pays, en fonction de leur proximité géographique avec la zone de conflit et des dépendances énergétiques qu'ils entretiennent avec les pays impactés par le conflit. Ces répercussions devraient ainsi être plus importantes dans les économies émergentes et en développement que dans les économies avancées. Elles devraient aussi être plus conséquentes pour la zone euro (ou la Chine) que pour les États-Unis qui sont un exportateur net de biens énergétiques.

Plus précisément, les prévisions de référence publiées en avril par le FMI tenaient compte de l'impact de la guerre, en partant de l'hypothèse que le conflit durerait encore quelques semaines[1], puis qu'une reprise économique s'installerait progressivement, de sorte que les perturbations s'estomperaient et que la production et les exportations des pays producteurs de la région du Golfe reviendraient à la normale à la mi-2026. Dans ce contexte, la croissance mondiale s'établirait à 3,1 % en 2026 et à 3,2 % en 2027 selon les prévisions de référence, soit en deçà du rythme de 3,4 % observé en 2024 et 2025. Ces nouvelles projections pour 2026 et 2027 sont inchangées par rapport à celles d'octobre 2025. En effet, les bonnes surprises de la fin d'année 2025 ont compensé les effets négatifs induits par le conflit. La croissance mondiale de 2025, plus dynamique qu'anticipé, et la diminution des droits de douane

[1] Les prévisions de référence du FMI se basent sur les données statistiques disponibles au 1er avril 2026.

imposés initialement par l'administration américaine, ont constitué des surprises favorables à la croissance économique. Cependant, des disparités existent en ce qui concerne les révisions des prévisions de croissance selon les régions du monde.

Selon les prévisions de référence du FMI au mois d'avril, la croissance dans les économies avancées devait légèrement fléchir, passant de 1,9 % en 2025 à 1,8 % en 2026 et 1,7 % en 2027. La croissance projetée pour 2026 s'avère supérieure de 0,2 point de pourcentage à celle des prévisions précédentes établies en octobre 2025 tandis que celle pour 2027 demeure inchangée.

Concernant les États-Unis, la prévision de croissance a été révisée à la hausse de 0,2 p.p. par rapport à celle d'octobre 2025 pour s'établir à 2,3 % en 2026, tandis qu'elle est restée inchangée à 2,1 % pour 2027. La résilience de l'économie américaine en 2026 s'explique notamment par les retombées favorables des réductions d'impôts (*One Big Beautiful Bill Act* du 4 juillet 2025) et les effets retardés des baisses de taux d'intérêt intervenues en 2025.

Pour la Chine, la croissance du PIB a également été revue à la hausse de 0,2 p.p. en 2026, à 4,4 %. Cette révision à la hausse de la croissance pour 2026 est due à la baisse des droits de douane effectifs appliqués par les États-Unis aux exportations chinoises, ainsi qu'aux mesures prises par la Chine visant à compenser l'impact négatif du conflit au Moyen-Orient. En revanche, la croissance du PIB chinois en 2027 a été abaissée de 0,2 p.p. pour s'établir à 4,0 %.

Quant à la croissance dans la zone euro, elle devrait pour sa part ralentir pour atteindre 1,1 % en 2026, puis 1,2 % en 2027, soit des baisses respectives de 0,1 p.p. et 0,2 p.p. par rapport aux projections du mois d'octobre 2025. Le FMI souligne que l'impact négatif du conflit au Moyen-Orient, qui alimente la hausse des prix de l'énergie, et l'appréciation de l'euro constitueraient autant de pressions qui affecteraient en particulier le secteur manufacturier de la zone euro.

S'agissant des économies émergentes et des pays en développement, les prévisions de référence du FMI du mois d'avril anticipaient un taux de croissance de 3,9 % en 2026 (après +4,4 % en 2025) et de 4,2 % en 2027. Il s'agit d'une révision à la baisse légère pour 2026, de 0,1 p.p. par rapport aux projections d'octobre 2025, et d'une prévision inchangée pour 2027.

Concernant les prévisions de référence pour l'inflation, le FMI prévoit une progression de l'inflation globale à 4,4 % en 2026, suivie d'une baisse à 3,7 % en 2027. Ces nouvelles prévisions sont sensiblement plus élevées que celles d'octobre 2025. Les révisions à la hausse concernent l'ensemble des zones géographiques. Pour les économies avancées, les prévisions d'inflation ont été révisées à la hausse de respectivement 0,6 et 0,1 p.p. pour 2026 et 2027. Pour la zone euro, les prévisions d'inflation ont été rehaussées de 0,7 et 0,1 p.p. pour 2026 et 2027, pour atteindre respectivement 2,6 % en 2026 et 2,2 % en 2027. En ce qui concerne les États-Unis, les prévisions d'inflation ont été rehaussées de 0,8 p.p. pour 2026 et abaissées de 0,1 p.p. pour 2027. Le taux d'inflation s'élèverait à 3,2 % en 2026 et à 2,1 % en 2027. Des facteurs bien spécifiques, tels qu'une répercussion limitée de la hausse des prix de l'énergie sur les autres secteurs de l'économie, une décélération de l'inflation des services dans un contexte de marché du travail globalement équilibré et une croissance soutenue de la productivité devraient, selon le FMI, converger progressivement vers leurs normes historiques et conduiraient à la stabilité des prix.

Dans les économies émergentes, les pressions inflationnistes devraient culminer en moyenne à 5,5 % en 2026, avant de redescendre à 4,6 % en 2027. L'inflation en Chine, qui était nulle en 2025, a été fortement revue à la hausse pour 2026, puis est restée quasi inchangée pour 2027, avec des prévisions, respectivement, de 1,2 % et 1,5 %.

Le FMI a complété ses prévisions de référence par deux scénarios hypothétiques. Ils se justifient par les nouvelles attaques contre des infrastructures énergétiques stratégiques et par la perspective d'une fermeture prolongée du détroit d'Ormuz, qui font planer la menace d'une conflagration plus sévère et plus durable pour l'économie mondiale.

Dans le scénario défavorable, qui se caractérise par des hausses plus fortes et plus durables des prix de l'énergie, la croissance mondiale ralentirait davantage pour atteindre 2,5 % en 2026, tandis que l'inflation s'accélérerait pour s'élever à 5,4 %.

Dans un scénario plus sévère, les perturbations dans les marchés de l'énergie perdureraient jusqu'à l'année prochaine, entraînant un désencrage des anticipations d'inflation et un resserrement des conditions financières. Dans une telle situation, les infrastructures énergétiques de la région impactée par le conflit subiraient davantage de dégâts, si bien que les répercussions seraient encore plus graves. La croissance mondiale serait abaissée drastiquement, à environ 2 % en 2026 et 2027, tandis que l'inflation globale dépasserait 6 % d'ici 2027. En outre, les conséquences pour les pays émergents et les pays en développement seraient près de deux fois plus importantes que pour les pays avancés.

En avril, le FMI estimait que les risques de dégradation prédominent, dans la mesure où les tensions géopolitiques pourraient encore s'amplifier et déclencher une crise énergétique sans précédent. S'agissant des autres risques, le FMI considère que l'émergence de nouveaux différends commerciaux pourrait survenir. En outre, une réévaluation des anticipations de bénéfices des entreprises technologiques pourrait entraîner un recul de l'investissement et provoquer une correction des marchés boursiers. Des inquiétudes concernant la soutenabilité de la dette publique pourraient exercer une pression sur les taux d'intérêt à long terme et, par ricochet, affecteraient les conditions financières. Enfin, une intensification des pressions politiques pourrait éroder la confiance du public dans les institutions, y compris dans les banques centrales, ce qui conduirait à un rebond des anticipations d'inflation.

Du côté positif, l'activité pourrait au contraire profiter davantage des investissements liés à l'intelligence artificielle (IA), d'autant plus qu'une adoption plus rapide qu'attendue des investissements dans l'IA entraînerait des gains de productivité notables et améliorerait le dynamisme des entreprises. L'activité pourrait aussi bénéficier d'un souffle nouveau apporté par des réformes structurelles, d'une progression des négociations sur le commerce international et d'une amélioration de la prévisibilité des politiques.

Tableau 1.1 :

Projections de croissance économique (PIB en volume) et de l'inflation du FMI et de l'Eurosystème et révisions par rapport aux exercices précédents (en taux annuel, respectivement en p.p.)

	PROJECTIONS				RÉVISIONS		
	2025	2026	2027	2028	2026	2027	2028
FMI*(scénario de référence)	PIB en volume						
Monde	3,4	3,1	3,2		0,0	0,0	
Économies avancées	1,9	1,8	1,7		0,2	0,0	
États-Unis	2,1	2,3	2,1		0,2	0,0	
Zone euro	1,4	1,1	1,2		-0,1	-0,2	
Économies émergentes	4,4	3,9	4,2		-0,1	0,0	
Chine	5,0	4,4	4,0		0,2	-0,2	
FMI*(scénario de référence)	Inflation						
Monde	4,1	4,4	3,7		0,7	0,3	
Économies avancées	2,5	2,8	2,2		0,6	0,1	
États-Unis	2,7	3,2	2,1		0,8	-0,1	
Zone euro	2,1	2,6	2,2		0,7	0,1	
Économies émergentes	5,2	5,5	4,6		0,8	0,4	
Chine	0,0	1,2	1,5		1,2	0,1	
Eurosystème/BCE (scénario de référence)**							
PIB zone euro	1,5	0,8	1,2	1,5	-0,1	-0,1	0,1
IPCH zone euro	2,1	3,0	2,3	2,0	0,4	0,3	-0,1
IPCH hors énergie et produits alimentaires zone euro	2,4	2,5	2,5	2,2	0,2	0,3	0,1

Sources : FMI, BCE, calculs BCL
** Publiées le 14 avril 2026. Révisions par rapport aux perspectives économiques mondiales d'octobre 2025.*
*** Publiées le 11 juin 2026. Révisions par rapport aux projections macroéconomiques de mars 2026.*

Quant aux dernières projections macroéconomiques de la BCE pour la zone euro, elles datent du 11 juin 2026. Selon ces projections, la croissance du PIB de la zone euro s'élèverait en moyenne à 0,8 % en 2026, 1,2 % en 2027 et 1,5 % en 2028. Il y a lieu de noter que la projection de croissance pour l'année 2026 est inférieure de 0,3 p.p. par rapport à la projection du mois d'avril du FMI, tandis que le taux de croissance pour 2027 est identique à celui projeté par le FMI.

Par rapport aux prévisions de mars 2026, la croissance du PIB selon le nouveau scénario de référence a été revue à la baisse, en particulier pour 2026 et 2027, reflétant ainsi les effets à l'échelle mondiale de la guerre au Moyen-Orient sur les marchés des matières premières, les revenus réels et la confiance des agents économiques. Cela étant, le faible niveau de chômage, la solidité des bilans dans le secteur privé et les dépenses publiques consacrées à la défense et aux infrastructures devraient contribuer davantage au soutien à la croissance économique.

L'inflation globale (IPCH) dans la zone euro s'établirait en moyenne à 3,0 % en 2026, 2,3 % en 2027 et 2,0 % en 2028. L'inflation a été révisée à la hausse par rapport aux projections de mars, en particulier pour 2026 et 2027, étant donné que les prix de l'énergie seront plus élevés en raison de la guerre au Moyen-Orient. S'agissant de l'inflation hors énergie et produits alimentaires, les projections du mois de juin de l'Eurosystème tablent sur une hausse moyenne de 2,5 % en 2026, 2,5 % en 2027 et 2,2 % en 2028.

Outre ces projections de référence, la BCE a élaboré trois scénarios alternatifs, en l'occurrence, un scénario modéré, un scénario défavorable, un scénario sévère, reposant principalement sur des hypothèses différentes en ce qui concerne la poursuite de la guerre au Moyen-Orient et à l'ampleur et la persistance du choc énergétique, son incidence sur l'environnement international et sur l'incertitude, ainsi que sa propagation via des effets indirects et de second tour sur l'inflation et la croissance économique. Aucune probabilité n'est attribuée à ces scénarios. Néanmoins, de tels scénarios servent à mettre en évidence les principales incertitudes quant aux conséquences du conflit actuel au Moyen-Orient.

Dans les trois cas, les hypothèses adoptées diffèrent par la sévérité du choc des prix de l'énergie et sa persistance. Une escalade du conflit au Moyen-Orient, associée à une persistance du choc des prix de l'énergie, aurait un impact plus important en 2026 et 2027 sur la consommation privée et publique, l'investissement, les échanges commerciaux et sur la variation des stocks. Ces scénarios se distinguent principalement sur trois points : l'intensité du choc initial sur l'approvisionnement énergétique, la persistance des perturbations et le niveau d'incertitude.

Le scénario défavorable suppose qu'au deuxième trimestre 2026, 20 % des flux de pétrole et de gaz naturel liquéfié (GNL) transitant par le détroit d'Ormuz seraient perturbés, en raison d'un blocus du détroit, sans pour autant que les infrastructures énergétiques ne subissent de dommages majeurs additionnels. Cela provoquerait une hausse significative des prix du baril de 25 % comparativement aux hypothèses adoptées lors de la réalisation des projections du mois de mars. En outre, les prix des matières premières subiraient également une progression et les marchés financiers seraient affectés par une augmentation temporaire de l'incertitude. Ces perturbations persisteraient jusqu'à la fin du troisième trimestre 2026, puis les volumes d'approvisionnement devraient revenir à la normale. Étant donné que ces perturbations sont supposées résulter d'un blocus plutôt que de la destruction des infrastructures, l'approvisionnement se rétablit relativement rapidement une fois les restrictions levées.

Les scénarios défavorable et sévère prévoient une hausse beaucoup plus forte des prix de l'énergie. Ils intègrent des effets indirects et de second tour plus marqués que le scénario de référence, afin de rendre compte des non-linéarités du processus de la propagation du choc initial des prix de l'énergie aux autres prix dans l'ensemble de l'économie. Dans le scénario défavorable, les prix du baril de pétrole rebondissent de 20 à 30 % par rapport au scénario de référence, pour atteindre 122 dollars par baril au troisième trimestre 2026, tandis que ceux du gaz doublent, pour atteindre 60 euros par MWh. De plus, ce choc serait persistant dans la mesure où les écarts par rapport au scénario de référence restent d'une ampleur similaire jusqu'à la fin de la période de projection. Par rapport au scénario de référence, le scénario défavorable implique que l'inflation serait supérieure de 0,3 et de 0,7 p.p. en 2026 et 2027 respectivement, mais l'écart se réduit significativement pour s'élever à 0,3 p.p. en 2028 avec un taux d'inflation de 2,3 % en raison des pressions désinflationnistes découlant de la normalisation rapide des prix de l'énergie cette année-là. À l'inverse, la croissance économique serait inférieure à celle du scénario de référence en 2026 et 2027, respectivement de 0,1 p.p. et 0,3 p.p., mais identique à celle du scénario de référence avec un taux de croissance en 2028 de 1,5 %.

Le scénario sévère est construit sur la base d'une perturbation plus intense et plus longue que dans le scénario modéré ou défavorable. Le choc subi par l'approvisionnement énergétique est plus important, dans la mesure où le conflit se prolongerait avec d'importants dommages causés aux infrastructures régionales de production de pétrole et de gaz, ce qui maintiendrait les prix de l'énergie à un niveau élevé pendant une longue période. En conséquence, les volumes d'approvisionnement ne reviendraient à leur état normal qu'en 2028, et cette normalisation se ferait de manière plus progressive que dans le scénario modéré ou défavorable. De plus, l'incertitude augmenterait plus fortement et serait plus

persistante. Dans un tel contexte, les prix du pétrole devraient atteindre un pic de 166 dollars par baril et ceux du gaz de 98 euros par MWh au troisième trimestre 2026, avant d'entamer une tendance baissière en 2028, mais à un rythme beaucoup plus lent et de rester nettement supérieurs aux hypothèses des scénarios de référence avec une évolution défavorable pendant le reste de l'horizon de projection.

Par rapport au scénario de référence, l'inflation globale serait nettement et durablement plus élevée sur l'horizon de projection avec des progressions de 1,0 p.p. en 2026, de 3,0 p.p. en 2027 et de 1,0 p.p. en 2028. La différence significative en matière d'inflation en 2028 entre le scénario défavorable (2,3 %) et le scénario sévère (3,0 %) met en évidence le rôle clé joué par l'évolution du conflit, les perturbations de l'approvisionnement énergétique et l'ampleur des mécanismes de propagation activés par le choc pour déterminer l'impact sur l'inflation à moyen terme. La croissance économique serait inférieure de 0,3 à 0,8 p.p. en 2026-2027, puis progresserait pour dépasser de 0,1 p.p. le scénario de référence en 2028. Cette accélération de la croissance vers la fin de l'horizon de projection reflète la hausse supposée des revenus et de la demande résultant de la réaction à la hausse des salaires suite à l'augmentation de l'inflation survenue au cours des années précédentes.

Dans ce contexte, le Conseil des gouverneurs a décidé, le 11 juin 2026, d'augmenter les trois taux d'intérêt directeurs de la BCE de 25 points de base. Ainsi, les taux d'intérêt de la facilité de dépôt, des opérations principales de refinancement et de la facilité de prêt marginal s'élevaient respectivement à 2,25 %, 2,40 % et 2,65 %.

Les portefeuilles du programme d'achats d'actifs (*asset purchase programme, APP*) et du programme d'achats d'urgence face à la pandémie (*pandemic emergency purchase programme, PEPP*) se contractent à un rythme mesuré et prévisible, car l'Eurosystème ne réinvestit plus les remboursements au titre du principal des titres arrivant à échéance.

Dans le cas des États-Unis, l'assouplissement de la politique monétaire s'est poursuivi jusqu'à la fin de l'année 2025. Le Comité fédéral de l'open market (*Federal Open Market Committee, FOMC*), a, en effet, procédé à trois baisses consécutives de 25 points de base des taux d'intérêt directeurs lors de chacune de ses réunions de septembre, d'octobre et de décembre 2025. Ainsi, depuis le 10 décembre 2025, ces taux évoluaient dans un intervalle de 3,50 % à 3,75 %. Néanmoins, les anticipations des marchés laissent présager non seulement la fin de l'assouplissement monétaire aux États-Unis, mais la progression des taux directeurs de 0,5 p.p. d'ici la fin de l'année 2026.

2. ÉVOLUTIONS CONJONCTURELLES AU LUXEMBOURG

Selon une première estimation du STATEC, le taux de croissance du PIB réel s'est établi à 0,6 % en 2025, contre 0,4 % en 2024. La faible progression de la croissance économique en 2025 est dû principalement au secteur financier, dont la valeur ajoutée brute a progressé de 1,1 % en 2025 contre 3,8 % en 2024. Le secteur non financier (+0,3 %) a quasiment stagné en 2025, mais avec des évolutions très hétérogènes selon les branches d'activité. La progression du commerce au sens large (1,2 %) et des services non marchands (3,7 %) a été en effet contrebalancée par le recul de l'activité dans l'industrie (-7,0 %), la construction (-1,5 %) et les activités de services privés (-1,3 %).

En ce qui concerne l'optique des dépenses du PIB, les principales composantes présentent des évolutions très hétérogènes. La consommation et l'investissement publics ont progressé à un rythme soutenu, respectivement de 5,7 % et 5,4 %, tandis que la consommation privée (+2,3 %) est restée résiliente. Les exportations totales n'ont, néanmoins, enregistré qu'une faible progression (1,2 %) et les investissements privés résidentiels (-0,4 %) et non résidentiels (-7,1 %) ont même reculé par rapport à 2024.

Tableau 1.2:
Principaux indicateurs macroéconomiques pour le Luxembourg (taux de variation annuel en %, sauf indication contraire)

	2018	2019	2020	2021	2022	2023	2024	2025
PIB en volume	1,6	2,7	-0,5	6,9	-1,1	0,1	0,4	0,6
VAB en volume du secteur financier	-2,0	-0,1	4,5	14,3	-5,0	-6,0	3,8	1,1
VAB en volume du secteur non financier	2.4	3.9	-2.7	4.9	-0.2	1.9	-1.3	0,3
Emploi salarié	3,6	3,6	1,7	2,9	3,4	1,9	0,9	1,1
Taux de chômage (en % de la population active)[2]	5,5	5,4	6,3	5,7	4,8	5,2	5,7	6,0
Coût salarial moyen	3,2	1,9	1,1	5,3	4,5	7,5	3,5	4,4
Échelle mobile de salaires	1,0	1,4	2,5	0,6	3,8	5,7	2,5	1,7
IPCN	1,5	1,7	0,8	2,5	6,3	3,7	2,1	2,3
IPCN énergie	8,4	1,6	-7,9	18,9	30,9	-5,7	-3,8	7,7
IPCN hors énergie	1,0	1,8	1,5	1,5	4,4	4,6	2,6	1,8
IPCH	2,0	1,6	0,0	3,5	8,2	2,9	2,3	2,5
Solde public (en % du PIB)	3,2	2,7	-3,1	1,1	0,2	-0,7	0,9	-2,0
Dette publique (en % du PIB)	20,9	22,3	24,5	24,2	24,9	24,7	26,3	26,4

Sources : STATEC, BCL. [1] En % de la population active.

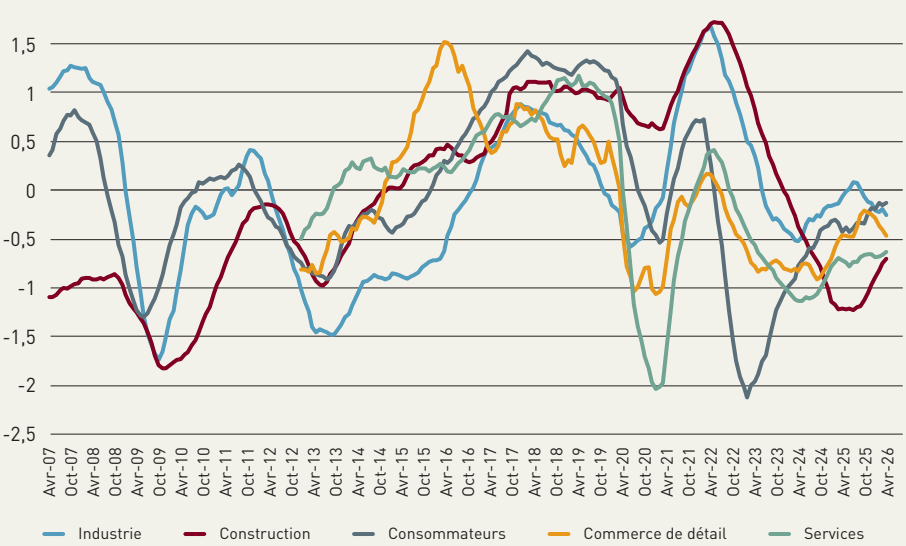
L'activité dans les services financiers, pour lesquels des indicateurs à court terme sont disponibles, affiche des résultats globalement positifs en 2025, après une année 2024 qui fut exceptionnelle. La valeur nette d'inventaire (VNI) des organismes de placement collectif (OPC) agréés a poursuivi sa progression et son niveau à la fin de l'année 2025 est désormais nettement supérieur au pic précédent enregistré en 2021. Elle a enregistré une hausse annuelle moyenne de 6,4 % en 2025, soit une hausse légèrement moindre qu'en 2024. Cependant, contrairement à l'année 2024, cette hausse en 2025 ne

[2] Le taux de chômage au sens strict est le rapport entre le nombre de demandeurs d'emploi au sens strict et la population active. La population au chômage inclut les personnes sans emploi, résidentes sur le territoire national et inscrites à l'Agence pour le Développement de l'Emploi (ADEM).

résulte pas uniquement d'une variation positive des marchés financiers, mais aussi d'un afflux de capitaux. La VNI des fonds non agréés[3] représente un quart du total de l'industrie des fonds d'investissement. Elle affiche un dynamisme très important depuis 2019, de surcroît supérieur à celui des OPC agréés, et a progressé de 27 % en 2025. Le secteur bancaire a enregistré une nouvelle hausse de ses résultats opérationnels. Le produit bancaire a augmenté de 1 %, malgré une baisse de la marge sur intérêts de -3 %, sous l'impulsion d'une hausse des revenus nets sur commissions (+4 %) et des revenus nets divers (+704 %). Le résultat net des banques (après provisions) a cependant enregistré une baisse (-4 %) en 2025 après une hausse substantielle en 2024 (+12 %).

À la fin de l'année 2025, la confiance était plus élevée qu'à la même période de l'année précédente dans toutes les branches de l'économie pour lesquelles des enquêtes d'opinion sont disponibles (industrie, construction, commerce de détail et services), ainsi que chez les consommateurs. Cependant, depuis le tournant de l'année 2025-2026, la situation est redevenue plus tendue dans certaines branches. Ces évolutions récentes moins favorables sont sans doute liées à la hausse significative du prix de l'énergie qui pèse sur le coût de production des entreprises. Malgré l'amélioration des indicateurs de confiance au cours de l'année 2025, leurs niveaux actuels restent inférieurs à leurs propres moyennes historiques, à l'exception du secteur de la construction, où la confiance a retrouvé un niveau proche de sa moyenne historique. La confiance des consommateurs, qui avait également atteint un niveau proche de sa moyenne historique à la fin de l'année 2025, a nettement baissé au début de l'année 2026, en raison d'une détérioration des attentes concernant la situation économique globale au Luxembourg. Ces craintes sont sans doute davantage liées à des facteurs externes, comme la récente très forte hausse des prix des produits pétroliers, qu'à des facteurs domestiques.

Graphique 1.1 :
Indicateurs de confiance au Luxembourg (balances standardisées, moyennes mobiles sur 12 mois)



Sources : STATEC, BCL, calculs BCL.
Note : la dernière observation se réfère à avril 2026. Pour la standardisation des balances, on calcule les z-scores en retranchent la moyenne et en divisant par l'écart-type.

L'inflation, telle que mesurée par l'indice des prix à la consommation national (IPCN), s'est établie en moyenne à 2,3 % en 2025, soit légèrement plus élevée qu'en 2024 (2,1 %). Cette évolution s'explique par la hausse du taux annuel de la composante énergie, qui est passé de -3,8 % en 2024 à 7,7 %, ainsi que par la baisse de l'inflation de l'IPCN hors énergie, dont le taux s'est établi à 1,8 %, soit un niveau bien plus bas qu'en 2024 (+ 2,6 %). Le taux d'inflation moyen de l'IPCH n'a également augmenté que très légèrement pour s'établir à 2,5 % en 2025, après avoir enregistré un taux de croissance de 2,3 % en

[3] Les données sont disponibles sur le site de la BCL sous https://www.bcl.lu/fr/statistiques/series_statistiques_luxembourg/13_fonds_investissement/13_16_Tableau.xls.

2024. La différence entre les deux indices peut s'expliquer par les différences de pondérations propres à chaque indice. Cette différence n'est pas très importante en 2025, mais elle cache néanmoins des facteurs divergents sous-jacents. La hausse du coût énergétique a eu un effet plus important sur l'IPCN que sur l'IPCH, car la hausse des prix était dictée par les prix du gaz et de l'électricité. En revanche, la hausse du prix du tabac a eu une incidence plus marquée sur l'IPCH.

Quant à l'emploi et étant donné les baisses enregistrées dans le secteur de la construction (-2,3 %) et dans l'industrie (-0,3 %) sur l'ensemble de l'année 2025, l'emploi salarié a augmenté en moyenne de seulement 1,1 %, une progression nettement en-dessous de la moyenne historique. En excluant la progression importante dans le secteur public (+3,7 %), la progression de l'emploi aurait été encore plus modeste. L'emploi frontalier, qui historiquement s'avère davantage sensible aux fluctuations cycliques en raison de sa répartition sectorielle, a enregistré une progression quasiment identique à celle de l'emploi résident. Le taux de chômage au sens strict a ainsi augmenté à 6,0 % en 2025, puis à 6,3 % au premier trimestre 2026, soit un niveau supérieur à celui d'avant la pandémie. La part des salariés (potentiellement) en chômage partiel a quant à elle diminué pour atteindre 1,1 % en moyenne en 2025[4], puis 0,7 % lors des cinq premiers mois de l'année 2026.

Les tensions sur le marché du travail sont restées largement inchangées. En effet, après avoir culminé à 1,4 % en 2024, le taux d'emplois vacants, qui mesure la proportion de postes à pourvoir, a diminué à 1,3 % en 2025, puis à 1,2 % au premier trimestre 2026. Les perspectives d'embauche issues des enquêtes d'opinion menées auprès des entreprises de construction se sont améliorées ces derniers mois, alors qu'elles se sont détériorées dans le secteur de l'industrie.

Quant aux finances publiques, il ressort des données de la comptabilité nationale que le solde des administrations publiques s'est fortement détérioré en 2025 pour atteindre -2 % du PIB. Cette détérioration fait suite à un surplus enregistré en 2024 (0,9 % du PIB) et est due à la fois à une croissance économique atone et à un ralentissement de la progression des recettes publiques (+2,5 %), tandis que les dépenses publiques ont poursuivi leur progression de façon très soutenue (+8,8 %)[5]. La décélération de la croissance des recettes en 2025 s'explique notamment par une baisse de 2,6 % des recettes d'impôts courants sur le revenu. S'agissant de l'évolution de la dette publique par rapport au PIB, le ratio a légèrement augmenté au cours de l'année 2025. Il s'élevait à 26,4 % du PIB en 2025, en progression de 0,1 p.p. par rapport à 2024 (26,3 %).

De ce qui précède, au début de l'année 2026, l'incertitude en relation avec le conflit actuel au Moyen-Orient ainsi que la forte hausse du prix de l'énergie sont des facteurs de risque non négligeables pour les perspectives de croissance économique, dans la zone euro, mais également au Luxembourg.

[4] Bien qu'en retrait par rapport aux pics atteints lors de la pandémie, la part des salariés potentiellement en chômage partiel, c'est-à-dire estimée sur la base des demandes introduites par les entreprises, demeure importante d'un point de vue historique. Par contre, la part des salariés effectivement en chômage partiel est bien plus basse (0,1 % en janvier 2026, ce qui correspond à son niveau le plus bas depuis la pandémie). Par précaution, les entreprises ont tendance à formuler des demandes bien au-delà du besoin effectif.

[5] STATEC (2026) Note de conjoncture 2026-1, pp 55-56, publiée le 2 juin 2026. Elle est disponible via le lien internet suivant : https://statistiques.public.lu/dam-assets/catalogue-publications/note-conjoncture/2026/ndc-1-26-web.pdf

Encadré 1.1 :

LES CONDITIONS FINANCIÈRES ET LES RISQUES POUR LA CROISSANCE ÉCONOMIQUE AU LUXEMBOURG

Contrairement à la prévision de la croissance elle-même (prévision limitée à un chiffre), celle du risque pesant sur la croissance économique tient compte de l'ensemble de la distribution de la croissance future. D'ailleurs, cette approche est devenue un important outil d'analyse pour la stabilité financière, car elle permet d'évaluer les effets de l'évolution des variables financières sur la croissance économique future. Ainsi, le principal point de départ de l'approche « Growth at Risk (GaR) » est de se focaliser sur le contenu informatif des indicateurs financiers dans la prévision des risques pour la croissance.

L'article fondateur de cette approche est celui d'Adrian et al. (2019)[6]. L'approche GaR estime le niveau de croissance économique tel que la probabilité de se trouver en dessous de ce niveau est inférieure à un seuil fixé. Ce seuil correspond souvent au 5e ou 10e percentile de la distribution de la croissance future[7].

MÉTHODOLOGIE DE LA GAR

La méthodologie de la GaR suit une procédure en deux étapes. Dans une première étape, notre modèle (1) est estimé à l'aide de la méthode des régressions quantiles :

$$CroissPIB_{t+8T} = \alpha + \beta_1 CroissPIB_t + \beta_2 RisqueCyclique_t + \varepsilon_t, \quad (1)$$

Où $CroissPIB_{t+8T}$ est le taux de croissance projeté sur les huit prochains trimestres, $CroissPIB_t$ indique le taux de croissance du PIB réel à la période (t), $RisqueCyclique_t$ est un indicateur du risque systémique cyclique. Il est mesuré par la moyenne mobile[8] du taux de croissance annuel de l'écart du ratio des crédits au secteur privé domestique sur le PIB par rapport à sa tendance, extraite par le filtre H-P, et ε_t dénote le terme d'erreur. α , β_1, et β_2 sont des paramètres de la régression à estimer.

Dans une seconde étape, la fonction quantile ainsi obtenue est approximée par une distribution de Student asymétrique (*skewed-t distribution*)[9] afin d'obtenir les densités de la croissance future du PIB. De façon plus concrète, on estime les quatre paramètres de la distribution asymétrique en minimisant la distance entre la fonction quantile estimée et la fonction quantile de la distribution asymétrique $F^{-1}(\tau; \mu, \sigma, \alpha, \nu)$. L'équation à minimiser s'écrit :

$$\{\hat{u}_{t+h}, \hat{\sigma}_{t+h}, \hat{\alpha}_{t+h}, \hat{\nu}_{t+h}\} = \min_{\mu,\sigma,\alpha,\nu} \sum_{\tau} \left(\hat{Q}_{y_{t+h}|x_t}(\tau|x_t) - F^{-1}(\tau;\ \mu,\ \sigma,\ \alpha,\ \nu)\right)^2, \quad (2)$$

où μ, σ, α, ν sont les quatre paramètres de la skewed-t distribution, à savoir la moyenne, l'écart-type, l'asymétrie et le degré de liberté. y_{t+h} et x_t représentent respectivement le taux de croissance futur à l'horizon h et la matrice de variables explicatives. Le résultat de cette minimisation nous fournit, pour chaque période du temps, les quatre paramètres estimés de la distribution asymétrique de Student qui sont par la suite utilisés pour construire les distributions futures du taux de croissance réel du PIB.

6 Adrian, T., N. Boyarchenko, and D. Giannone. (2019) "Vulnerable Growth", *American Economic Review*, 109(4), pp. 1263-1289.
7 On utilisera le quantile à 5 % (τ=0,05) tout au long de cette étude.
8 La moyenne mobile est calculée sur huit trimestres.
9 La distribution asymétrique de Student est définie par Azzalini et Capitanio (2003) dans leur article intitulé : « Distributions generated by perturbation of symmetry with emphasis on a multivariate skew t distribution », *Journal of the Royal Statistical Society,* Series B (Statistical Methodology), 65(2), 367-389. Elle s'écrit comme suit :

$f(y;\ \mu,\ \sigma,\ \alpha,\ \nu) = \frac{2}{\sigma} t\left(\frac{y-\mu}{\sigma};\ \nu\right) T\left(\alpha \frac{y-\mu}{\sigma} \sqrt{\frac{\nu+1}{\nu+\frac{y-\mu}{\sigma}}};\ \nu+1\right)$, où t(.) est la fonction de densité (PDF) et T(.) est la fonction de répartition (CDF) de la distribution asymétrique de Student.

ESTIMATION DU RISQUE SUR LE TAUX DE CROISSANCE ÉCONOMIQUE DU LUXEMBOURG

Le tableau 1.3 affiche les paramètres de la régression estimée pour différents quantiles. Les données utilisées sont à fréquence trimestrielle et couvrent la période 2001T2 à 2025T4. Les résultats indiquent que le coefficient du risque systémique cyclique est négatif pour la majorité des régressions quantiles. Néanmoins, il n'est statistiquement significatif que pour les percentiles 5 % et 50 %. Le signe négatif signifie que l'accumulation des risques cycliques affecte négativement la croissance économique future. Les résultats du tableau 1.3 affichent également l'importance de la sensibilité de la croissance économique future à la croissance actuelle.

Tableau 1.3 :

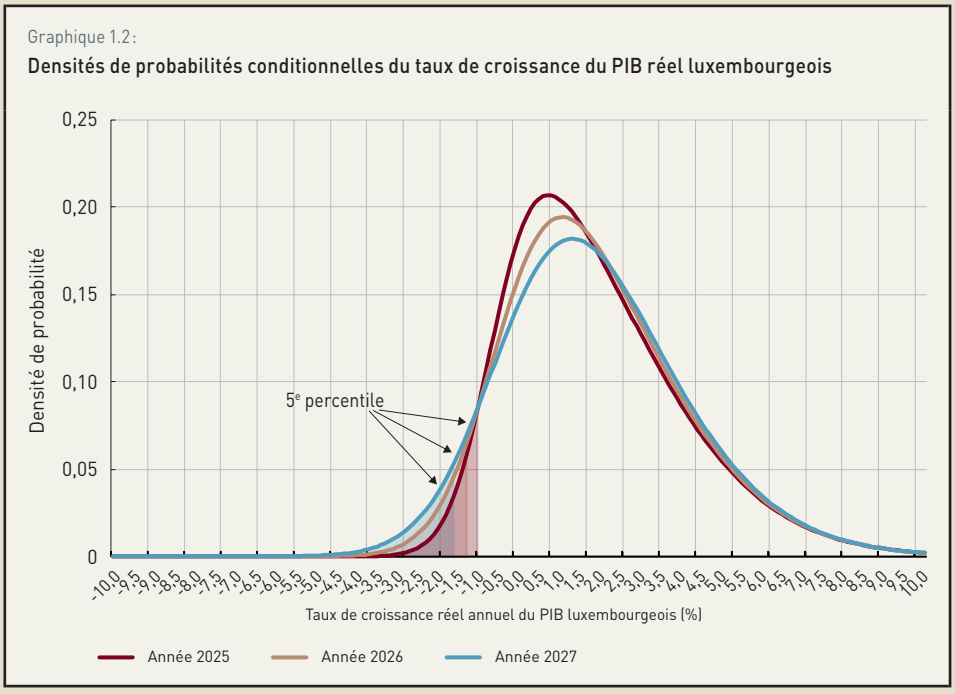
Estimation de la régression quantile

VARIABLES	5 %	25 %	50 %	75 %	95 %
Risque Cyclique	-0,479*	0,007	-0,134*	-0,058	0,363
	(0,263)	(0,134)	(0,074)	(0,144)	(0,425)
Croissance PIB	-0,633*	-0,007	0	0,124	0,004
	(0,318)	(0,083)	(0,103)	(0,218)	(0,389)
Constante	-0,033***	0,001	0,016***	0,032***	0,077***
	(0,010)	(0,005)	(0,004)	(0,006)	(0,014)

Source : BCL.
*Notes : Les écarts-types sont présentés entre parenthèses. Seuil de signification *** p=1 %, ** p=5 %, * p=10 %.*

Graphique 1.2 :

Densités de probabilités conditionnelles du taux de croissance du PIB réel luxembourgeois



Source : BCL.

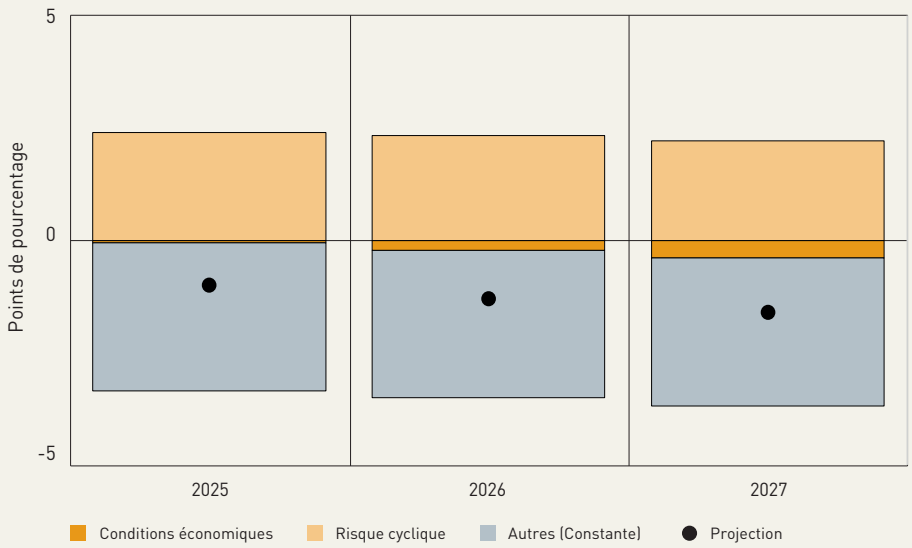
Le graphique 1.2 affiche les densités estimées de probabilités conditionnelles de la croissance du PIB au Luxembourg pour les périodes 2025, 2026 et 2027 sur la base du modèle (1), ainsi que la GaR à 5 % (c'est-à-dire, le seuil de croissance correspondant à une probabilité de 5 %) indiquée par les parties hachurées[10]. On observe que les distributions de croissance varient peu d'une période à une autre, ce qui pourrait laisser présager la continuité des conditions actuelles de l'activité et de la croissance économique au Luxembourg. Cependant, le graphique 1.2 révèle aussi que

[10] Étant donné que les observations sont à fréquence trimestrielle, nous obtenons les estimations annuelles par une moyenne arithmétique des densités trimestrielles estimées. La projection centrale issue du modèle 1 est différente de la projection de croissance du PIB préparée par la BCL dans le cadre des projections macroéconomiques de l'Eurosystème.

la queue gauche de la distribution est davantage décalée vers la gauche en 2026 et 2027. En d'autres termes, avec une probabilité fixée à 5 %, la croissance économique serait en 2025 inférieure à -1 % ; tandis qu'avec le même seuil de probabilité, la croissance serait inférieure à -1,3 % en 2026 et à -1,6 % en 2027. Ainsi, les risques d'une croissance plus faible, tels qu'interceptés par le percentile 5 %, seraient un peu plus élevés en 2026 et 2027 par rapport à 2025.

Graphique 1.3 :

Contributions des variables à la croissance du PIB prévue au 5ème percentile



Source : BCL.

Le graphique 1.3 décompose la croissance estimée au 5e percentile entre les contributions des différentes variables explicatives. Il ressort que la baisse du 5e percentile pour 2026 et 2027 serait expliquée par une légère détérioration des conditions économiques.

3. MARCHÉ IMMOBILIER : ÉVOLUTIONS RÉCENTES ET RISQUES POUR LA STABILITÉ FINANCIÈRE

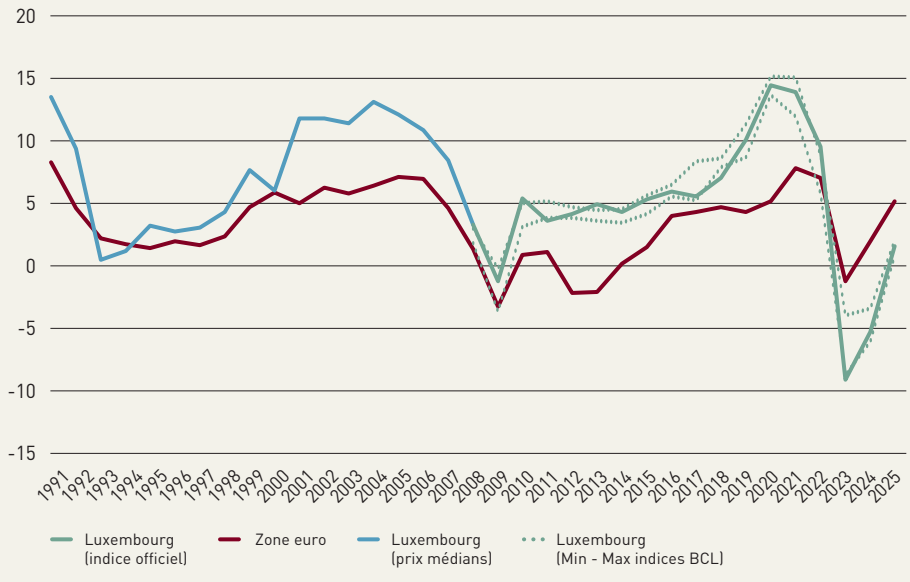
3.1 LES PRIX DE L'IMMOBILIER RÉSIDENTIEL

En 2025, les prix de l'immobilier résidentiel ont augmenté de 1,6 % sur une année, après avoir reculé en 2023 et 2024. Le nombre de ventes est resté inférieur à ses niveaux historiques, bien qu'il ait repris dans le segment des logements existants (assimilés au marché de l'ancien) pour y atteindre son niveau habituel. Ces développements s'inscrivent dans le contexte de plusieurs baisses des taux directeurs de la BCE jusqu'en juin 2025 et d'une hausse temporaire de la demande, qui a été renforcée par l'expiration de différentes incitations fiscales au deuxième trimestre 2025[11].

Malgré la correction des prix en 2023 et 2024, le déséquilibre structurel entre la demande et l'offre de nouveaux logements risque de relancer de nouveau les prix à la hausse, contribuant à une dynamique persistante d'augmentation des prix de logements pour équilibrer le marché. Ainsi, la surévaluation des prix des logements (voir section 3.2), pourrait représenter à terme un risque systémique pour la stabilité du système bancaire et, par richochet, le système financier national. Cette section analyse l'évolution des prix et passe en revue les facteurs qui sont susceptibles d'influencer l'offre et la demande de logements.

Graphique 1.4 :

Prix des logements au Luxembourg et dans la zone euro mesurés par différents indices de prix (en taux de variation annuel)



Sources : Eurostat, STATEC, Administration de l'Enregistrement, des Domaines et de la TVA, calculs BCL
Note : Les indices du STATEC et de la BCL se basent sur les transactions individuelles fournies par l'AED à partir de 2007. Les lignes pointillées montrent les taux de croissance minimale et maximale de trois indices calculés par la BCL (un indice hédonique, un indice à ventes répétées et un indice basé sur un modèle d'apprentissage automatique, voir le cahier d'étude BCL N. 194). Avant 2007, ces indices sont complétés par les taux de progression d'un indice calculé par la BCL (prix médians) à partir des données du STATEC (voir l'analyse 2.2 du Bulletin, n°2000/2).

3.1.1 Évolution des prix des logements

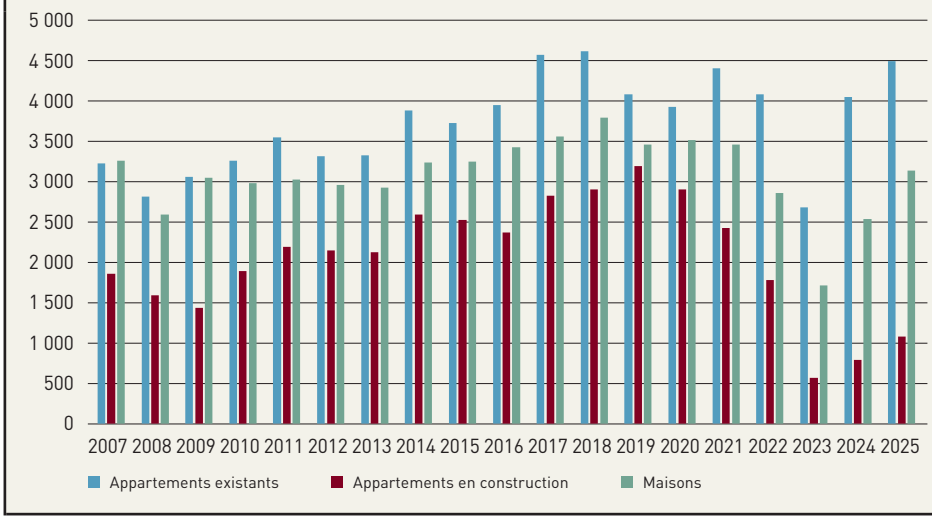
Entre 2010 et 2022, les prix des logements au Grand-Duché ont augmenté sans interruption comme l'illustre le graphique 1.4. Selon l'indice officiel du STATEC, la croissance annuelle a atteint son plus haut niveau historique en 2020 (14,5 %) après une nette accélération des prix en 2019. La décélération s'est amorcée au deuxième trimestre 2021 et les prix ont reculé sur base trimestrielle entre 2022T4 et 2024T1. Les baisses annuelles ont été de 9,1 % en 2023 et de 5,2 % en 2024; alors que les prix immobiliers dans la zone euro ont enregistré une augmentation moyenne de 2 % durant la même période. En 2025, les prix au Luxembourg ont progressé de 1,6 % au cours de l'année entière, mais en passant d'un taux annuel de 2,8 % lors du premier semestre à seulement 0,4 % durant le second.

[11] Selon l'enquête sur la distribution du crédit bancaire effectuée par la BCL, la demande de crédits immobiliers de la part des ménages a augmenté au cours des trois premiers trimestres de 2025, puis a diminué au cours du dernier trimestre de la même année. (voir l'encadré 3.3).

Le graphique 1.4 affiche l'indice officiel compilé par le STATEC selon la méthode dite « hédonique », ainsi que trois indices « alternatifs » compilés par la BCL[12]. Les indices ont évolué de manière similaire depuis 2008, confirmant ainsi la profonde baisse en 2023 et la reprise enregistrée en 2024 et 2025.

Le nombre de ventes en 2025 s'est redressé par rapport au niveau de 2024 (graphique 1.5), mais il reste inférieur d'environ un quart aux niveaux atteints entre 2017 et 2021, avec des écarts notables selon le segment de marché. En 2025, le nombre de ventes d'appartements existants a dépassé son niveau de 2021 de 2 %, tandis que les ventes d'appartements en construction demeurent 40 % en dessous de leur niveau sur la même année. Ces chiffres doivent être interprétés avec une certaine prudence, car les appartements en construction qui ne trouvent pas d'acheteur pendant la phase de construction sont reclassifiés comme biens existants une fois achevés. Cette reclassification peut gonfler le nombre de ventes d'appartements existants, en réduisant les ventes d'appartements en construction. Deuxièmement, le nombre de ventes d'appartements en construction en 2025 intègre les achats par l'État ou la Ville de Luxembourg, qui avaient pour objectif d'atténuer les effets de la crise sur le secteur de la construction[13].

Graphique 1.5 :
Nombre de ventes de logements



Source : Administration de l'Enregistrement, des Domaines et de la TVA.

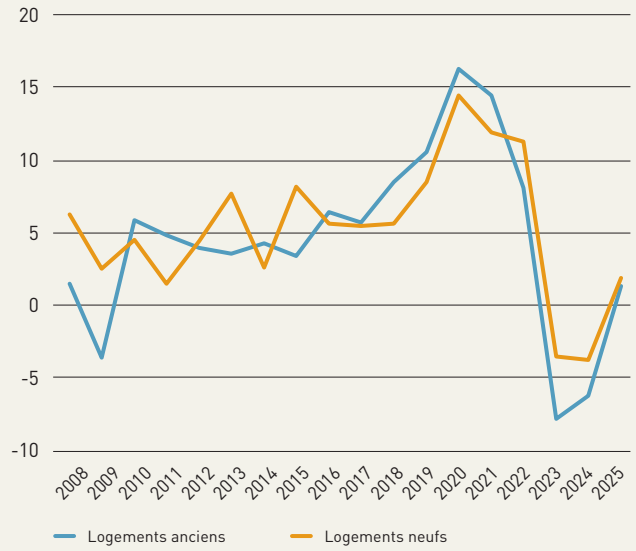
L'année 2025 se caractérise par deux phénomènes. Premièrement, les prix pour les logements en construction et pour les logements existants ont augmenté légèrement et de manière comparable au cours de l'année. Cette évolution contraste avec la baisse plus marquée des prix des appartements existants enregistrée en 2023 et 2024 (graphique 1.6).

Deuxièmement, la progression des prix en 2025 a été moins importante dans le canton de Luxembourg (autour de la capitale) que dans le reste du pays (graphique 1.7). En effet, les prix des appartements dans le canton de Luxembourg n'ont guère progressé sur base annuelle, alors que dans le reste du pays, ils ont augmenté de 3 % en 2025. Cette évolution a émergé après la hausse continue de 2019 à 2022. Elle a été plus marquée dans le reste du pays que dans le canton de Luxembourg. De même pour la baisse généralisée en 2023 et 2024, elle fut plus importante dans le reste du pays. Malgré ces différences entre les régions, les prix des logements demeuraient plus élevés dans la capitale et ses communes avoisinantes[14].

12 Voir « Using machine learning to aggregate apartment prices: comparing the performance of different Luxembourg indices », BCL, Cahier d'études N. 194, février 2025.
13 Voir « Le Logement en chiffres N° 17 », Observatoire de l'habitat (2025).
14 Voir « Le Logement en chiffres N° 19 », Observatoire de l'habitat (2026).

Graphique 1.6 :

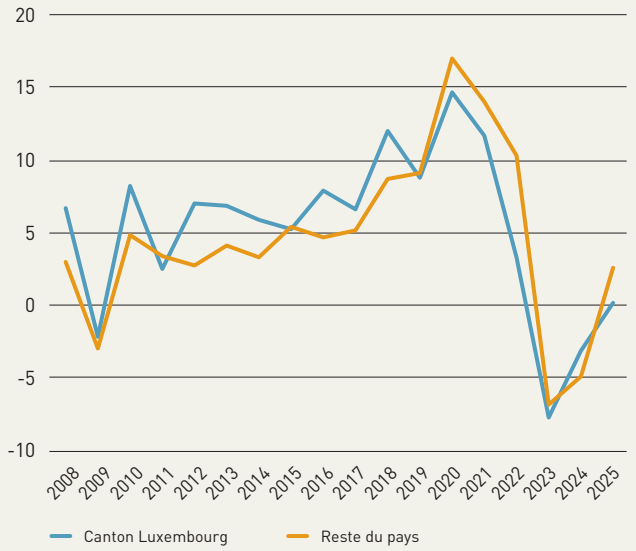
Prix des appartements au Luxembourg selon le type de logement (en taux de variation annuel)



Source : STATEC, indices hédoniques.

Graphique 1.7 :

Prix des appartements selon la région géographique (en taux de variation annuel)



Source : Administration de l'Enregistrement, des Domaines et de la TVA.
Note : indices hédoniques calculés par la BCL selon la méthode décrite par STATEC (2010) « Un indice des prix hédonique des appartements », Économie et statistiques N°44.

3.1.2 Facteurs agissant sur l'offre et la demande de logements

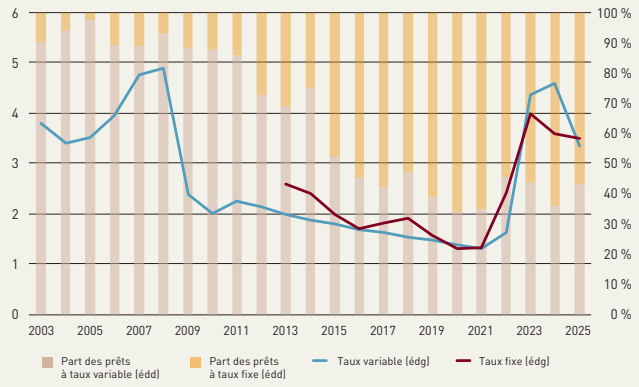
La demande de logements est influencée par plusieurs facteurs, en particulier l'accès au financement bancaire. En 2025, le Conseil des gouverneurs a suivi une approche s'appuyant sur les données pour déterminer, réunion par réunion, l'orientation appropriée de la politique monétaire. Cette approche a conduit à quatre baisses des taux d'intérêt directeurs au cours de l'année. Ces décisions ont contribué à une baisse des taux variables appliqués aux nouveaux contrats d'emprunt hypothécaire au Luxembourg (graphique 1.8). Pour les prêts hypothécaires accordés avec des taux d'intérêt variables dont la période de fixation est inférieure à un an, les taux sont passés de 4,6 % en 2024 à 3,4 % en 2025. En revanche, sur la même période, les taux fixes sont passés de 3,6 % à 3,5 %, ce qui a entraîné une hausse de la part des prêts à taux variable dont la part est passée de 36 % à 43 %. Malgré ces évolutions, le flux des nouveaux crédits immobiliers octroyés reste en dessous des niveaux enregistrés avant 2023.

L'encours des crédits immobiliers octroyés aux ménages a augmenté de 2,5 % en 2025, après une baisse de 0,7 % en 2024 (voir graphique 1.9). Le volume de nouveaux crédits accordés aux ménages a enregistré une augmentation annuelle de 12 % en 2025 pour s'établir à 6,69 milliards d'euros, un niveau proche de celui de l'année 2018 (voir graphique 1.9). Cette croissance est en ligne avec la reprise des prix et des transactions sur le marché de l'immobilier résidentiel.

Selon l'enquête BCL sur la distribution du crédit bancaire, les conditions d'octroi des crédits immobiliers sont restées relativement stables en 2025, même si les banques ont rapporté un léger assouplissement à travers les taux d'intérêt appliqués. Les banques participantes à l'enquête ont également signalé une hausse de la demande de crédits immobiliers, surtout au début de l'année. Elles ont attribué cette augmentation au niveau général des taux d'intérêt, ainsi qu'au régime réglementaire et fiscal. Cependant,

Graphique 1.8 :

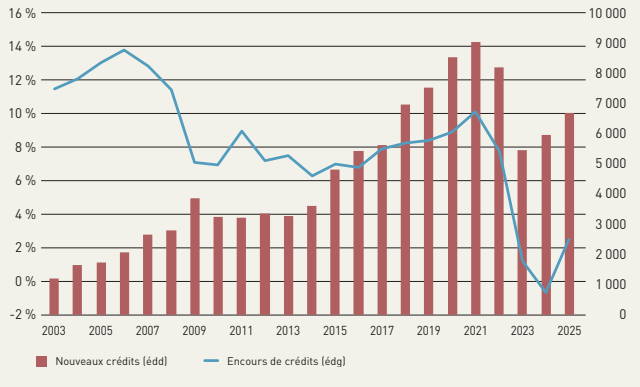
Évolution des taux hypothécaires fixe et variable (EDG : en %) et parts des nouveaux crédits accordés à taux fixe et à taux variable (EDD)



Source : BCL.
Note : les crédits à taux variable comprennent tous les crédits dont la période de fixation du taux est inférieure ou égale à un an.

Graphique 1.9 :

Flux des crédits immobiliers octroyés aux ménages résidents (millions d'euros) et taux de croissance annuel des encours bilantiels (en %)



Sources : BCL, encours de crédits des banques (BSI)
Note : les nouveaux crédits sont issus du reporting statistique de la BCL (Tableau 3.2).

la dynamique de la demande s'est atténuée au troisième trimestre 2025 avec l'expiration des mesures fiscales destinées à relancer le marché immobilier au Luxembourg, et les banques ont même signalé une baisse de la demande au dernier trimestre de l'année[15].

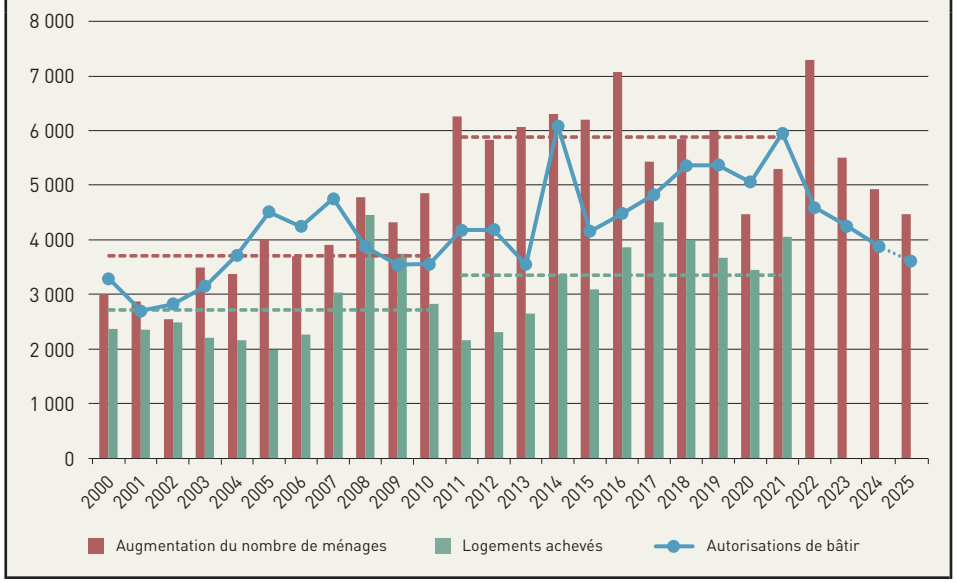
La demande de logements dépend du revenu disponible des ménages, qui est fonction, entre autres, de l'emploi et des salaires. Selon les dernières données, l'emploi salarié a progressé de seulement 1 % en 2025, tandis que le taux de chômage au sens strict est resté stable à 6 % et la rémunération des salariés a progressé de 5,5 %.

Au-delà des facteurs conjoncturels, le Luxembourg connaît un déséquilibre structurel entre la demande et l'offre de logements. La population résidente a progressé de 2,1 % par an au Luxembourg entre 2011 et 2024 et de 1,5 % en 2025, quand la population de la zone euro a augmenté de seulement 0,3 %. Cependant, l'offre de nouveaux logements au Luxembourg n'a guère suivi cette pression induite par la progression de la population résidente. Selon les dernières données disponibles, entre 2011 et 2022, près de 3 400 nouveaux logements ont été construits par an, tandis que le nombre des ménages résidents a augmenté de presque 5 900 unités par an (graphique 1.10). Étant donné que les ventes de logements en état futur d'achèvement restent largement inférieures au pic enregistré par le passé, il est probable que le déficit de l'offre s'est aggravé, en tout cas à court terme. Selon les projections des ménages et de la demande potentielle de logements publiées en 2019[16] , la demande d'habitats se situerait entre 5 600 et 7 500 nouveaux logements par an. Dans ce contexte, il est regrettable de constater que la dernière mise à jour des données relatives aux logements achevés, datant de mai 2026, ne contient que des informations allant jusqu'à l'année 2022, limitant ainsi la visibilité sur l'évolution des logements achevés. Pourtant, le nombre d'autorisations de bâtir a chuté de près de 30 % entre 2021 et 2025. Cette baisse prolongée des autorisations de bâtir suggère que le flux de nouveaux logements achevés ne devrait pas augmenter substantiellement dans les prochaines années, aggravant ainsi le déséquilibre entre offre et demande.

15 Voir l'encadré 3.4 pour une analyse des derniers résultats de l'enquête sur la distribution du crédit bancaire.
16 Peltier, F. (2019) « Projections des ménages et de la demande potentielle de logements : 2018-2060 » STATEC *Économie et Statistiques* No. 106.

Graphique 1.10:

Logements achevés, population résidentielle et autorisations de bâtir (nombre de logements, nombre de ménages et nombre de logements résidentiels autorisés par an))



Source : STATEC. Notes : Logements dans bâtiments résidentiels, semi-résidentiels et autres. La dernière observation disponible pour les logements achevés (pour l'année 2021) a été publiée en décembre 2025. Le nombre de ménages est calculé en combinant la population résidente avec la taille moyenne d'un ménage (recensement de la population). Les lignes pointillées indiquent les moyennes respectives de 2000 à 2010 et de 2011 à 2020. Les autorisations de bâtir correspondent au nombre de logements dans des bâtiments résidentiels hors résidences pour les collectivités. La dernière donnée disponible correspond au troisième trimestre 2025 et la valeur annuelle dans le graphique représente l'extrapolation simple des trois premiers trimestres de l'année.

Le déséquilibre structurel entre l'offre et la demande de logements ressort également d'une analyse de la BCL à partir d'un modèle économétrique qui combine des éléments démographiques avec les conditions de financement (section 3.2).

La progression des prix immobiliers se répercute sur l'endettement brut des ménages luxembourgeois, qui se situe déjà à un niveau élevé par rapport aux autres pays européens, malgré la correction des prix observée en 2023 et 2024 (voir section 3.2.1). Cet endettement est largement imputable à la forte progression des crédits pour des logements octroyés à des résidents. En effet, 38 % des ménages luxembourgeois détenaient une dette hypothécaire en 2025 contre seulement 26.5 % dans la zone euro[17]. Étant donné que les crédits hypothécaires accordés aux ménages sont concentrés auprès d'un nombre limité de banques domestiques (cinq banques détiennent près de 90 % des crédits), une augmentation brusque et importante des défauts de paiement des ménages pourrait entraîner des tensions au sein du système bancaire.

Le niveau élevé de l'endettement brut des ménages est partiellement compensé par leur détention d'importants actifs financiers. Selon les chiffres de la dernière édition de l'enquête sur le comportement financier et de consommation des ménages au Luxembourg, en 2023, les actifs financiers des ménages représentaient 165 % de leur endettement[18]. Cependant, ce constat agrégé masque des situations hétérogènes au niveau des différentes catégories de ménages, ce qui est une source de vulnérabilités non négligeables. Selon une analyse plus détaillée de l'endettement des ménages [19], en 2023 les actifs financiers étaient concentrés parmi les ménages les plus aisés et le ratio dette-sur-actifs était bien plus élevé pour les ménages les plus modestes. Cette analyse a également révélé que pour 75 % des ménages endettés, la charge liée au remboursement de la dette représentait moins de 40 % de leur revenu disponible en 2023.

Plusieurs institutions internationales ont analysé le marché immobilier luxembourgeois. Dans le cadre du Semestre européen 2025, le rapport sur le Luxembourg par la Commission européenne a souligné

17 Selon l'enquête EU-SILC (statistiques de l'UE sur le revenu et les conditions de vie).

18 Lindner, P., Mathä, T. Y., Pulina, G., & Ziegelmeyer, M. (2026). « The Luxembourg Household Finance Consumption Survey: Results from the fifth wave in 2023», BCL, Cahier d'études N. 207, avril 2026.

19 Giordana & Ziegelmeyer, « Household indebtedness and their vulnerability to rising interest rates », BCL, Cahier d'études N. 173, juin 2023.

l'endettement élevé des ménages et la détérioration de l'accessibilité au logement au cours de la dernière décennie, reflétant une offre limitée face à une demande en forte hausse. La Commission insiste sur la nécessité de remédier à la pénurie persistante en augmentant l'offre, notamment grâce à une harmonisation de la politique d'aménagement du territoire et à une réforme de la taxe foncière. La Commission recommande également de renforcer la coordination transfrontalière en matière de transports publics et d'aménagement urbain[20]. Le déséquilibre structurel entre l'offre et la demande a d'ailleurs été confirmé par le rapport de la Commission européenne sur le mécanisme d'alerte 2025.

En 2026, lors de sa consultation au titre de l'article IV[21], le FMI a préconisé une accélération des investissements dans le logement social et abordable afin de remédier aux coûts du logement élevés qui pèsent sur les revenus réels, l'offre de main-d'œuvre et la compétitivité. Le FMI a recommandé également d'accélérer les progrès en matière de fiscalité foncière pour décourager la thésaurisation du terrain et d'assouplir la réglementation afin de réduire les coûts qui y sont associés. L'objectif principal serait ainsi d'augmenter l'offre de logements pour faciliter l'accessibilité, surtout pour les ménages vulnérables. Dans ce contexte, le FMI souligne de nouveau l'importance d'une révision des aides au logement, en supprimant progressivement les mesures non ciblées qui sont axées sur le soutien de la demande.

Pour conclure, la baisse des prix immobiliers en 2023 et 2024 a contribué à une modération de la surévaluation et des risques qui lui sont associés. Cependant, les prix immobiliers ont de nouveau progressé en 2025, sous l'impulsion de facteurs structurels, notamment l'écart persistant entre l'offre et la demande de logements. En l'absence d'une action politique forte pour éliminer ce déséquilibre, les risques liés au secteur immobilier au Luxembourg pourraient se traduire par des répercussions économiques et sociales lourdes pour les ménages, pour les finances publiques et pour la compétitivité de l'économie nationale[22].

3.2 LE SECTEUR DE L'IMMOBILIER RÉSIDENTIEL ET LA STABILITÉ FINANCIÈRE AU LUXEMBOURG

Un développement de vulnérabilités dans le secteur de l'immobilier résidentiel au Luxembourg peut potentiellement avoir d'importantes implications pour la stabilité du système financier national. La baisse des prix de l'immobilier résidentiel, amorcée en 2023 et poursuivie pendant les trois premiers trimestres 2024, combinée à une inversion du cycle du crédit hypothécaire, s'est traduite par une reprise modérée avec une croissance atténuée des prix des logements et du crédit. Cependant, les prix des logements par rapport au revenu disponible brut des ménages restent élevés et les conditions de crédit demeurent relativement souples. Ces risques sont amplifiés par le niveau élevé d'endettement des ménages au Luxembourg. De plus, les risques géopolitiques externes liés à la guerre en Iran pourraient ajouter de l'incertitude aux perspectives économiques, à travers une inflation et des taux d'intérêt plus élevés.

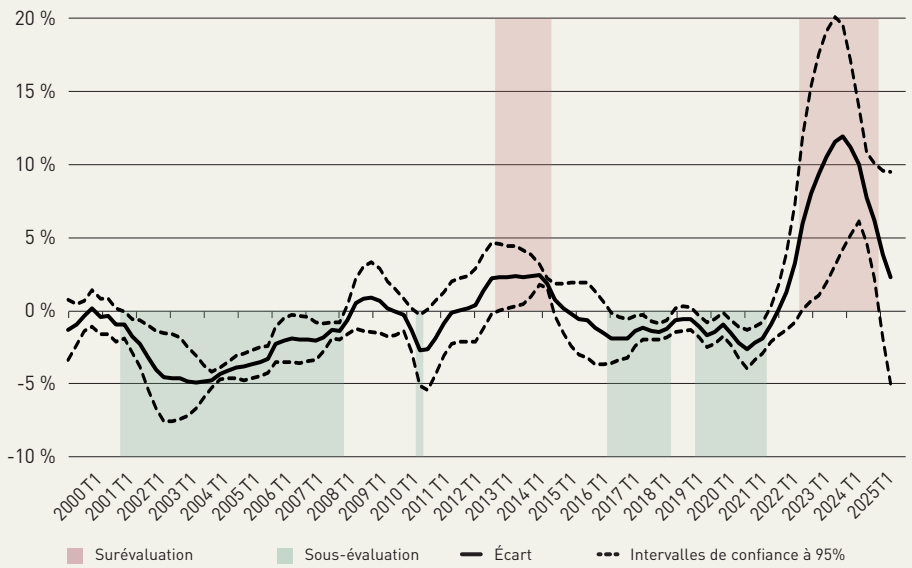
Il y a lieu de rappeler que lorsque les prix de l'immobilier diminuent, le patrimoine des ménages propriétaires décroît. Dans un tel contexte, il peut en résulter une hausse des défauts de paiement des ménages sur leurs dettes hypothécaires et/ou sur toute autre dette gagée par leur patrimoine. Autrement dit, le taux de défaut sur les prêts hypothécaires accordés par les établissements de crédit serait susceptible de progresser. Par conséquent, il est nécessaire que les autorités accordent une importance particulière à la dynamique des prix immobiliers et à l'identification des épisodes durant lesquels les prix de l'immobilier résidentiel s'écartent sensiblement de leur niveau d'équilibre de long terme.

[20] Voir « 2025 European Semester Country Report – Luxembourg », European Commission, June 2025
[21] Luxembourg: Staff Concluding Statement of the 2026 Article IV Mission", IMF (2026).
[22] Voir G. Reinesch, (2022), Blog du Gouverneur n° 14 : « Les prix de l'immobilier résidentiel au Luxembourg » sur www.bcl.lu

Généralement, trois approches peuvent être adoptées pour déterminer si les prix de l'immobilier résidentiel évoluent de manière compatible avec les fondamentaux économiques. La première approche repose sur des méthodologies purement statistiques selon lesquelles toute déviation positive ou négative des prix de l'immobilier résidentiel par rapport à leur moyenne historique ou à leur tendance est synonyme de surévaluation ou de sous-évaluation. La seconde approche s'appuie sur des modèles économétriques multivariés ou d'équilibre général pour quantifier les déséquilibres. Généralement, ces modèles économétriques incorporent un ensemble de variables explicatives permettant d'évaluer la compatibilité de l'évolution des prix de l'immobilier résidentiel avec leurs fondamentaux. Dans le cadre de cette seconde approche et afin d'atténuer l'incertitude quant à la fiabilité des résultats issus d'un seul modèle, la BCL s'est appuyée en 2025 sur trois types de modèles : le modèle à correction d'erreur (ECM, « error correction model »), la régression quantile et le modèle à régimes multiples. Enfin, la troisième approche s'appuie sur la théorie d'évaluation des actifs financiers (le modèle de Gordon et Shapiro[23]), compte tenu de la similarité entre un investissement dans un bien immobilier et dans les actions. Dans ce cadre, la valeur de l'actif consiste en la somme actualisée des revenus futurs anticipés.

Le modèle ECM tient compte de l'importance de la dynamique des flux des crédits immobiliers sur l'évolution des prix de l'immobilier résidentiel. En 2023 et pendant la majeure partie de 2024, l'évolution du marché du logement était particulièrement marquée par une augmentation des taux d'intérêt hypothécaires, une réduction des nouveaux prêts hypothécaires et une détérioration générale des perspectives du marché du logement. Le ralentissement du marché au cours des dernières périodes s'est traduit par une diminution de la surévaluation des prix de l'immobilier résidentiel, qui s'est également poursuivie en 2025. Le graphique 1.11 représente l'écart du niveau des prix de l'immobilier résidentiel par rapport à sa valeur fondamentale issue du modèle vectoriel à correction d'erreur[24]. Pour le quatrième trimestre 2025, le modèle indique que les prix de l'immobilier résidentiel s'écartent modérément de leur valeur d'équilibre (+2,2 %). Toutefois, cette valeur est entourée de beaucoup d'incertitude dans la mesure où l'intervalle de confiance de l'estimation est relativement large. L'incertitude de l'estimation reflète également des changements significatifs dans les variables sous-jacentes, tels que les révisions récentes des données du revenu disponible.

Graphique 1.11 :
Écarts des prix de l'immobilier résidentiel : résultats issus de l'estimation d'un modèle vectoriel à correction d'erreurs



Sources : Calculs BCL. Période d'estimation : 2000T1-2025T4

L'approche de l'évaluation des prix des actifs pour l'estimation de la surévaluation des prix de l'immobilier résidentiel requiert une condition d'équilibre à long terme entre l'évolution des taux de rendement des biens locatifs et celle des prix de l'immobilier

[23] Gordon M.J. et E. Shapiro, (1956) "Capital Equipment Analysis: The Required Rate of Profit", *Management Science*, 3, pp. 17–35.
[24] Il s'agit d'une mise à jour des résultats du Cahier d'études de la BCL N° 117, "Housing Prices and Mortgage Credit in Luxembourg" en substituant le revenu disponible des ménages au PIB.

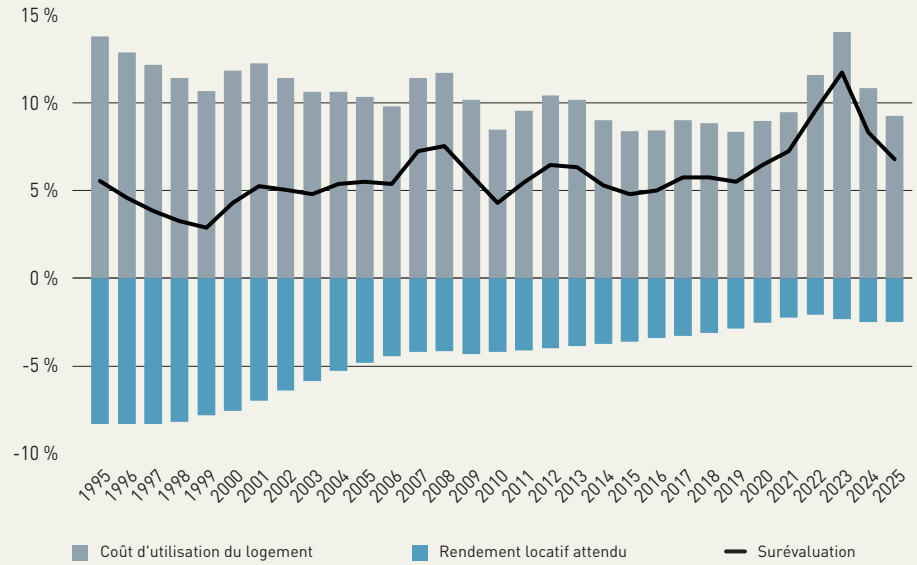
résidentiel[25]. Plus précisément, à l'équilibre le rendement locatif attendu doit être égal au coût d'usage du logement (« *user cost of housing* »). Le graphique 1.12 illustre l'évolution de l'écart entre ces deux composantes depuis 1995. Il ressort d'une part que le rendement locatif attendu a diminué au fil des ans, reflétant la croissance plus rapide des prix du logement par rapport aux loyers. D'autre part, le coût d'usage a augmenté en 2023 en raison d'une hausse des coûts du service de la dette, mais a baissé en 2024 et 2025 en raison de la baisse du coût d'opportunité et du coût du service de la dette. Pour le quatrième trimestre 2025, les résultats indiquent que la surévaluation des prix de l'immobilier résidentiel a poursuivi sa tendance baissière. Néanmoins, l'écart par rapport à leur valeur d'équilibre contraint demeure élevé dans la mesure où il s'établissait à +6,8 % à la fin de 2025.

Il est très important de rappeler que dans un marché avec une offre inélastique ou contrainte, la courbe de logements offerts converge vers la verticalité où l'offre est indépendante des prix du marché. Dans ce contexte, l'obtention d'un nouvel équilibre du marché s'obtient par un prix de logements plus élevé que celui du marché concurrentiel où l'offre et la demande sont élastiques. Autrement dit, le déséquilibre persistant entre l'offre et la demande

[25] Pour plus de détails sur cette approche, voir l'étude intitulée «House price misalignment from fundamentals in Luxembourg: an asset pricing approach» qui est disponible dans les annexes de cette Revue.

Graphique 1.12 :

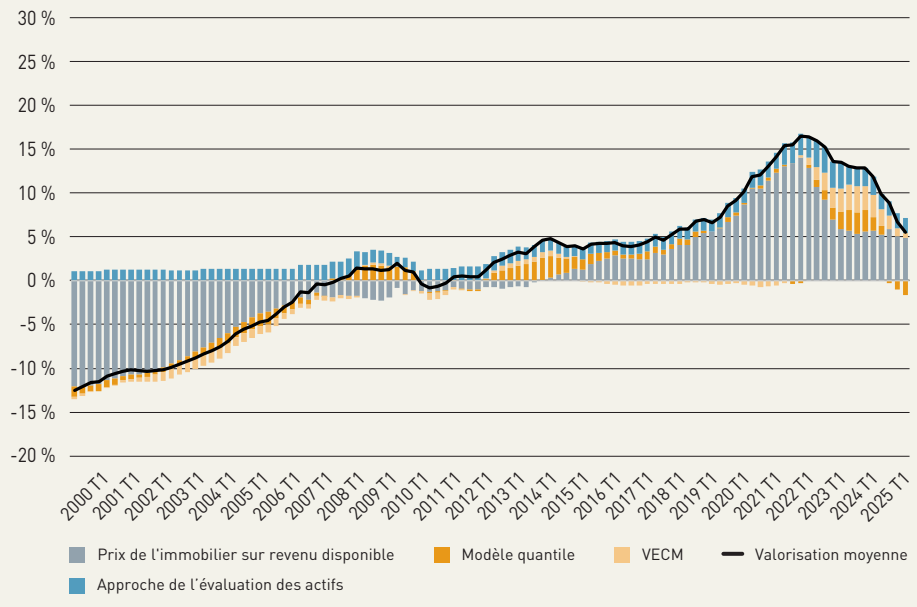
Écarts des prix de l'immobilier résidentiel et contribution des variables d'intérêt : résultats issus de l'approche de l'évaluation des actifs : 1995-2025



Sources : Calculs BCL. Période d'estimation : 1995-2025

Graphique 1.13 :

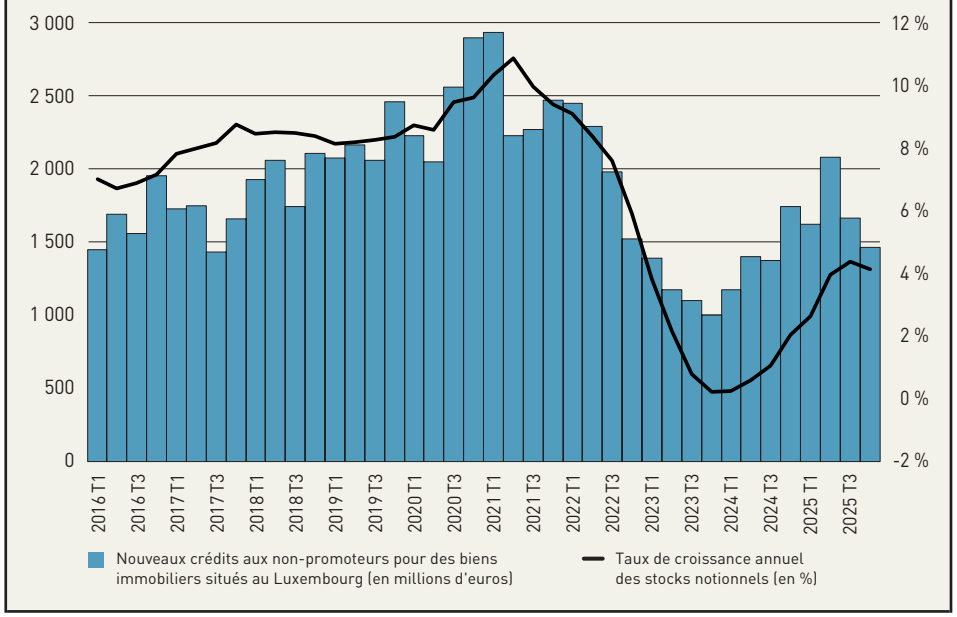
Mesure de surévaluation moyenne de la BCL (en %)



Sources: STATEC, BCE Statistical Data Warehouse (SDW), calculs BCL. Période: 2000T1-2025T4. Les données sur le revenu disponible annuel des ménages sont publiées par le STATEC. La mesure de surévaluation moyenne de la BCL est une moyenne d'un indicateur statistique (écart du prix de l'immobilier sur le revenu disponible), de deux estimations économétriques de surévaluation (modèle quantile et modèle vectoriel de correction d'erreur) et de l'approche d'évaluation des actifs.

Graphique 1.14 :

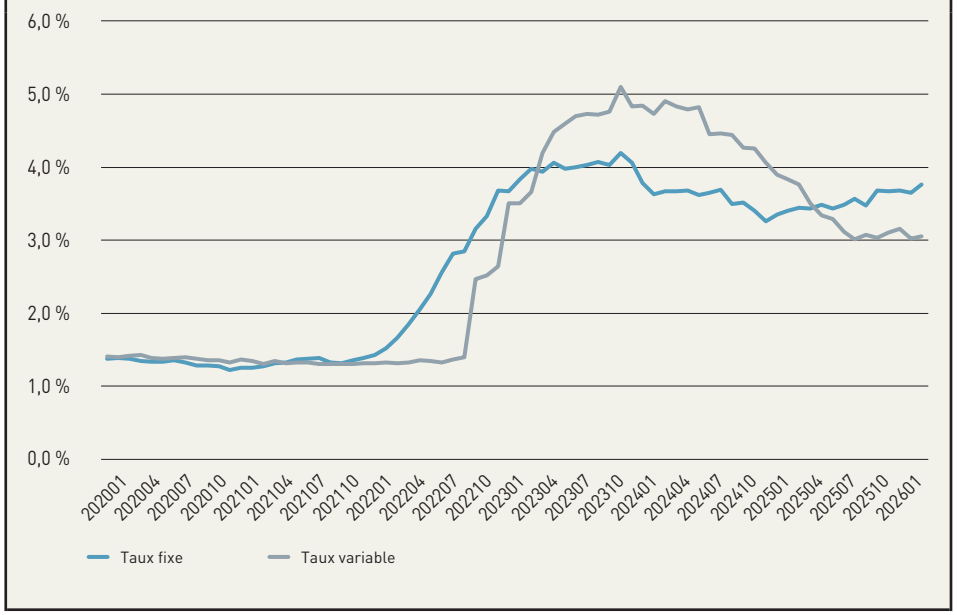
Évolution des crédits immobiliers accordés aux non-promoteurs (en %)



Sources: BCE (SDW), Tableau Statistique BCL 11.9. Période : 2016T1-2025T4. Les nouveaux crédits aux non-promoteurs, pour des biens immobiliers situés au Luxembourg, sont collectés depuis le Tableau 11.9 de la BCL. Le taux de croissance annuel fait référence aux stocks notionnels de crédits hypothécaires pour les contreparties domestiques.

Graphique 1.15 :

Évolution mensuelle des taux d'intérêt hypothécaires



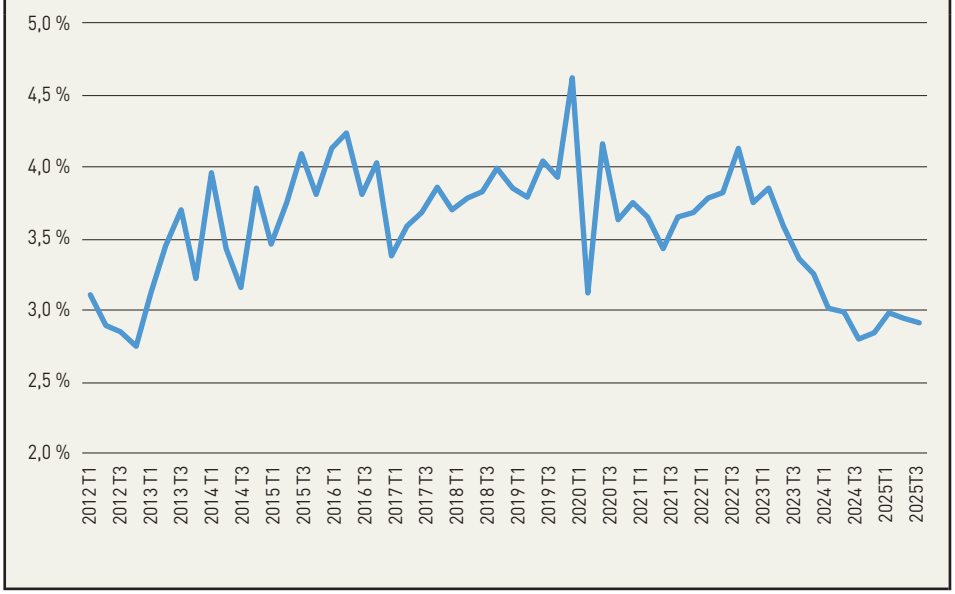
Source: BCL, calculs BCL. Période: 2020M01-2026M02.

sur le marché de l'immobilier résidentiel au Luxembourg s'est traduit par une dynamique de tension ascendante sur les prix de l'équilibre du marché. Dans ce contexte, il est utile de rappeler que l'atténuation de la surévaluation enregistrée ces deux dernières années, n'est nullement synonyme de convergence vers un équilibre soutenable à moyen-long terme car l'ajustement s'est fait principalement par une baisse de la demande, qui demeure forte, et un prix d'équilibre contraint élevé.

Afin de tenir compte de l'incertitude, qui entoure les estimations de la surévaluation des prix de l'immobilier au Luxembourg, la BCL adopte également une mesure de surévaluation moyenne qui comprend l'ensemble des indicateurs statistiques et les résultats issus des modèles économétriques et d'évaluation des actifs financiers. Il ressort de cette mesure moyenne que la surévaluation s'élevait à 5,6 % au quatrième trimestre 2025 (graphique 1.13).

En ce qui concerne l'évolution du crédit, une réduction de l'encours des crédits hypothécaires accordés aux non-promoteurs a été observée au Luxembourg en 2023 et durant la majeure partie de 2024. Toutefois, cette tendance s'est inversée dès le premier trimestre de 2024 et s'est poursuivie pour franchir la zone négative en affichant un taux de croissance annuel de +3,0 % au 2025T4 (ligne, échelle de droite sur le graphique 1.14). Quant aux flux des crédits hypothécaires accordés aux

Graphique 1.16 :
Évolution de la formation brute de capital fixe dans les logements par rapport au PIB



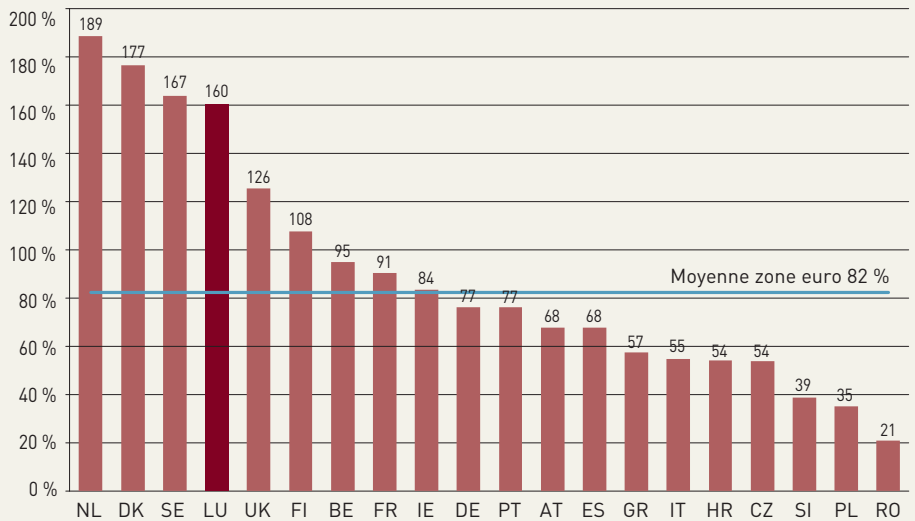
Sources : BCE (SDW), STATEC. Période : 2012T1-2025T4.

non-promoteurs, ils ont enregistré un taux de croissance annuel de -16,0 % au quatrième trimestre 2025 (barres, échelle de gauche sur le graphique 1.14). En 2025, un total de 6,82 milliards d'euros de nouveaux crédits hypothécaires a été accordé aux non-promoteurs pour des biens immobiliers situés au Luxembourg contre 5,69 milliards d'euros en 2024 et 4,66 milliards d'euros en 2023. Par ailleurs, le nombre de crédits a fortement baissé en 2025, passant de 4 603 en 2024T4 à 3 706 crédits en 2025T4. Ces résultats s'expliquent principalement par la fin mi-2025 des mesures de soutien fiscales aux ménages. Ils se reflètent, par ailleurs, dans les données de l'enquête trimestrielle de la BCL réalisée en janvier 2026 sur la distribution du crédit bancaire (BLS). En effet, les résultats de l'enquête BLS suggèrent que la demande de prêts hypothécaires a baissé au dernier trimestre 2025 suite à la fin des mesures gouvernementales. Toutefois, l'enquête du mois d'avril 2026 révèle qu'une légère reprise est entamée en dépit du durcissement net des critères d'octroi pour les prêts au logement accordés aux ménages au premier trimestre 2026. Selon les réponses issues de cette enquête, les banques anticipaient une baisse la demande de prêts hypothécaires au second trimestre 2026.

La reprise de la demande de crédit hypothécaire observée en 2024 est principalement due à la baisse des taux d'intérêt hypothécaires. Après avoir atteint 4,2 % en novembre 2023, les taux fixes ont entamé une baisse qui s'explique par l'atténuation des pressions inflationnistes et par l'anticipation de baisses des taux directeurs qui en découlent (graphique 1.15). Le taux d'intérêt fixe moyen pondéré sur les crédits hypothécaires accordés aux ménages résidents affichait une hausse de 0.5 p.p. comparativement à son niveau à la fin de 2024 pour s'établir à 3,8 % en février 2026, tandis que le taux variable moyen pondéré a atteint 3,0 % au cours de la même période, en enregistrant une baisse significative de 1 p.p.

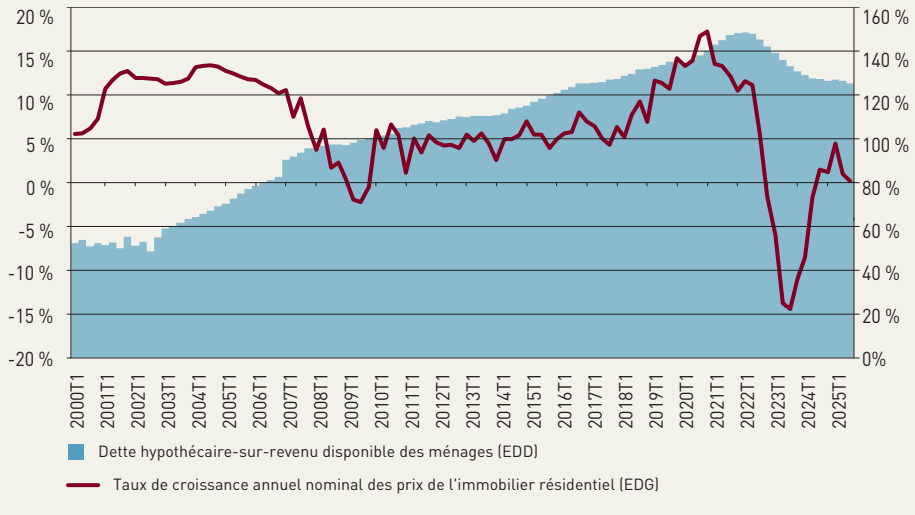
En ce qui concerne l'offre de logements et malgré le rattrapage enregistré par la suite, le ralentissement du marché de l'immobilier résidentiel a entraîné une nouvelle baisse de la part de l'investissement immobilier dans le PIB depuis le deuxième trimestre 2023 (graphique 1.16). À la fin de l'année 2025, cette part s'élevait à 2,9 %, similaire au niveau enregistré en 2012, et 0,9 p.p. en dessous de la moyenne historique de la période 2014-2019 (3,8 %). Cette faiblesse de l'investissement résidentiel reflète la faiblesse de la performance du secteur de la construction en 2024-2025, quand les autorisations de bâtir ont enregistré une baisse conséquente de 30 % depuis l'année 2021 et les indices de confiance dans la construction sont restés à de faibles niveaux. La flambée des coûts de construction, qui a culminé entre 2021 et 2023, a réduit la capacité des entreprises à lancer de nouveaux projets, limitant à la fois le volume des permis accordés et la volonté des promoteurs d'engager du capital, renforçant ainsi la pression à la baisse sur la part de l'investissement logement dans le PIB.

Graphique 1.17:
Ratio de la dette totale des ménages-revenu disponible en % (2025T4)



Sources : CERS (ESRB) et calculs BCL pour le Luxembourg (LU) ; NB : Le ratio représente la dette totale des ménages et ISBL sur les revenus disponibles des ménages estimés au cours des quatre derniers trimestres. Pour le LU, les données officielles du STATEC, de fréquence annuelle, sont disponibles jusqu'en 2025. Le graphique rapporte les valeurs pour 2025T4 lorsqu'elles sont disponibles. Pour HR il s'agit de 2016T4, pour UK de 2020T3, pour SI de 2024T1, pour BE, CZ, FI, FR, GR, IE, NL, PL et RO de 2025T3.

Graphique 1.18:
Évolution de la dette hypothécaire sur revenu disponible



Sources : BCE, STATEC, calculs BCL. Période : 2000T1-2025T4.

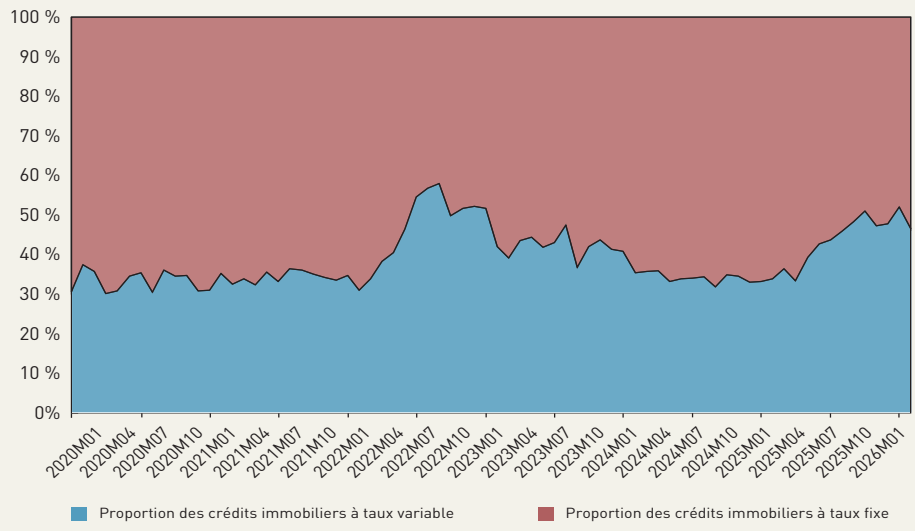
La hausse des prix immobiliers observée jusqu'à l'année 2022 a affecté les niveaux d'endettement des ménages, la majorité de la dette des ménages au Luxembourg étant constituée de dettes hypothécaires. En même temps, des taux d'intérêt plus élevés ont négativement affecté la capacité de remboursement des ménages endettés. Ces deux facteurs ont contribué à maintenir un niveau d'endettement brut élevé des ménages luxembourgeois par rapport à leurs revenus disponibles malgré les baisses trimestrielles successives des prix de l'immobilier résidentiel enregistrées durant la période 2022T4 à 2024T1 (voir section 3.2.1). Étant donné que les crédits hypothécaires accordés aux ménages sont concentrés auprès d'un nombre limité de banques domestiques (cinq banques détiennent près de 90 % des crédits), les établissements concernés pourraient voir leur solidité affectée en cas de matérialisation du risque de défauts de paiement de leurs contreparties sur ce segment d'activité.

3.2.1 Mesure de l'endettement des ménages et évaluation de leur vulnérabilité

L'évolution de la dette privée, qu'elle soit issue des entreprises ou des ménages, doit être prise en considération dans l'analyse des risques pour la stabilité financière. L'endettement brut des ménages est mesuré par la somme des encours de crédits accordés par les établissements bancaires aux ménages résidents. Le ratio de la dette par rapport au revenu disponible brut (graphique 1.17) permet de comparer le poids de l'endettement brut des ménages luxembourgeois par rapport aux autres pays de l'Union européenne. Au Luxembourg, ce ratio atteignait 160 % au quatrième trimestre 2025, soit un niveau largement supérieur à la moyenne de la zone euro (82 %).

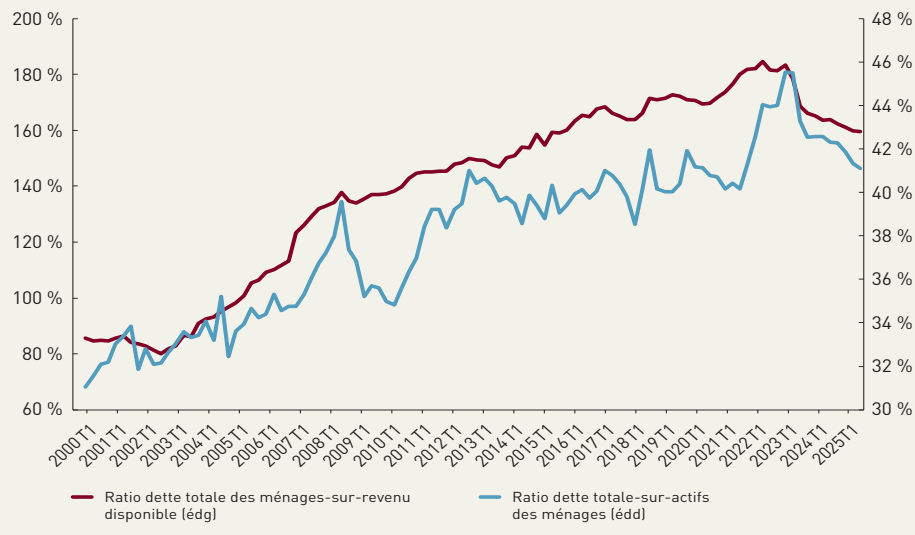
L'endettement des ménages au Luxembourg a constamment progressé depuis l'année 2000. Cette tendance ne s'est inversée qu'en 2022. L'endettement des ménages résulte pour près de 80 % de la souscription d'emprunts hypothécaires. L'augmentation de cet endettement peut ainsi être expliquée par la hausse persistante des prix de l'immobilier et par des normes de crédit relativement souples, tandis que la récente diminution s'explique par les baisses des prix des logements enregistrées au cours de la récente période 2022T4 à 2024T1 (graphique 1.18) ainsi que par l'augmentation des revenus nominaux suite à l'indexation des salaires. Cependant, en 2025, le taux de croissance réel du revenu disponible des ménages était de 2,4 %, tandis que la réduction des prix réels de l'immobilier résidentiel n'était que de 0,6 %. La divergence entre les prix des logements et le revenu disponible persiste, même si l'écart entre les deux a nettement diminué entre 2022 et 2025. Ces dynamiques se reflètent aussi dans le niveau de l'endettement hypothécaire par rapport au revenu disponible. Au quatrième trimestre 2025, la dette hypothécaire des ménages atteignait 125 % de leur revenu disponible.

Graphique 1.19 :
Nouveaux crédits immobiliers à taux variable et à taux fixe



Source : Calculs BCL. Période : 2020M01-2026M02.

Graphique 1.20 :
Ratio dette-revenu disponible et ratio dette-actifs



Sources : STATEC, calculs BCL. Période : 2000T1-2025T4.

Le stock de la dette hypothécaire des ménages au Luxembourg est majoritairement à taux fixe, la part des crédits hypothécaires à taux variable dans le total des nouveaux crédits hypothécaires ayant diminué au fil des années, d'environ 80 % en 2014 à près de 30 % au début de l'année 2022. Après une augmentation temporaire due à la normalisation de la politique monétaire initiée en 2022, la part des nouveaux crédits hypothécaires à taux variable a de nouveau diminué pour s'établir à 32 % en septembre 2024, tandis que plus récemment elle a de nouveau augmenté en février 2026 pour s'élever à 47 % (graphique 1.19).

L'importance des dettes des ménages luxembourgeois constitue une vulnérabilité effective qui peut fragiliser la soutenabilité de leur dette à moyen terme. En outre, on observe que, malgré la récente correction, l'augmentation du ratio dette-revenu disponible des ménages au fil des ans était plus prononcée que celle du ratio dette-actifs totaux des ménages (graphique 1.20). Cela signifie que l'accumulation de la dette par rapport au revenu disponible évolue beaucoup plus vite que l'accumulation des actifs par les ménages.

Outre les indicateurs d'endettement des ménages abordés dans cette section et compte tenu de l'importance de l'endettement des jeunes ménages, l'encadré 1.2 propose d'analyser l'importance de l'endettement de cette dernière catégorie à l'aide des données de la cinquième enquête sur le comportement financier et de consommation des ménages au Luxembourg.

Encadré 1.2 :

ANALYSE DE L'ENDETTEMENT DES JEUNES MÉNAGES AVEC DES MICRO-DONNÉES ISSUES DES ENQUÊTES DE LA BCL

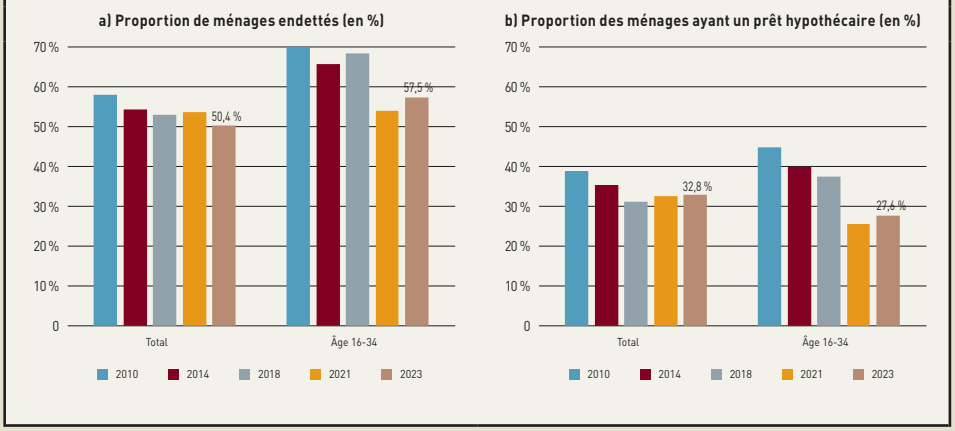
Les résultats de la dernière enquête sur les finances et la consommation des ménages (« *Household Finance and Consumption Survey* », HFCS) réalisée en 2023 permettent d'analyser l'endettement des jeunes emprunteurs. Cette enquête fournit notamment des informations sur les montants et autres données relatives à l'endettement des ménages par tranches d'âge, y compris les jeunes ménages, qui sont cantonnés dans la tranche d'âge des « 16-34 » ans.

Les graphiques 1.21a et 1.21b révèlent qu'en 2023, 50,4 % des ménages interrogés étaient endettés, dont près d'un tiers (32,8 %) détenait une dette hypothécaire. La part des jeunes endettés s'affiche avec 7 points de pourcentage supérieure à celle de l'ensemble de l'échantillon sondé. Elle s'élevait à 57,5 % alors qu'elle représentait 54.1 % en 2021, soit une progression de 3.4 p.p. Toutefois, la tranche de jeunes ménages détenant une dette hypothécaire s'avère plus faible que celle de l'échantillon global, mais son niveau demeure élevé avec une part de 27,6 %. Cette part a progressé de 2.2 p.p. par rapport à son niveau de l'enquête de 2021.

Il ressort des résultats issus de l'enquête HFCS de 2023 que la diminution de la part des ménages endettés fut accompagnée par une baisse des montants de la dette moyenne hypothécaire des ménages. Le graphique 1.22 montre que la moyenne de la dette hypothécaire a diminué de 37 000 EUR entre 2021 et 2023 pour atteindre un montant total de 413 000 EUR. Cependant, la moyenne de la dette hypothécaire détenue

Graphique 1.21 :

Proportion de ménages endettés

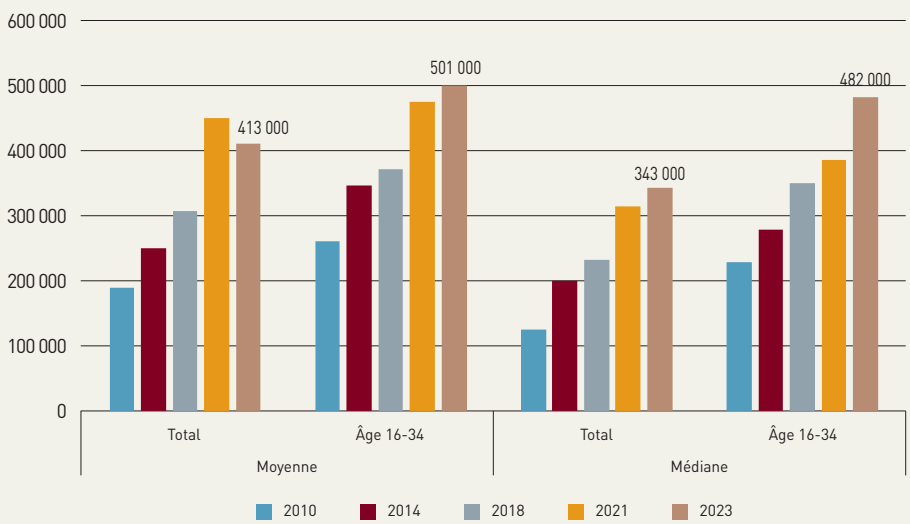


Source : HFCS, calculs BCL. Période : 2010, 2014, 2018, 2021, 2023.

par les jeunes ménages a progressé de 24 000 EUR par rapport à son niveau de 2021. Elle s'élevait à 501 000 EUR, un niveau nettement supérieur à celui de l'ensemble des ménages.

En ce qui concerne les conditions d'attribution de crédits, le ratio DTI (« Debt to income », graphique 1.23a), c'est-à-dire le ratio de la dette des ménages par rapport à leur revenu, a enregistré une diminution de 7 p.p. en 2023 par rapport à 2021 pour atteindre 125,8 %. En revanche, le ratio DSTI (« Debt service to income », graphique 1.23b) a légèrement augmenté, de 0,2 p.p. au cours de la même période.

Graphique 1.22:
Évolution de la dette hypothécaire des ménages : 2010-2023



Source : HFCS, calculs BCL. Période : 2010, 2014, 2018, 2021, 2023.

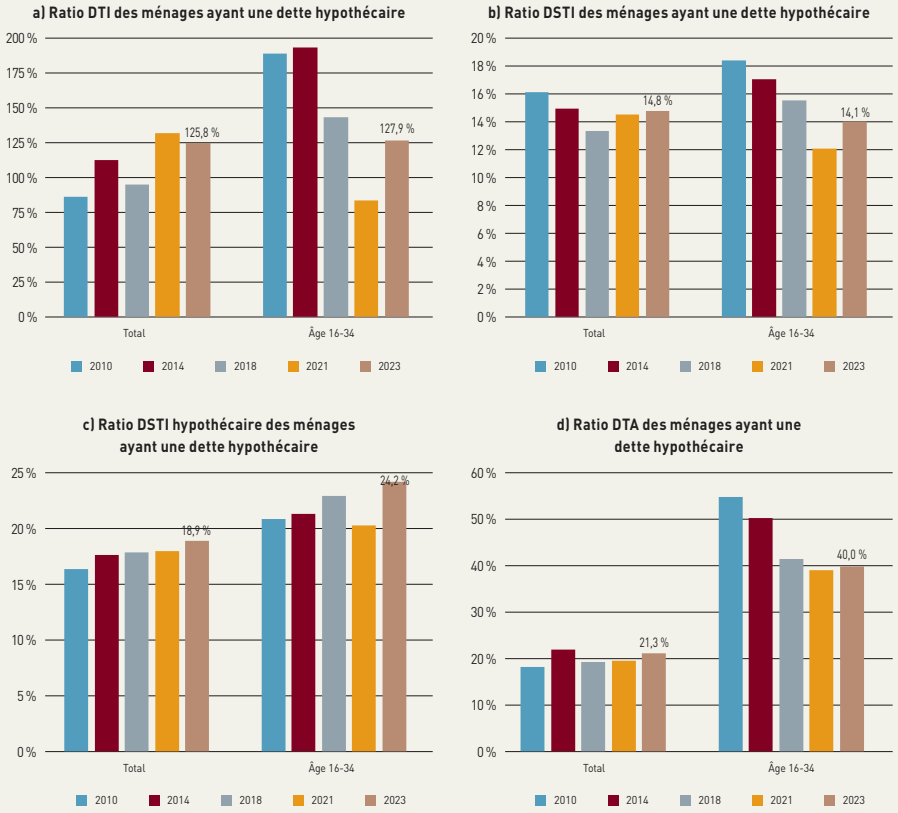
Quant aux jeunes ménages, les ratios DTI et DSTI ont fortement progressé entre 2021 et 2023, pour converger vers leurs niveaux observés en 2018. En ce qui concerne le ratio de la dette rapportée à l'actif total (DTA « Debt to assets », graphique 1.23d) détenu par les jeunes ménages, il n'a augmenté que de 0,8 p.p. en 2023. Cependant, le niveau de leur ratio en 2023 demeurait deux fois plus élevé (40,0 %) que celui de la totalité des ménages.

Afin d'estimer la part des ménages « financièrement vulnérables », les indicateurs d'endettement décrits précédemment ont été comparés à des seuils prédéfinis. Comme l'indique le graphique 1.24a, les indicateurs de vulnérabilité des ménages ont globalement augmenté entre 2021 et 2023. Ainsi, la part des ménages avec un ratio DTA supérieur à 75 % a rebondi de 5,5 p.p. pour atteindre 17,5 %, tandis que la part des ménages avec un ratio DTI supérieur à 300 % est restée relativement stable à 30,7 %. En ce qui concerne les ménages dont le ratio DSTI des emprunts hypothécaires est supérieur à 40 % (graphique 1.24b), bien que la vulnérabilité financière des ménages ait légèrement diminué en 2023 de -0,3 p.p., elle est restée assez élevée (14,7 %). De plus, il convient de souligner que cette évolution se manifeste de manière différenciée chez les jeunes ménages. Ces derniers présentaient, en effet, des niveaux de vulnérabilité nettement plus élevés que l'ensemble des ménages lorsqu'on considère les seuils fixés pour le ratio d'endettement brut par rapport aux actifs (DTA) et le ratio d'endettement par rapport au revenu (DTI). En 2023, 33,9 % des jeunes emprunteurs affichaient un ratio DTA supérieur à 75 % (+15 p.p. par rapport à 2021), tandis que 38,1 % présentaient un ratio DTI supérieur à 300 % (+5 p.p. par rapport à 2021). Ces niveaux excèdent sensiblement ceux observés pour l'ensemble des ménages qui s'élevaient respectivement à 17,5 % p.p. et 30,7 %

Par ailleurs, l'analyse fondée sur le ratio de service de la dette par rapport au revenu (DSTI, graphique 1.24b) laisse présager une vulnérabilité similaire chez les jeunes emprunteurs, tandis que la part des jeunes ménages vulnérables en matière de service de la dette totale s'élevait à 12,9 % en 2023, ce qui représente une hausse notable par rapport à 2021 (+4,5 p.p.).

Graphique 1.23 :

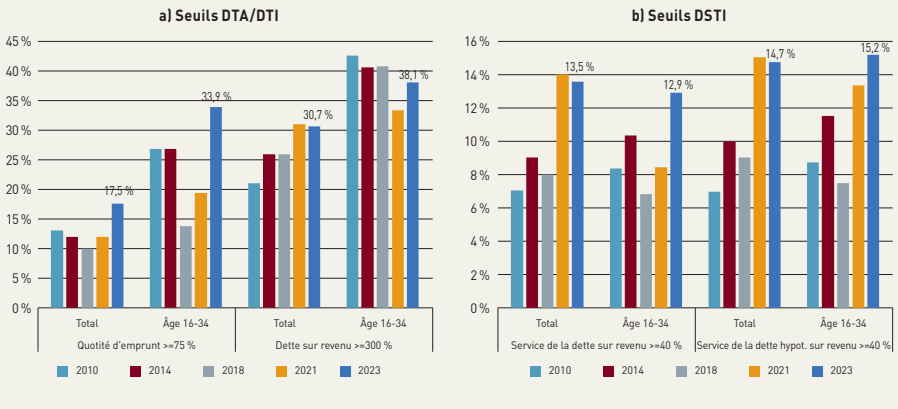
Conditions de prêt sur l'encours de la dette



Source : HFCS, calculs BCL. Période : 2010, 2014, 2018, 2021, 2023. Les ratios indiqués correspondent aux indicateurs médians des échantillons respectifs.

Graphique 1.24 :

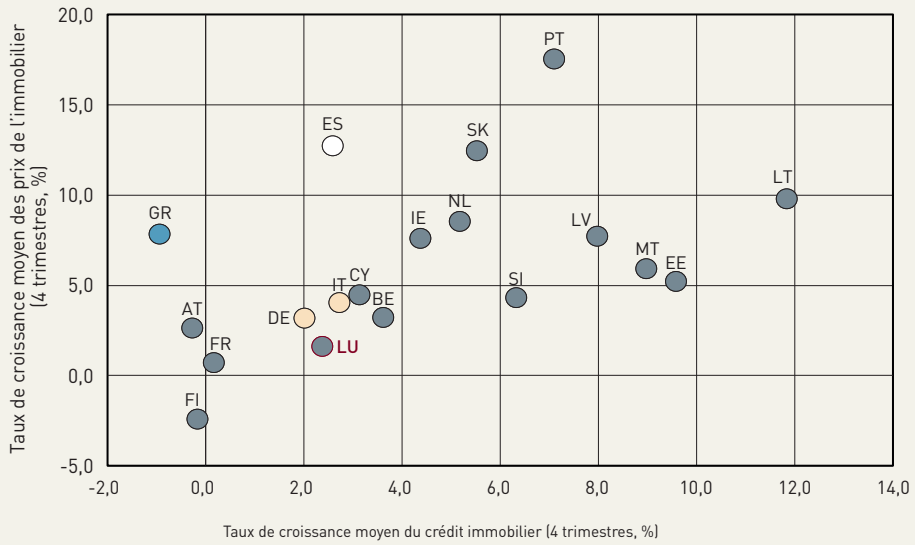
Part des ménages financièrement vulnérables selon les seuils fixés



Source : HFCS, calculs BCL. Période : 2010, 2014, 2018, 2021, 2023. Les ratios indiqués correspondent aux indicateurs médians des échantillons respectifs.

Graphique 1.25:

Marché de l'immobilier, crédit bancaire et mesures macroprudentielles applicables en Europe



Sources : CERS, BCE et BCL ; Calculs BCL. Données pour 2025T4. La couleur des bulles est fonction du type de mesure : bleue pour mesures à destination des emprunteurs, jaune pour mesures basées sur les fonds propres, grise pour mesures à destination des emprunteurs et basées sur les fonds propres, blanche pour aucune mesure.

Comme l'illustre le graphique 1.25, le Luxembourg fait partie des pays ayant activé à la fois des mesures macroprudentielles destinées aux emprunteurs, mais aussi celles exigeant plus de fonds propres pour les banques. Les mesures déjà activées par le Comité du risque systémique au Luxembourg (CdRS) sont reflétées par la fixation d'un plancher de 15 % pour les pondérations du risque pour les expositions au marché de l'immobilier résidentiel, puis par l'activation du coussin de fonds propres contracyclique (CCyB) à 0,5 % et enfin l'entrée en vigueur à partir de janvier 2021 du ratio prêt-valeur (LTV) différencié selon la situation des emprunteurs. Cette dernière mesure a entraîné une baisse temporaire du ratio LTV moyen des nouveaux prêts hypothécaires, renforçant ainsi la résilience des banques face à d'éventuels chocs négatifs sur le marché de l'immobilier résidentiel. L'ensemble de ces mesures a contribué à la résilience du secteur bancaire luxembourgeois. L'activation du LTV s'est traduite par une réduction de l'exposition des banques à l'égard des ménages vulnérables et une atténuation de la dynamique de la progression de l'endettement des ménages. Néanmoins, le retournement du cycle du marché de l'immobilier résidentiel entre 2023 et 2024 a engendré une augmentation des prêts improductifs et une détérioration de la solvabilité des ménages endettés à taux variables. De plus, en 2023 et 2024, le ratio LTV moyen des nouveaux prêts hypothécaires est revenu aux niveaux d'avant la pandémie de la Covid, tandis que la durée moyenne des prêts a atteint son niveau le plus élevé. Dans ce contexte, l'encadré 1.3 propose une évaluation de l'impact de l'activation du LTV sur les conditions d'octroi de nouveaux crédits hypothécaires.

Encadré 1.3 :

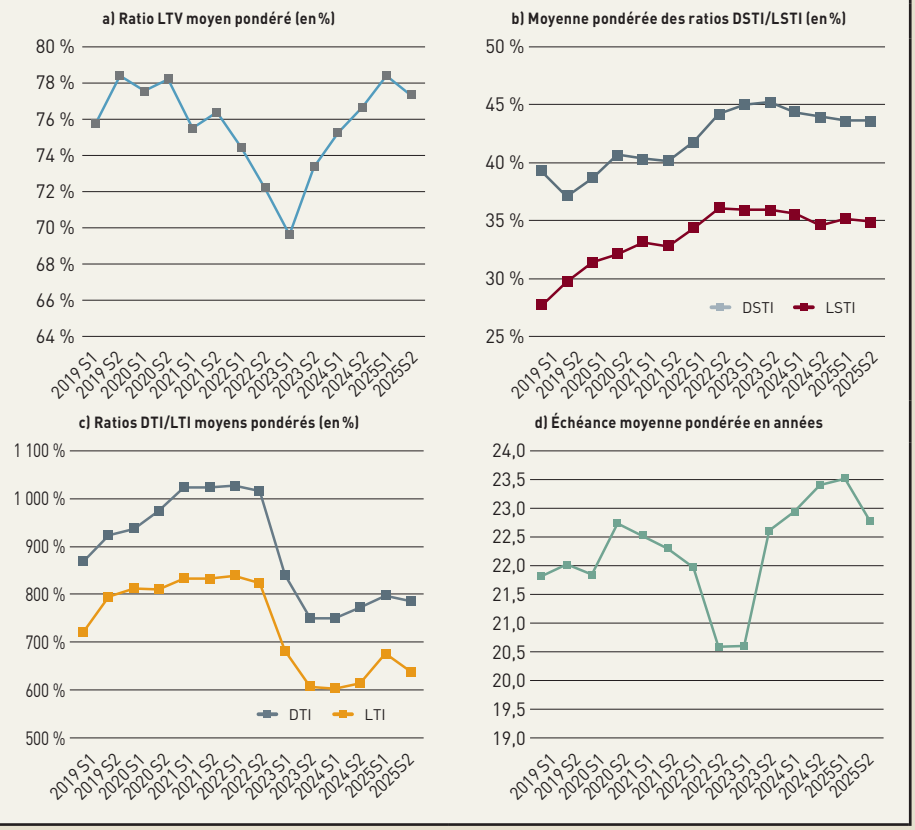
L'EFFICACITÉ DES LIMITES DU RATIO PRÊT-VALEUR (LTV) AU LUXEMBOURG

Les risques associés au marché de l'immobilier résidentiel au Luxembourg sont essentiellement liés au niveau élevé de l'endettement d'une partie des ménages et à la persistance de la surévaluation des prix de l'immobilier. Bien que les autorités nationales aient adopté des mesures de fonds propres pour atténuer les risques d'exposition des établissements de crédit au segment immobilier[26], les effets de ces mesures sur l'importance de l'endettement demeurent très marginaux. C'est pourquoi le Comité national du risque systémique (CdRS) a émis, en novembre 2020, une recommandation pour l'activation de l'instrument prêt-valeur (loan-to-value - LTV)[27]. L'action du CdRS était une réponse appropriée et très utile pour limiter l'accumulation des risques dans les bilans des banques exposées au marché de l'immobilier résidentiel.

L'objectif principal des limites différenciées du ratio prêt-valeur est d'accroître la résilience des emprunteurs et des prêteurs afin de préserver la stabilité financière. Les limites de LTV ne sont pas destinées à réguler ou à contrôler les prix des logements, qui sont principalement déterminés par les conditions du marché. Cependant, en empêchant les emprunteurs surendettés de contracter de nouveaux prêts hypothécaires, les limites peuvent affecter la demande de logements et par ricochet la progression des prix de l'immobilier résidentiel. La mise à jour de cet encadré a pour objectif de poursuivre l'évaluation de l'efficacité des limites du LTV sur l'évolution des normes de prêt. La collecte semestrielle de données de la CSSF auprès des banques sur les prêts immobiliers et les standards qui leur sont appliqués fournit des informations détaillées sur l'évolution des conditions d'octroi des nouveaux crédits hypothécaires. Ainsi, ces données sont pertinentes pour le suivi de l'évaluation de l'efficacité des limites du LTV. Selon les récentes données, le ratio LTV moyen pondéré des banques actives sur le

Graphique 1.26 :

Indicateurs de standards d'attribution de crédits par les établissements bancaires



Sources : CSSF, calculs BCL. Période : 2019S1-2025S2. DSTI (LSTI) est le ratio service de la dette (prêt)-revenu. DTI (LTI) est le ratio dette (prêt)-revenu. La maturité est exprimée en années.

[26] Les mesures de fonds propres applicables comprennent un taux pour le coussin de fonds propres contracyclique (CCyB) de 0,5 % et un seuil plancher de pondération des risques de 15 % pour les banques utilisant des systèmes fondés sur des notations internes aux expositions sur la clientèle de détail.

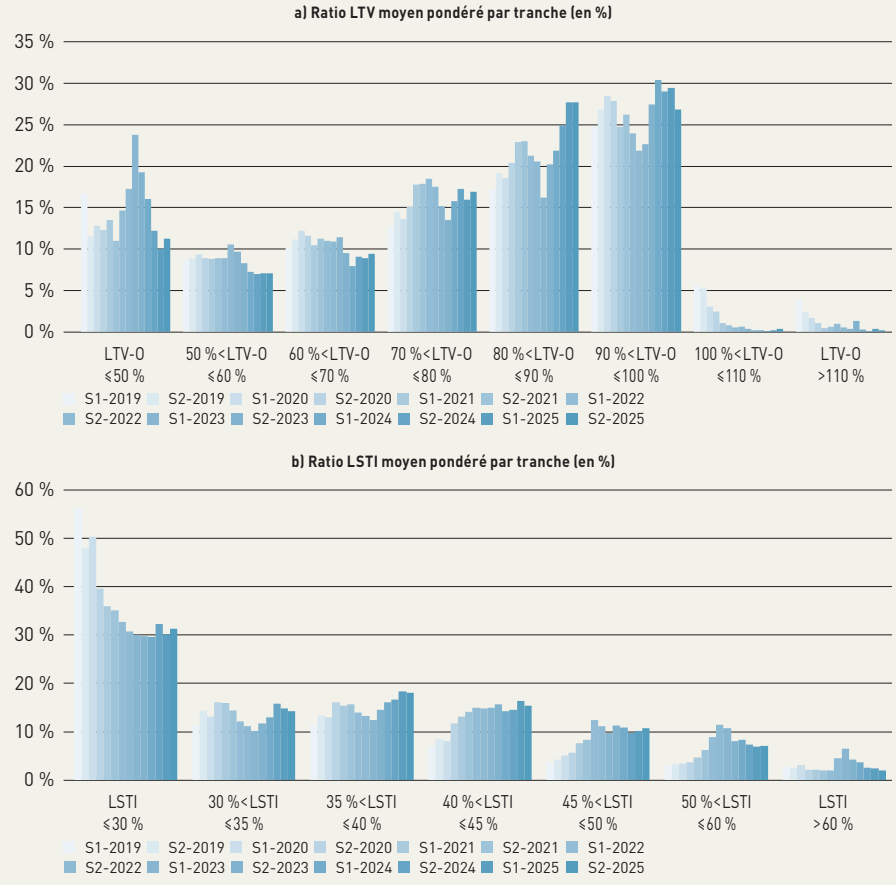
[27] L'entrée en vigueur du LTV différencié a été effectuée par un règlement de la CSSF du 3 décembre 2020. Voir le lien suivant : https://legilux.public.lu//eli/État/leg/rcsf/2020/12/03/a969/jo.

marché de l'immobilier résidentiel a augmenté entre 2023 et 2025, suggérant que les limites différenciées de LTV, risquent de s'avérer insuffisantes pour contenir l'accumulation des risques.

En effet, comme l'illustre le graphique 1.26a, le ratio prêt-valeur moyen pondéré pratiqué par les banques actives sur le marché de l'immobilier résidentiel est passé d'environ 76 % au premier semestre 2019 à 73,4 % au deuxième semestre 2023. Par la suite, le ratio LTV moyen pondéré a de nouveau augmenté pour atteindre 78,5 % en 2025S1, et se situait à 77,4 % en 2025S2, retrouvant ainsi des niveaux similaires à ceux observés en 2019. D'autres indicateurs affichent des résultats mitigés. Le ratio service du prêt-revenu moyen pondéré (Loan Service to Income – LSTI, graphique 1.26b) a enregistré un rebond significatif au cours des dernières années, passant de 27,7 % au premier semestre 2019 à 36,1 % au deuxième semestre 2022, avant de se stabiliser aux alentours de 35 % à la fin de l'année 2025. Par ailleurs, l'échéance moyenne pondérée des nouveaux prêts hypothécaires (graphique 1.26d) est passée de 21,8 ans au premier semestre 2019 à 23,5 ans au premier semestre 2025 ; elle s'établissait à 22,8 ans au deuxième semestre 2025.

Le graphique 1.27 affiche les distributions des ratios LTV et LSTI moyens pondérés. Au second semestre 2025, les résultats révèlent que le ratio LTV moyen pondéré pour les nouveaux crédits accordés par les banques a diminué pour atteindre 77,4 %, alors qu'il s'élevait à 78,5 % au premier semestre de la même année. Par ailleurs, les expositions à l'égard des classes les plus risquées où le LTV excède 90 % (graphique 1.27a) représentaient près de 27 % à la fin de 2025. En outre, la part des crédits accordés avec un LTV moyen pondéré de 80 % à 100 % a poursuivi sa progression entamée depuis le premier semestre 2024. Enfin, la part des crédits accordés avec un LSTI moyen pondéré compris entre 40 % et 50 % a globalement connu une tendance positive entre 2019S1 et 2025S2.

Graphique 1.27 :
Répartition des ratios LTV et LSTI moyens pondérés

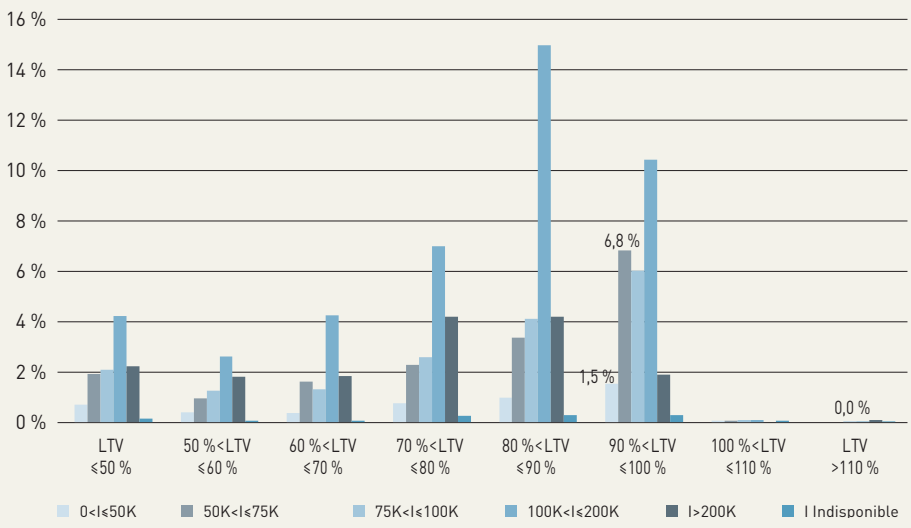


Sources : CSSF, calculs BCL. Période : 2019S1-2024S2. Moyennes pondérées par classe.

Les données collectées par la CSSF incluent aussi la répartition des indicateurs de crédit selon les revenus des emprunteurs. Le graphique 1.28 affiche la répartition des nouveaux prêts hypothécaires selon le niveau des ratios prêt-valeur et par groupes de revenu des emprunteurs au deuxième semestre 2025. Il ressort que 8,5 % des nouveaux prêts ont été accordés avec des LTV supérieurs à 90 % et à des emprunteurs ayant un revenu annuel inférieur à 75 000 EUR. La même proportion était proche de

Graphique 1.28 :

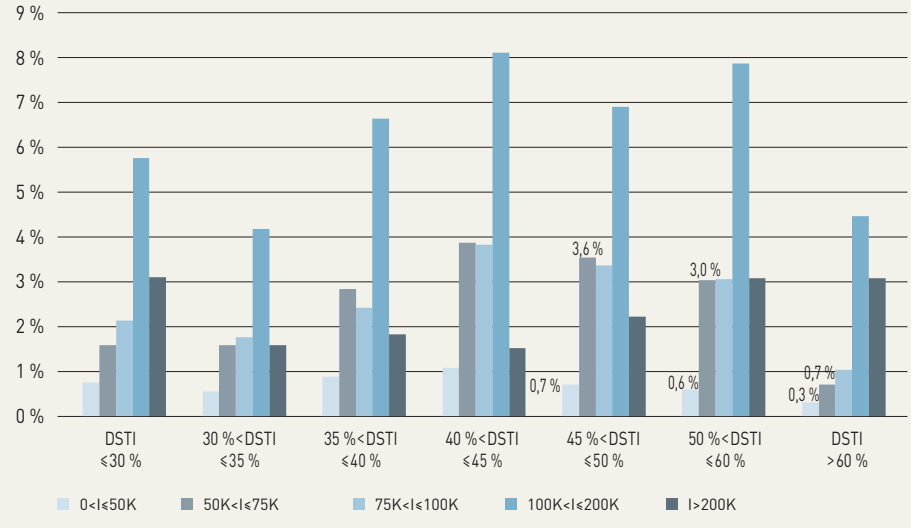
Répartition des nouveaux crédits accordés par LTV et tranche de revenu en 2025S2



Sources : CSSF, calculs BCL. Période : 2025S2. Moyennes pondérées par classe de revenus. « I » fait référence au revenu annuel de l'emprunteur.

Graphique 1.29 :

Répartition des nouveaux crédits accordés par DSTI et tranche de revenu en 2025S2



Sources : CSSF, calculs BCL. Période : 2025S2. « I » fait référence au revenu annuel de l'emprunteur.

12 % avant l'activation en 2021 des limites du LTV, ce qui semble indiquer que ladite mesure était efficace pour réduire l'excès d'endettement des ménages vulnérables.

Dans le même ordre d'idées, le graphique 1.29 affiche la répartition des nouveaux prêts hypothécaires par ratios du service de la dette-revenu et par groupes de revenu en 2025S2. Il ressort que 8,9 % des nouveaux crédits ont été accordés avec des DSTI supérieurs à 45 % et à des emprunteurs dont les revenus annuels sont inférieurs à 75 000 EUR.

Le marché immobilier luxembourgeois a également fait l'objet de multiples analyses par des institutions internationales. Dans son étude économique de 2025[28], l'OCDE a noté que l'abordabilité du logement a continué de se détériorer en 2023-24, car le recul des prix réels de l'immobilier résidentiel a été largement compensé par le doublement des taux d'intérêt appliqués aux nouveaux prêts hypothécaires depuis le début de 2022, tandis que les ratios de service de la dette au Luxembourg sont bien supérieurs à la moyenne de l'UE. Dans son évaluation, l'OCDE a recommandé de mettre davantage l'accent sur la résolution des pénuries structurelles d'offre et de limiter les dispositifs d'aide à l'achat, compte tenu de leur potentiel à aggraver la volatilité du cycle des prix de l'immobilier et aussi de réduire l'efficacité des mesures macroprudentielles. De plus, l'OCDE préconise aux autorités nationales de renforcer la régulation macroprudentielle pendant la phase de reprise actuelle.

Lors de sa consultation au titre de l'Article IV en 2026[29], et à l'instar de la BCL dans sa Revue de stabilité financière des années antérieures[30], le FMI a recommandé de nouveau la poursuite de la surveillance étroite des risques du marché de l'immobilier. Le FMI a réaffirmé que l'endettement des ménages devrait être traité par le biais de mesures macroprudentielles ayant trait au revenu des ménages, telles que la limite DSTI. Il a invité les autorités nationales d'activer ces mesures dès les premiers signes de reprise du cycle. Le FMI appelle également les autorités nationales à prendre des mesures publiques décisives en faveur de l'offre de logements et à supprimer progressivement les mesures de soutien à la demande, telles que la déductibilité des charges d'intérêt.

Les baisses des prix de l'immobilier résidentiel en 2023 et 2024 ont contribué à réduire la surévaluation des prix de l'immobilier résidentiel sans pour autant l'éliminer. En 2024 et 2025, les mesures de soutien conjoncturelles mises en œuvre par le gouvernement ont stimulé la demande de façon ponctuelle. D'ailleurs, au cours des trimestres où les mesures gouvernementales arrivaient à expiration, les flux de crédits immobiliers et le nombre de transactions immobilières ont fortement augmenté avant de se stabiliser à des niveaux relativement bas. Afin d'évaluer les risques d'une baisse de prix de l'immobilier en 2026, l'encadré 1.4 s'appuie sur l'approche dite « *price-at-risk* » pour l'estimation des densités de probabilité des prix de l'immobilier au Luxembourg.

Encadré 1.4:

ÉVALUATION DES RISQUES DE BAISSE DES PRIX DE L'IMMOBILIER RÉSIDENTIEL AU LUXEMBOURG À COURT TERME

Cet encadré présente une évaluation des prévisions des distributions conditionnelles des prix de l'immobilier résidentiel. L'analyse se focalise en particulier sur le quantile à 5 % de la distribution, dans la mesure où il reflète le risque le plus important en matière de stabilité financière. Cette approche est équivalente à celle décrite dans l'encadré 1.1 dédié à « *Growth-at-Risk* ». La construction des distributions des prix de l'immobilier s'appuie sur l'estimation de régression quantile suivante :

$$y_{t+h}^{\tau} = \alpha^{\tau} + \sum_{j \in J} \beta_j^{\tau} X_{j,t} + \varepsilon_t^{\tau},$$

[28] Voir https://www.oecd.org/fr/publications/etudes-economiques-de-l-ocde-luxembourg-2025_18720180-fr.html
[29] Voir https://www.imf.org/en/news/articles/2026/05/06/mcs-05062026-luxembourg-staff-concluding-statement-of-the-2026-article-iv-mission
[30] BCL (2025) : Revue de stabilité financière, voir à titre d'exemple, section 3.2, p.42.

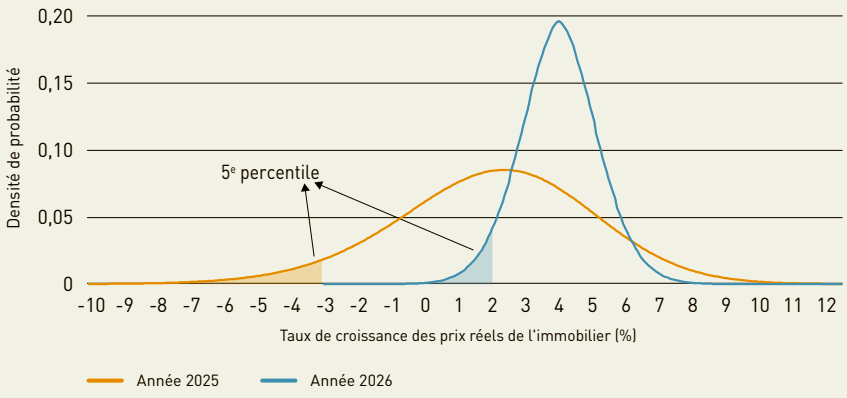
où y_{t+h} est le taux de croissance réel annuel des prix de l'immobilier résidentiel au cours des $h = 4$ trimestres à venir. Pour chaque quantile τ, la constante est désignée par α^{τ}, les coefficients par le vecteur β^{τ} et enfin, la matrice $X_{j,t}$ contient l'ensemble des variables macro-financières explicatives. En utilisant les résultats des 5e, 25e, 75e et 95e percentiles des régressions, la fonction de densité de probabilité est obtenue en ajustant les estimations avec une distribution asymétrique de Student suivant les approches préconisées par Adrian et al. (2019)[31] et par Azzalini et Capitanio (2003)[32].

Afin d'étudier les risques extrêmes liés à la dynamique des prix de l'immobilier au Luxembourg, les variables explicatives suivantes ont été retenues : la variable dépendante retardée, c'est-à-dire le taux de croissance annuel réel des prix de l'immobilier, la moyenne mobile sur huit trimestres du taux de croissance réel retardé des flux de crédits hypothécaires, la moyenne mobile sur huit trimestres du taux de croissance du revenu disponible réel, la série logarithmique retardée et centrée des flux de permis de construire, le taux d'intérêt réel retardé appliqué aux prêts hypothécaires et la première différence logarithmique retardée de l'indice de vulnérabilité de la BCL[33]. L'analyse s'appuie sur des données trimestrielles et couvre la période 1996T3-2025T4.

Le graphique 1.30 affiche les densités de prévision des prix de l'immobilier centrées aux alentours des prévisions centrales des prix de l'immobilier de la BCL pour 2025 et 2026[34]. Les zones hachurées reflètent les baisses des prix de l'immobilier résidentiel dont la probabilité de réalisation est inférieure à 5 %. Le déplacement de la distribution en 2025 vers la droite (bleu) peut être attribué principalement à une hausse du taux de croissance retardé des prix de l'immobilier, ainsi qu'à une hausse du taux de croissance réel retardé des flux de crédits hypothécaires. Bien que la probabilité soit faible (5 %), une hausse inférieure à 2,0 % ou une baisse des prix réels en 2026 n'est pas complètement exclue. Il y a lieu de préciser que ces estimations ne tiennent pas compte des mesures gouvernementales de soutien au secteur, ni de l'accélération de l'inflation suite à la guerre au Moyen-Orient.

Graphique 1.30 :

Densités des prévisions de croissance des prix immobiliers à court terme



Source : Calculs BCL.

[31] Adrian, T., Boyarchenko, N., & Giannone, D. (2019). Vulnerable growth. *American Economic Review*, 109(4), 1263-89.
[32] Azzalini, A., & Capitanio, A. (2003). Distributions generated by perturbation of symmetry with emphasis on a multivariate skew t-distribution. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B* (Statistical Methodology), 65(2), 367-389.
[33] Rouabah, A. (2007). « Mesure de la vulnérabilité du secteur bancaire luxembourgeois ». BCL Working Paper No 24.
[34] Les densités annuelles sont obtenues en utilisant la moyenne des estimations trimestrielles du régression quantile. Les densités estimées cette année sont centrées aux alentours des projections de la BCL.

Les risques propres au marché de l'immobilier résidentiel au Luxembourg semblent être contenus à court-moyen terme, puisque l'évolution du marché est dictée par des facteurs structurels, tels que la croissance démographique et la contrainte plutôt sévère de l'offre de logement. Bien que le marché du logement montre des signes modestes de reprise, il demeure vulnérable aux chocs externes, en particulier à l'incertitude géopolitique découlant de la guerre au Moyen-Orient. L'escalade des tensions conduirait à la hausse des coûts de construction, au resserrement des conditions financières si un choc inflationniste se matérialise, et à l'affaiblissement de la confiance des ménages.

En effet, nos analyses attribuent un rôle important au déséquilibre persistant entre l'offre et la demande sur le marché des biens immobiliers résidentiels. En l'absence d'une politique volontariste pour atténuer les contraintes de l'offre, les risques pourraient se traduire à terme par des répercussions économiques et sociales lourdes de conséquences pour les ménages, les finances publiques et la compétitivité de l'économie nationale. Ainsi, la rigidité anormalement élevée de quelques fondamentaux économiques, en particulier l'inélasticité de l'offre à l'évolution des prix de l'immobilier résidentiel, ne saurait perdurer. Dans ce contexte, une vigilance particulière doit être de mise, notamment en raison de l'endettement élevé des ménages, du niveau encore élevé des prix immobiliers par rapport au revenu disponible brut des ménages, des conditions d'octroi de crédit assouplies et de la concentration des prêts hypothécaires dans un nombre limité d'établissements de crédit domestiques.

3.3 EXPOSITIONS DES BANQUES AU MARCHÉ DE L'IMMOBILIER COMMERCIAL AU LUXEMBOURG

Compte tenu des corrélations entre les évolutions du marché de l'immobilier résidentiel et commercial, il convient d'analyser les expositions des banques au risque propre au marché de l'immobilier commercial (*Commercial Real Estate – CRE*). Dans ce cadre, il y a lieu de rappeler que l'immobilier commercial est une préoccupation du Comité Européen du Risque Systémique (CERS) depuis la pandémie. En effet, les expériences internationales passées ont démontré que le marché de l'immobilier commercial est très cyclique et que les évolutions défavorables dans ce secteur sont susceptibles d'affecter la stabilité des systèmes financiers et d'engendrer, parfois, des crises sévères. Par conséquent, le CERS a émis, en décembre 2022, une Recommandation (CERS/2022/9) adressée à toutes les autorités des pays de l'Union, les invitant à approfondir leur surveillance ainsi que leurs analyses pour l'identification et le traitement des vulnérabilités du marché de l'immobilier commercial[35]. En février 2025, le CERS a publié son premier rapport de conformité avec la recommandation émise dans lequel les mesures prises par les autorités luxembourgeoises sont considérées appropriées et pleinement conformes aux exigences de ladite recommandation[36].

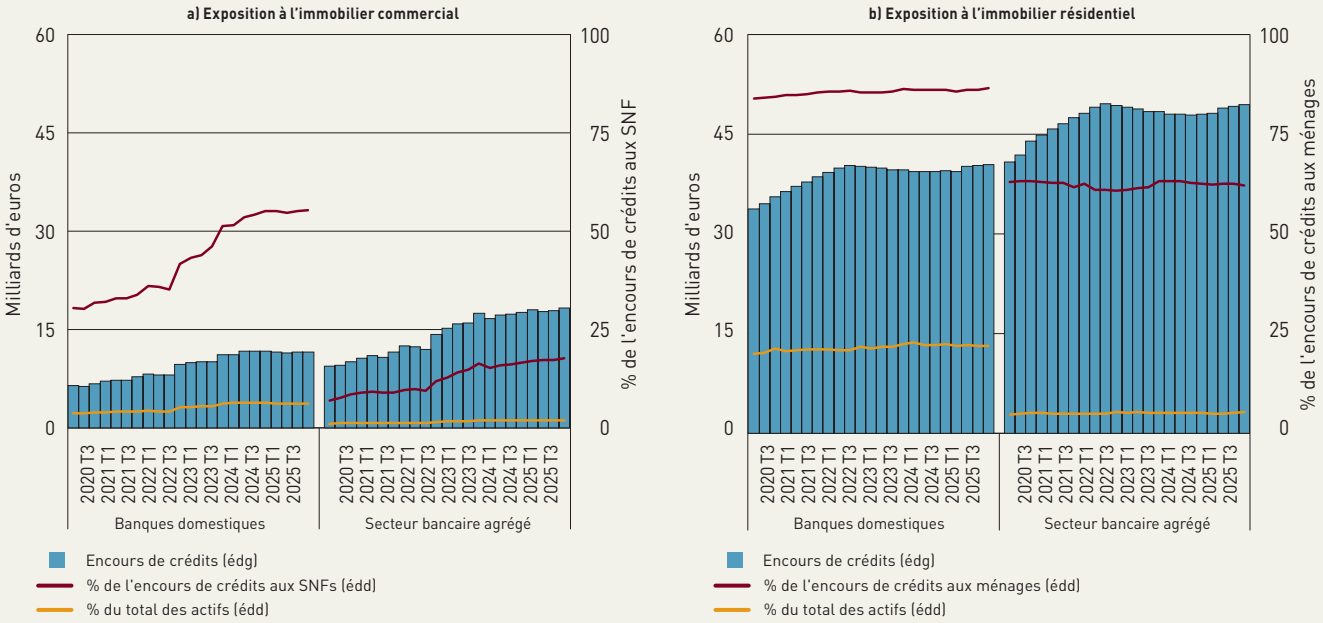
L'analyse suivante apporte un éclairage sur l'importance des expositions des banques luxembourgeoises au marché de l'immobilier commercial selon l'orientation de leurs modèles d'affaires vers l'économie domestique ou vers l'étranger. Le graphique 1.31 présente l'encours bilanciel des crédits accordés pour le financement de l'immobilier commercial et résidentiel et leurs parts respectives par rapport aux expositions aux sociétés non financières (SNFs) et aux ménages. L'encours total des crédits immobiliers commerciaux accordés par les banques dont le modèle d'affaires est orienté vers l'économie nationale (« banques domestiques ») avoisinait 12 milliards d'euros en 2024 et 2025, contre 18 milliards d'euros pour l'ensemble du secteur bancaire. Au dernier trimestre 2025, ces expositions

[35] Recommandation du Comité européen du risque systémique du 1er décembre 2022 sur les vulnérabilités dans le secteur de l'immobilier commercial dans l'Espace économique européen (CERS/2022/9): https://www.esrb.europa.eu/pub/pdf/recommendations/esrb.recommendation221201.cre~65c7b70017.en.pdf.

[36] Comité européen du risque systémique, Summary compliance report, February 2025 : https://www.esrb.europa.eu/pub/pdf/recommendations/esrb.250228_compliance_on_commercial_real_2022_08_and_2016_14~74c054b089.en.pdf?b53e6c7893460bf839b146ea71064b3f.

Graphique 1.31 :

Encours de crédits immobiliers



Source : CSSF, calculs BCL. Période : 2020T2-2025T4.

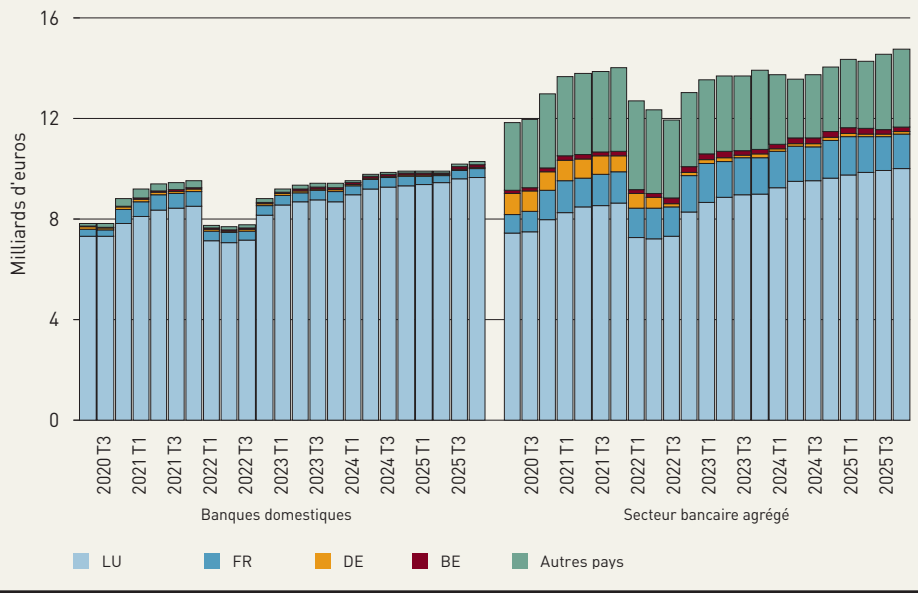
représentaient respectivement 55 % et 18 % de l'encours agrégé des crédits accordés aux SNFs par les banques domestiques et par l'ensemble du secteur bancaire. Elles représentaient également 6 % et 2 % du total des actifs respectivement pour les banques domestiques et pour l'ensemble du secteur bancaire. L'importance des expositions au marché de l'immobilier commercial semble relativement faible pour le secteur bancaire en comparaison avec les expositions à l'immobilier résidentiel. Néanmoins, elle peut être un facteur amplificateur à la matérialisation d'un risque économique et/ou financier compte tenu de la forte corrélation entre les deux composantes du marché de l'immobilier et de la vulnérabilité du marché de l'immobilier commercial aux incertitudes macroéconomiques et géopolitiques actuelles.

Bien que les expositions du secteur bancaire dans son ensemble à l'immobilier commercial demeurent limitées, l'analyse révèle que les banques domestiques sont les plus exposées aux entreprises actives dans le secteur de la construction et de l'immobilier (codes NACE F et L). À la fin de l'année 2025, 66 % de l'encours des crédits aux entreprises non financières par les banques domestiques sont des prêts accordés au secteur de la construction et de l'immobilier. Quant à la répartition des expositions par type de biens immobiliers, l'analyse des données issues de la collecte semestrielle de la CSSF révèle que la majorité des prêts CRE (« *commercial real estate* ») accordés par les banques domestiques était destinée au financement de constructions résidentielles.

Le graphique 1.32 affiche la ventilation par pays de l'encours agrégé de crédits accordés par l'ensemble du secteur bancaire luxembourgeois aux SNFs et garantis par des biens immobiliers commerciaux. Il ressort que près de 68 % des expositions étaient destinées au financement de biens immobiliers situés au Luxembourg, près de 11 % étaient destinées aux pays limitrophes (France, Belgique et Allemagne) et 21 % furent destinées au reste du monde. Quant aux expositions spécifiques aux banques domestiques,

près de la totalité de l'encours bilanciel, soit 10 milliards d'euros, était destinée à des contreparties situées au Luxembourg.

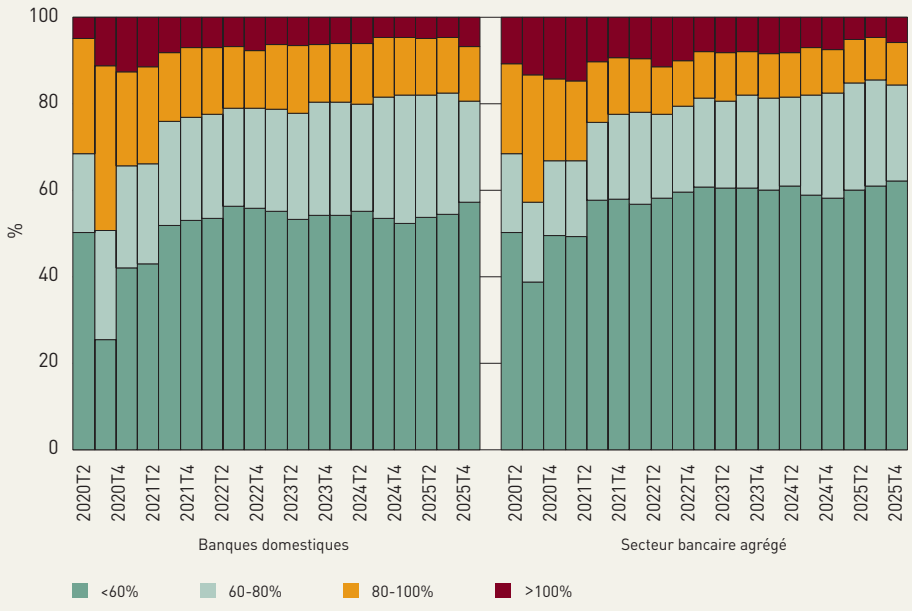
Graphique 1.32 :
Ventilation par pays de l'encours de crédits aux SNF garantis par des biens immobiliers commerciaux



Sources : CSSF, calculs BCL. Période : 2020T2-2025T4.

S'agissant des standards d'attribution des crédits garantis par des biens immobiliers commerciaux accordés aux entreprises non financières par l'ensemble du secteur bancaire luxembourgeois, les données relatives au ratio prêt-valeur (Loan to Value – LTV) révèlent qu'au dernier trimestre 2025, le ratio LTV moyen pour 64 % de l'encours bilanciel était inférieur à 60 %, tandis que 6 % de cet encours sont octroyés avec un LTV supérieur à 100 %. Quant aux banques dont le modèle d'affaires est orienté vers l'économie domestique, leur situation est légèrement moins favorable que l'ensemble du secteur bancaire dans la mesure où elles affichaient, à la fin de 2025, un ratio LTV moyen de moins de 60 % pour 59 % de l'encours bilanciel et un ratio supérieur à 100 % pour 7 % de l'encours des crédits aux entreprises non financières garantis par un bien immobilier (graphique 1.33). Néanmoins, cette part de prêts « risqués » demeure très limitée et ne représente, a priori, pas une source de vulnérabilités pour les banques exposées. Ceci est d'autant plus vrai que le secteur bancaire luxembourgeois est actuellement suffisamment capitalisé pour résister à un choc sur le marché de l'immobilier commercial. Toutefois, les données à fréquence semestrielle collectées par la CSSF révèlent que le ratio LTV moyen pondéré de l'encours des prêts CRE par l'ensemble des banques s'est établi à 64 % au dernier trimestre 2025 contre 62 % au quatrième trimestre 2024.

Graphique 1.33 :
Évolution des ratios LTV pour les crédits aux SNF garantis par des biens immobiliers commerciaux

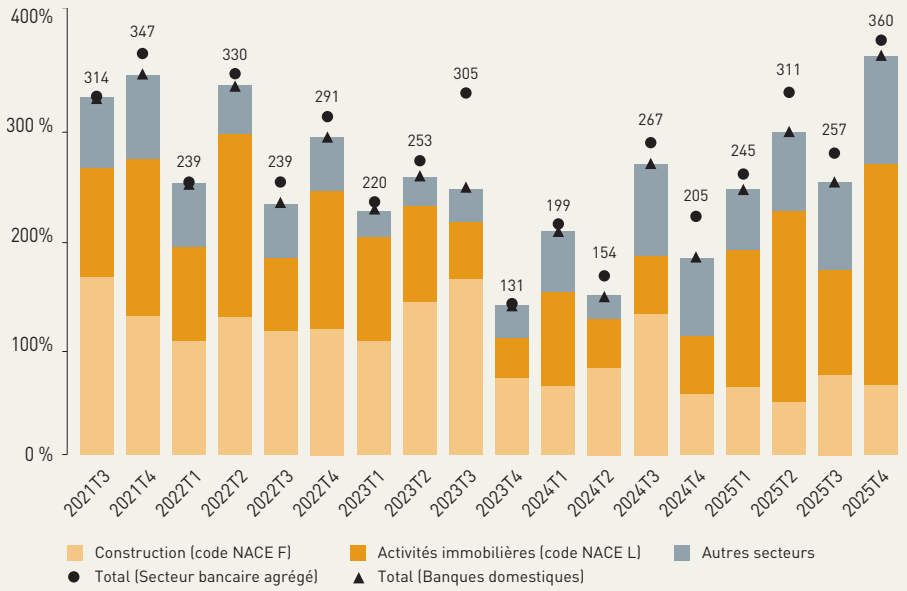


Sources : CSSF, calculs BCL. Période : 2020T2-2025T4.

En l'absence de statistiques officielles sur le secteur de l'immobilier commercial, telles que l'indice de prix, de loyers, de rendement

Graphique 1.34 :

Évolution des nouveaux crédits immobiliers commerciaux aux SNF domestiques par secteur économique



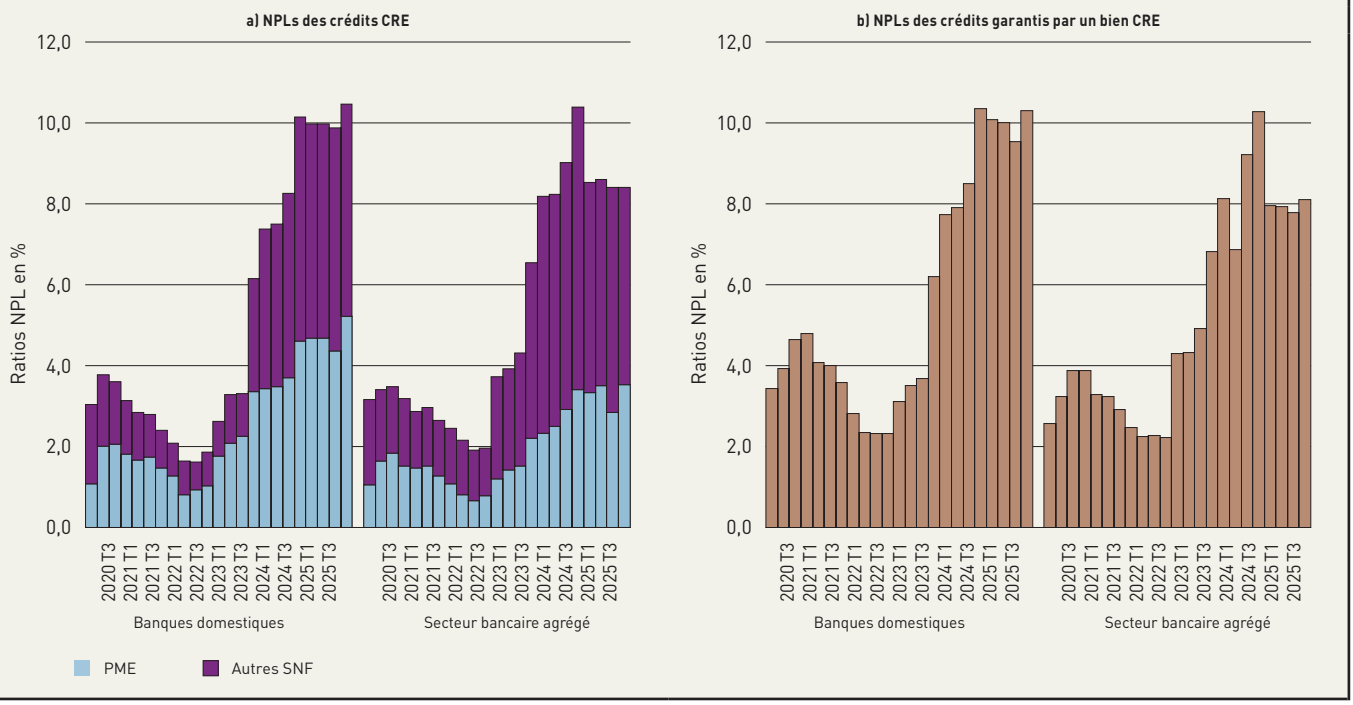
Source : AnaCredit, calculs BCL. Période : 2021T3-2025T4.

locatif et le taux d'inoccupation, l'analyse des récentes données d'AnaCredit suggère des signes de redressement dans le secteur. En effet, les nouveaux crédits immobiliers commerciaux accordés aux entreprises domestiques ont atteint 360 millions d'euros en 2025T4, soit une hausse de 75 % en comparaison avec 2024T4 (graphique 1.34). Sur base annuelle, la croissance de ces flux de crédit est positive ; elle s'élevait à 42 % en 2025.

Quant aux vulnérabilités de l'immobilier commercial, le graphique 1.35a affiche les ratios des crédits non performants (NPL) vis-à-vis des sociétés non financières (SNFs) selon leur taille (PME vs grandes entreprises) ; tandis que le graphique 1.35b illustre

Graphique 1.35 :

Évolution des ratios des crédits de l'immobilier commercial non performants

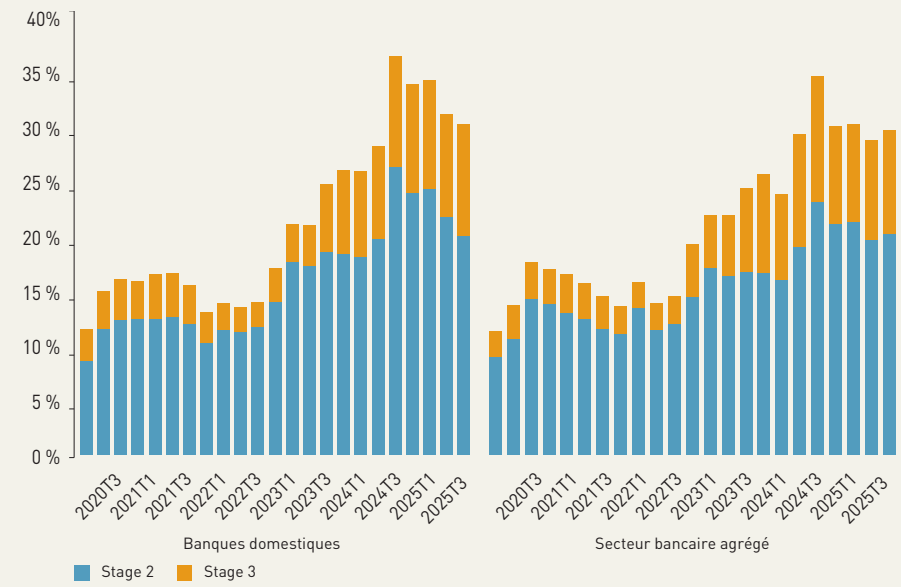


Source : CSSF, calculs BCL. Période : 2020T2-2025T4.

l'évolution du ratio NPL pour les crédits garantis par des biens immobiliers commerciaux pour l'ensemble du secteur bancaire et pour les banques dont le modèle d'affaires est orienté vers l'économie domestique. Selon les données récentes, les défis induits par les vulnérabilités de l'immobilier commercial se sont stabilisés au cours de l'année 2025. De surcroît, le ratio des crédits non performants pour l'ensemble des crédits accordés par le secteur bancaire à l'ensemble des entreprises est passé de 10,38 % en 2024T4 à 8,40 % en 2025T4 ; tandis que celui des banques domestiques s'établit à 10,45 % en 2025T4 contre 10,13 % en 2024T4. Une tendance similaire est observée pour les expositions garanties par des biens immobiliers commerciaux (graphique 1.35b). Selon les données de la dernière collecte semestrielle de la CSSF, le segment des bureaux commerciaux est le moins affecté par les crédits non performants dans la mesure où son taux de NPLs se situe à 4,96 % au premier semestre 2025.

Les indicateurs du risque de crédit dans le cadre de la norme IFRS9 permettent d'avoir une vue prospective sur les vulnérabilités du secteur de l'immobilier commercial. Le graphique 1.36 affiche la part des crédits garantis par des biens immobiliers commerciaux en stage 2 et 3. En 2025T4, le ratio de prêts en stage 2 s'élevait respectivement à 17,9 % et à 20,2 % pour l'ensemble du secteur bancaire et pour les banques domestiques, soit une baisse annuelle respective de 2,7 et de 6,3 points de pourcentage. Parallèlement, la part de provisions au niveau de l'ensemble du secteur bancaire pour pertes sur les crédits, c'est-à-dire les crédits en stage 3, a baissé de 10,2 % en 2024T4 à 8,4 % en 2025T4. Au cours de la même période, les ratios de prêts en stage 2 accordés au secteur de la construction et de l'immobilier ont également diminué de 0,6 p.p. (3,9 p.p.) pour s'établir à 14,1 % (21,5 %) pour l'ensemble du secteur bancaire (banques domestiques).

Graphique 1.36 :
Évolution des nouveaux crédits immobiliers commerciaux aux SNF domestiques par secteur économique



Source : AnaCredit, calculs BCL. Période : 2021T3-2025T4.

En conclusion, les vulnérabilités du marché des biens immobiliers commerciaux ont très peu pesé sur la résilience du secteur bancaire luxembourgeois au cours de l'année 2025, compte tenu de son niveau de capitalisation élevé. Néanmoins, l'intensification des tensions géopolitiques ainsi que l'incertitude croissante liée à la guerre au Moyen-Orient pourraient entraver le redressement du marché de l'immobilier commercial, non seulement par la baisse des investissements, mais également par la hausse des coûts engendrée par le choc des prix de l'énergie. La forte corrélation entre le marché des biens immobiliers commerciaux et les biens destinés à l'habitation est susceptible d'amplifier les chocs éventuels.

2 LES MARCHÉS FINANCIERS : ÉVOLUTIONS RÉCENTES ET RISQUES 52

1. INTRODUCTION 52
2. ÉVOLUTION DES MARCHÉS DES ACTIONS, DES CRYPTO-ACTIFS ET LES RISQUES POUR LE SECTEUR FINANCIER AU LUXEMBOURG 54
   - 2.1 Performance des actions et des crypto-actifs 54
   - 2.2 Les expositions des acteurs financiers luxembourgeois aux actions 63
3. ÉVOLUTION DES MARCHÉS OBLIGATAIRES ET LES RISQUES POUR LE SECTEUR FINANCIER AU LUXEMBOURG 64
   - 3.1 Les rendements des obligations 64
   - 3.2 Les expositions obligataires des acteurs financiers luxembourgeois 66
4. LES CONDITIONS ET RISQUES DE FINANCEMENT À COURT TERME 68
5. ÉVOLUTION DES MARCHÉS DE CHANGE ET LES RISQUES POUR LES ACTEURS FINANCIERS 70
6. CONCLUSION 72

Encadré 2.1 : 55
Mesure de l'attitude des investisseurs face au risque :
analyse du marché des actions de la zone euro

Encadré 2.2 : 59
Exposition des acteurs des marchés financiers luxembourgeois aux titres
liés aux crypto-actifs

LES MARCHÉS FINANCIERS : ÉVOLUTIONS RÉCENTES ET RISQUES

1. INTRODUCTION

Les systèmes financiers global et européen ainsi que les économies réelles des pays occidentaux avaient fait preuve d'une résilience remarquable jusqu'au tournant de l'année 2025-2026, malgré une série de chocs géopolitiques majeurs qui se sont traduits par un rebond significatif de l'incertitude. Il s'agit de l'imposition unilatérale de nouveaux tarifs douaniers par l'administration américaine, suivie d'accords tarifaires avec les principaux partenaires commerciaux des États-Unis et de leur annulation par la Cour suprême, puis des questions relatives à la souveraineté du Groenland et du Canada, l'intervention militaire au Venezuela, la mise en question de l'indépendance des banques centrales, et enfin le déclenchement inattendu de la guerre au Moyen-Orient. Ce dernier évènement a amorcé un choc d'offre de type stagflationniste, dont les conséquences à moyen terme sur la stabilité financière des pays de l'Union européenne demeurent à ce jour incertaines.

En dépit de la pluralité de ces chocs, l'année 2025 a été globalement caractérisée par une stabilité appréciable des marchés financiers et une résilience exceptionnelle de l'économie mondiale. En effet, et à l'exception d'épisodes passagers d'excès de volatilité des marchés financiers en 2025, la tendance des principaux indices boursiers fut orientée à la hausse. Cette dynamique a été portée par l'enthousiasme des investisseurs pour les nouvelles technologies, notamment la digitalisation et l'intelligence artificielle et le développement des logiciels afférents.

Cette résilience est aujourd'hui mise à l'épreuve par un choc géoéconomique majeur provoqué par le déclenchement de la guerre au Moyen-Orient fin février 2026. La fermeture du détroit d'Ormuz et les attaques contre les infrastructures énergétiques ont entraîné une forte volatilité sur les marchés mondiaux de l'énergie (graphique 1, volet a), une hausse des prix du pétrole et du gaz, ainsi que des ajustements sur les marchés financiers. Néanmoins, les réactions des marchés financiers demeuraient plutôt ordonnées au vu de l'intensité du choc.

Dans un tel contexte, les prix des actions ont enregistré une certaine correction et une hausse de la volatilité. La persistance de ce choc fait peser des risques importants sur l'inflation et sur la croissance économique des pays de la zone euro.

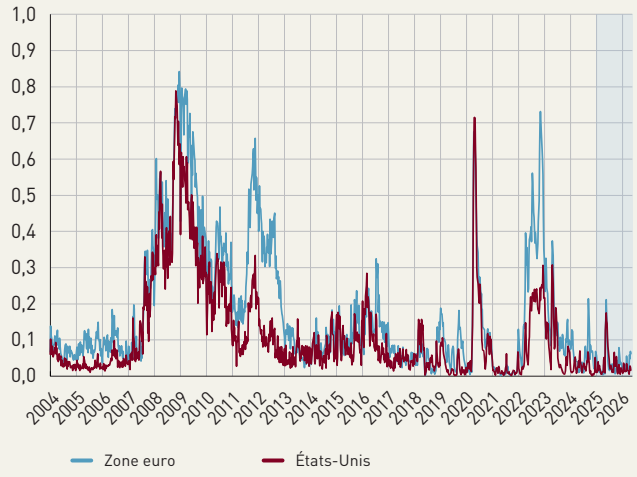
Sur les marchés obligataires, la réaction a été marquée par une hausse des rendements des obligations d'État, reflétant l'inquiétude des investisseurs face au risque de ralentissement économique conjugué à une inflation élevée causée par l'envolée des prix de l'énergie. Dans la foulée, les écarts de taux sur la dette souveraine des États membres de la zone euro se sont élargis. Néanmoins, la crédibilité de la Banque centrale européenne et la disponibilité de l'instrument de protection de la transmission de la politique monétaire (IPT) ont vraisemblablement joué un rôle dans le maintien de la stabilité relative des marchés obligataires et dans l'absence de l'émergence de nouveau un risque de fragmentation des marchés obligataires des pays de la zone euro.

Quant aux conditions de financement sur les marchés interbancaires dans la zone euro, elles furent globalement favorables durant l'année 2025 et au premier trimestre 2026 avec un risque de crédit globalement contenu. Si l'absence d'assèchement de la liquidité sur ce marché reflète la résilience du secteur bancaire européen, elle traduit également la confiance des investisseurs dans sa résilience. En

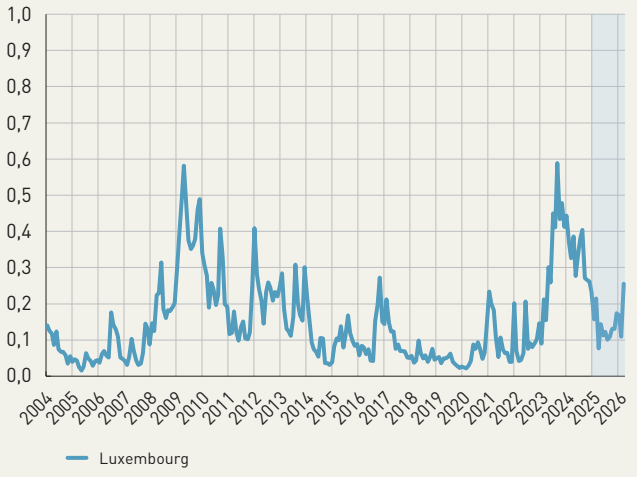
effet, les récents tests de résistance conduits par l'Autorité bancaire européenne (ABE) ont confirmé la capacité du secteur bancaire européen à absorber de sévères chocs économiques et financiers[1].

Le degré de stress sur les marchés financiers mesuré par les indicateurs composites de la BCE a notamment progressé depuis la fin de l'année 2025, tant aux États-Unis qu'en zone euro. Les niveaux de ces indicateurs pour la zone euro et pour les États-Unis ont enregistré un rebond pour s'élever à respectivement 0,06 et 0,02, fin mars 2026 (graphique 2.1a). Néanmoins, leurs niveaux demeurent largement inférieurs à ceux enregistrés durant les périodes de crise au cours des vingt dernières années. De manière similaire, l'indice composite établi pour le Luxembourg a légèrement progressé pour atteindre 0,08 (graphique 2.1b). Ce niveau est largement inférieur aux pics observés lors de crises financières antérieures.

Graphique 2.1a :
Indice composite du stress systémique en zone euro et aux États-Unis



Graphique 2.1b :
Indice composite du stress financier au Luxembourg



Source : BCE. Notes : L'indicateur composite du stress financier (CLIFS - Country-Level Index of Financial Stress) pour le Luxembourg ne tient compte que de trois segments des marchés financiers (actions, obligations et change).

Les fonds d'investissement luxembourgeois, y compris les fonds non régulés, ont bénéficié d'un environnement plus propice au développement de leurs activités en 2025. En effet, la valeur nette d'inventaire agrégée des fonds d'investissement s'élevait à 8,2 billions d'euros, soit une progression de 0,7 billion d'euros entre 2024T4 et 2025T4. Cette évolution a été générée à la fois par des effets de valorisation, mais également par des entrées nettes de capitaux (achats de parts), en particulier au cours des trois derniers trimestres de l'année 2025 (graphique 2.2).

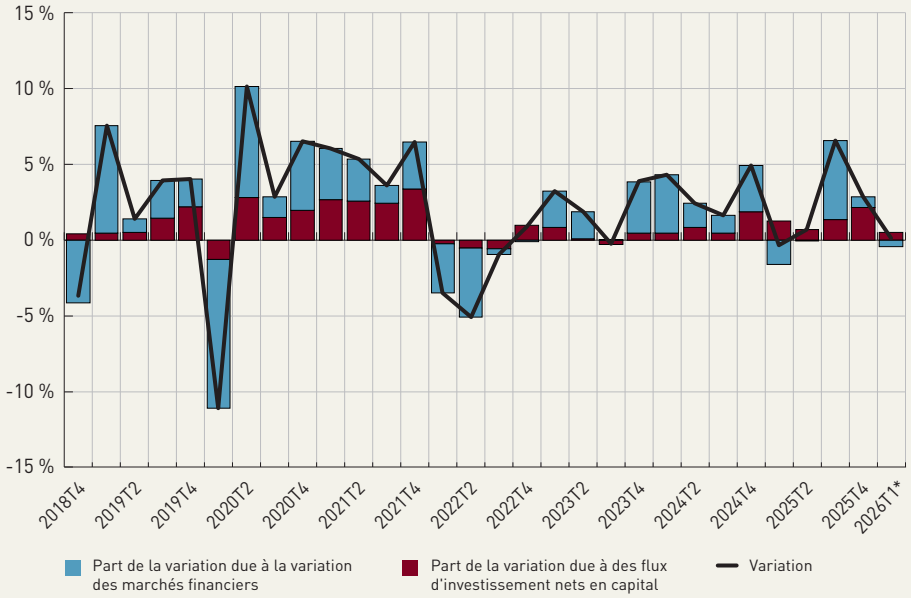
Ces développements positifs contrastent avec un contexte marqué par de fortes tensions géopolitiques tout au long de l'année 2025 et au début de l'année 2026, qui pèsent sur les perspectives de l'économie mondiale et sur la stabilité du système financier au niveau global.

Les incertitudes induites par la poursuite des tensions commerciales et géopolitiques soulevaient des questions sur les futures décisions de politique monétaire des deux côtés de l'Atlantique. Dans la zone euro, bien que la hausse récente des prix de l'énergie ait contribué au maintien d'un taux d'inflation

[1] https://www.eba.europa.eu/publications-and-media/press-releases/eba-publishes-results-its-2025-eu-wide-stress-test

Graphique 2.2:

Décomposition du taux de croissance de la valeur nette d'inventaire des fonds d'investissement non monétaires luxembourgeois



Source : BCL. Notes : 2026T1 est limité aux données du mois de janvier 2026.*

au-dessus de l'objectif de 2 %, le Conseil des gouverneurs de la BCE a maintenu constants ses trois taux d'intérêt directeurs lors de la réunion du mois d'avril 2026, mais il a augmenté de 25 points de base lors de sa réunion du mois de juin. De manière similaire et bien que l'inflation soit plus élevée aux États-Unis, la FED a opté également pour le statu quo en gardant la fourchette cible du taux des fonds fédéraux inchangée au cours de la même période, soit un niveau entre 3,5 % et 3,75 %.

Selon les projections macroéconomiques de la BCE du mois de juin 2026, les prix de l'énergie et l'incertitude croissante risquent de peser sur le pouvoir d'achat des ménages ainsi que sur la confiance des consommateurs et des entreprises. L'aggravation des frictions commerciales et géopolitiques affecterait la croissance économique, la liquidité des marchés et par ricochet la stabilité financière de la zone euro. Autrement dit, les marchés financiers demeurent exposés à des corrections potentiellement sévères au cours de l'année 2026 en cas de la poursuite du choc d'offre actuel induit par la guerre au Moyen-Orient.

La matérialisation d'un tel scénario ne serait pas sans implications en termes de risques pour le secteur financier et pour l'économie luxembourgeoise. Ceci est d'autant plus vrai que le secteur financier est largement exposé aux évolutions des marchés financiers européens et internationaux. L'aggravation des conflits géopolitiques actuels pourrait poser de multiples risques au système financier national, soit à travers les interconnexions et les expositions directes, soit par le biais des expositions communes et de leur corrélation.

Ce chapitre présente de manière plus détaillée les évolutions des principaux segments des marchés financiers internationaux (actions, crypto-actifs, obligations, change) sur la période récente avec une focalisation sur les impacts potentiels sur le secteur financier luxembourgeois.

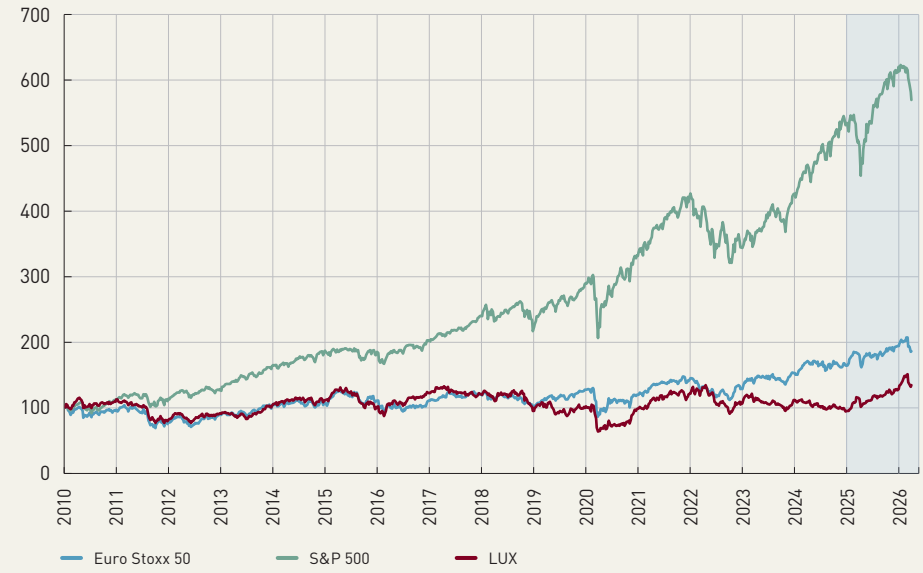
2. ÉVOLUTION DES MARCHÉS DES ACTIONS, DES CRYPTO-ACTIFS ET LES RISQUES POUR LE SECTEUR FINANCIER AU LUXEMBOURG

2.1 PERFORMANCE DES ACTIONS ET DES CRYPTO-ACTIFS

L'année 2025 a été favorable pour les marchés des actions dans la mesure où les indices Euro Stoxx 50 et S&P 500 ont progressé respectivement de 18 % et 17 % au cours de l'année (graphique 2.3). Cette évolution positive au cours de l'année 2025 est reflétée par la réduction du risque, laquelle est

interceptée par une concentration de la distribution neutre au risque au mois de décembre 2025, en comparaison avec celles des mois de mars 2025-2026 (voir graphique 2.4 de l'encadré 2.1). En outre, cette évolution a été soutenue à la fois par une inflation modérée, des taux d'intérêt moins élevés et des perspectives favorables à la reprise économique jusqu'à la fin de l'année 2025. Toutefois, la guerre au Moyen-Orient a alimenté l'incertitude géopolitique et est devenue une préoccupation majeure pour les investisseurs et les entreprises. Ainsi, ces tensions géopolitiques se sont traduites à la fois par un recul de l'indice S&P 500 de 7 % fin mars 2026 par rapport à son niveau enregistré au début de la même année, par un aplatissement plus prononcé de la densité neutre au risque au mois de mars 2026 et par un rebond de l'indice de l'aversion au risque au premier trimestre de l'année en cours (voir graphique 2.5 de l'encadré 2.1).

Graphique 2.3:
Évolution des indices boursiers (base 100 = janvier 2010)



Source : Bloomberg.

Encadré 2.1:

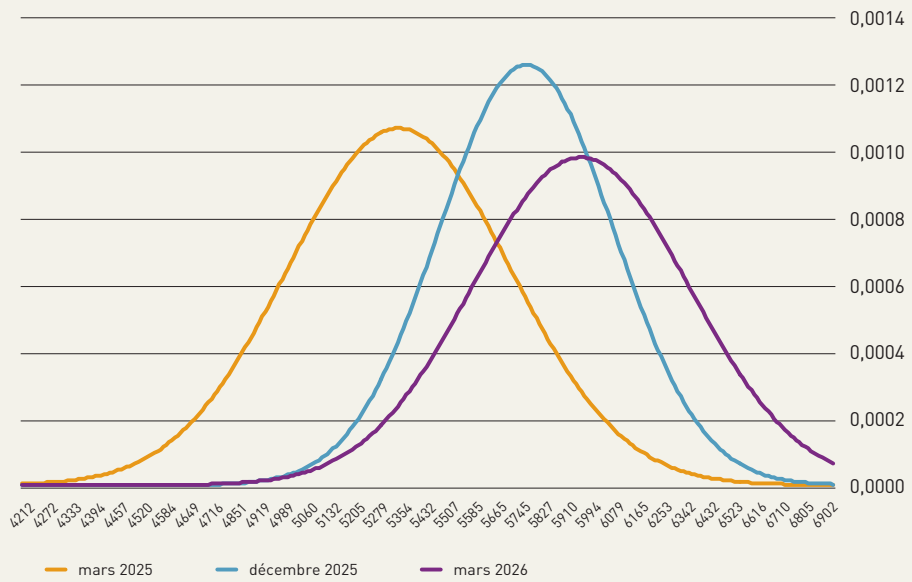
MESURE DE L'ATTITUDE DES INVESTISSEURS FACE AU RISQUE : ANALYSE DU MARCHÉ DES ACTIONS DE LA ZONE EURO

Les indices d'aversion au risque ou d'appétit pour le risque sont des outils importants pour appréhender les facteurs comportementaux sous-jacents à la volatilité des marchés. L'attitude face au risque des investisseurs en actions est mesurée par la comparaison de deux distributions de densité, en l'occurrence la distribution objective (neutre au risque) du rendement futur de l'indice boursier et la distribution statistique subjective de ce même indice. La construction de cet indice est basée sur la comparaison de la surface des extrémités des deux distributions afférentes à un recul minimum de 10 % du prix de l'actif sous-jacent.

Les deux distributions sont estimées à partir des prix quotidiens de l'indice boursier Dow Jones Euro Stoxx 50 et des prix d'une gamme d'options à fréquence identique pour ce même sous-jacent. Les informations nécessaires aux estimations sont extraites de la base de données Bloomberg. Il y a lieu de noter que chaque option dans la gamme est associée à un prix d'exercice différent, mais dont le terme de maturité est identique. Les prix des options donnent un aperçu sur les anticipations des investisseurs concernant le prix du sous-jacent à la date de maturité ou de l'exercice de l'option. La combinaison du prix de l'actif sous-jacent avec des prix d'options associées à différents prix d'exercice permet d'estimer la probabilité objective (neutre au risque) que les investisseurs attribuent aux rendements futurs de l'actif sous-jacent, qui est l'indice Euro Stoxx 50.

L'extraction de la densité neutre au risque à partir des prix des options est obtenue par la méthode des moindres carrés non linéaires. Il s'agit d'estimer les deux premiers moments (moyenne et variance) de la distribution log-normale tout en minimisant la somme des écarts quadratiques entre le prix théorique de l'option obtenu à partir de la formule de Black et Scholes (1973, *Journal of Political Economy*, vol. 81) et le prix observé sur le marché. L'estimation de cette densité est fondée sur le principe d'absence d'opportunités d'arbitrage. Sous cette hypothèse, la dérivée seconde du prix de l'option relative au prix d'exercice donne la densité de la probabilité neutre au risque. L'estimation de cette dernière est obtenue à partir des prix des options sur l'indice Euro Stoxx 50 à 45 jours de l'échéance du contrat. Le graphique 2.4 affiche la densité de probabilité neutre au risque estimée à trois dates différentes. Il illustre à la fois la variabilité des anticipations des investisseurs relatives aux prix des actifs sous-jacents, ainsi que l'importance de l'incertitude quant à l'évolution de ces derniers.

Graphique 2.4 :
Évolution des fonctions de densité neutre au risque



Source de données : Bloomberg. Estimations : BCL

Depuis la fin du premier trimestre jusqu'au dernier trimestre 2025, les distributions neutres au risque ont été caractérisées par une dispersion moins importante que celle enregistrée en 2024. Après que les marchés financiers aient accusé le coup de la généralisation par les États-Unis des droits douaniers au début de l'année 2025 à l'ensemble des pays, la baisse des tensions géopolitiques qui a suivi l'atténuation des conflits commerciaux s'est traduite par une diminution significative de la volatilité des marchés financiers et une concentration des distributions neutres au risque (voir la distribution de décembre). Cependant, l'optimisme des investisseurs s'est estompé et l'incertitude s'est amplifiée au début de l'année 2026 suite au déclenchement de la guerre contre l'Iran. Dans ce contexte, la volatilité des marchés financiers mondiaux a de nouveau affiché des rebonds très importants qui se sont traduits par l'étalement des distributions neutres au risque (distribution de mars 2026).

Ainsi, au cours de la récente période, l'élargissement de l'étalement des distributions s'explique principalement par l'aggravation de l'incertitude suite à l'assombrissement des perspectives de la croissance induit par la poursuite de la guerre au Moyen-Orient.

Quant à l'estimation de la densité statistique, dite « subjective », elle est obtenue par un modèle GARCH asymétrique appliqué, dans une première étape, aux rendements quotidiens de l'indice boursier Euro Stoxx 50. Le modèle estimé est ensuite simulé 10 000 fois afin d'obtenir la distribution des rendements anticipés de l'indice à un horizon de 45 jours ouvrables. Ainsi, l'étendue de la période de prévision est d'une distance identique à celle de l'échéance du contrat des options.

Une fois les deux distributions (objective et subjective) estimées, la méthode de Tarashev *et al.* (2003) pour le calcul de l'indicateur de l'aversion des investisseurs au risque est utilisée. L'indicateur est exprimé en termes de rapport entre :

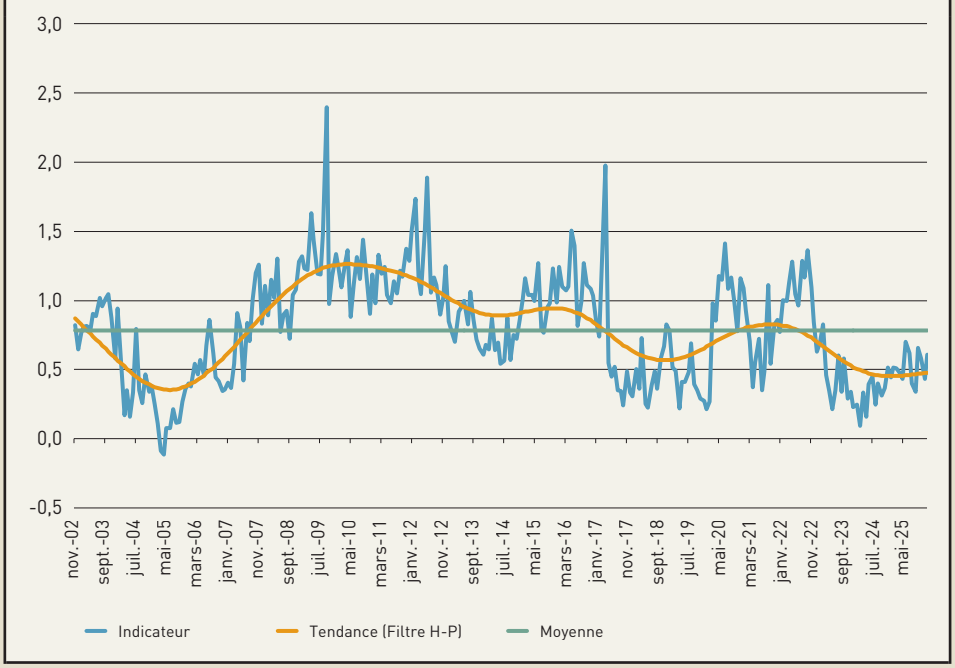
- la probabilité objective (neutre au risque) d'un recul de 10 % de l'actif sous-jacent estimée à partir des prix des options attachées à l'indice boursier Euro Stoxx 50 ; et
- la probabilité subjective d'une chute équivalente des prix issue de la simulation du modèle GARCH.

RÉSULTATS ET ANALYSE DE L'INDICATEUR D'APPÉTIT À L'ÉGARD DU RISQUE

Compte tenu de l'existence d'une seule échéance mensuelle pour l'exercice des options européennes, la méthodologie exposée précédemment est adoptée pour construire un indicateur à fréquence mensuelle reflétant ainsi l'attitude des investisseurs à l'égard du risque.

Le graphique 2.5 illustre l'évolution de l'indicateur d'aversion au risque au cours de la période allant de novembre 2002 à mars 2026. Le niveau de cet indicateur est plus élevé lorsque la tolérance de l'investisseur à l'égard du risque est plus faible. Au cours du premier trimestre 2026, l'indicateur affichait une progression importante. En effet, son niveau au premier trimestre 2026 dépasse désormais la moyenne historique. Il est vraisemblable que les estimations à venir de l'indicateur aboutiraient à des niveaux très élevés de l'indicateur de l'aversion au risque, si la guerre au Moyen-Orient ne trouvait pas rapidement une issue favorable.

Graphique 2.5:
Indicateur mensuel de l'aversion au risque des investisseurs 2002-2025

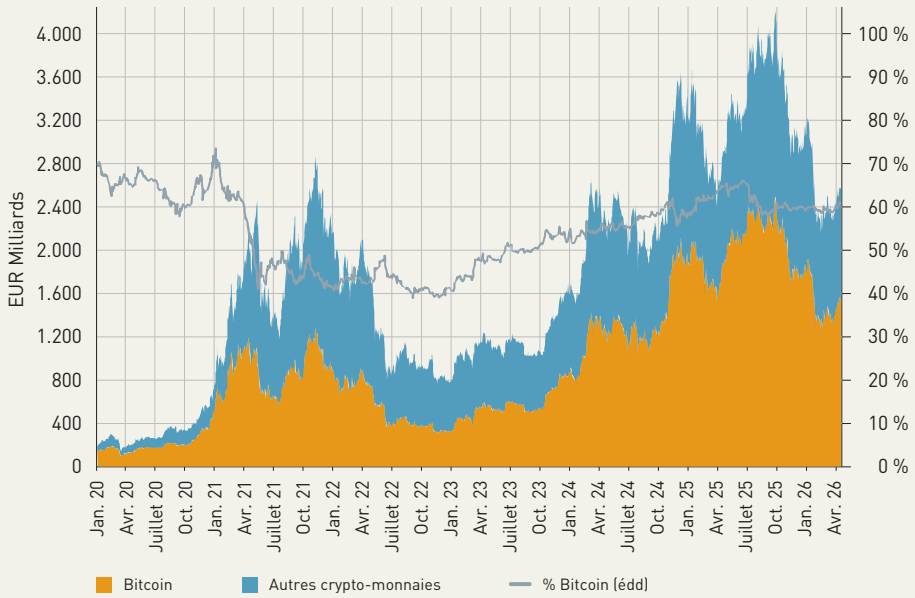


Source de données : Bloomberg. Estimations : BCL

La progression passagère de la volatilité des marchés boursiers et la correction sévère enregistrée au début du mois d'avril reflètent les anticipations plutôt pessimistes des investisseurs dans un contexte de tensions géopolitiques et d'une aggravation de la fragmentation de l'économie mondiale induite par les récentes mesures tarifaires adoptées unilatéralement par la nouvelle administration des États-Unis. La suspension temporaire des mesures tarifaires par l'administration américaine a permis d'atténuer l'incertitude des investisseurs et l'excès de la volatilité des marchés boursiers. Toutefois, cet état demeure fragile dans la mesure où l'absence d'un compromis entre les États-Unis et ses partenaires commerciaux conduirait au renouvellement d'épisodes d'instabilité.

Graphique 2.6 :

Capitalisation boursière des principaux crypto-actifs



Sources : Coin Dance, calculs BCL. Période : 2017M01-2026M04.

Si les marchés avaient été portés au début 2025 par l'enthousiasme des investisseurs pour les crypto-actifs, leurs risques et le caractère spéculatif de ce type d'actif se manifestaient par des baisses importantes depuis le début du mois d'octobre 2025. Cette tendance baissière s'est maintenue au cours du premier trimestre 2026. Ainsi, la baisse enregistrée au mois d'avril 2026 comparativement au pic d'octobre s'élevait à 39 % (graphique 2.6). Autrement dit, la capitalisation boursière des crypto-actifs atteignait, fin avril 2026, €2 563 milliards, alors qu'elle s'élevait à €4 208 milliards en octobre 2025.

Cette baisse s'explique principalement par la chute importante de la valeur d'échange du Bitcoin, laquelle dominait le marché des crypto-actifs, avec un poids de près de 61 % de la capitalisation du marché à la fin du mois d'avril 2026. L'attrait pour le marché des « cryptos » occasionné par les résultats des élections présidentielles américaines fin 2024 s'est ainsi évaporé.

Si la taille du marché des crypto-actifs ne représentait que 1,6 % du système financier mondial en 2023[2], elle a depuis connu une croissance significative notamment en 2024-2025 malgré le ralentissement observé au cours du dernier trimestre 2025. Nos analyses des expositions des acteurs luxembourgeois aux crypto-actifs révèlent que la part de ces actifs dans leur portefeuille reste marginale et ne représente pas un risque majeur pour la stabilité financière (voir encadré 2.2).

[2] Denis BEAU, Premier sous-gouverneur de la Banque de France (octobre 2024) « Quel avenir pour le monde des crypto-actifs ? »

Encadré 2.2 :

EXPOSITION DES ACTEURS DES MARCHÉS FINANCIERS LUXEMBOURGEOIS AUX TITRES LIÉS AUX CRYPTO-ACTIFS

Les crypto-actifs sont des actifs numériques dépourvus de base d'actifs physiques et particulièrement risqués à cause de leur nature spéculative. Ils ont connu, dans leur ensemble, des phases de croissance et de repli importants au cours des dernières années, de sorte que la forte oscillation de leurs prix constitue une caractéristique inhérente aux instruments non adossés à des réserves d'actifs. En outre, les marchés des crypto-actifs présentent des vulnérabilités induites par le recours excessif à l'effet de levier, aux asymétries de liquidité et de maturité ainsi qu'aux fragilités opérationnelles qui les caractérisent, telles que la fraude et les risques cybernétiques. Ainsi, les investissements en crypto-actifs non adossés à des réserves d'actifs comportent des risques substantiels dans la mesure où ils sont sujets à des fluctuations soudaines et rapides susceptibles d'engendrer des pertes considérables pour les investisseurs.

Si les institutions financières traditionnelles venaient à investir significativement dans des activités liées aux crypto-actifs, les tensions sur les marchés des actifs numériques pourraient se propager rapidement au système financier traditionnel[3] et susciteraient des déséquilibres préjudiciables à la stabilité des systèmes financiers. Ainsi, un monitoring régulier par les autorités compétentes de l'importance des expositions des acteurs du secteur financier luxembourgeois aux crypto-actifs est nécessaire afin de minimiser les risques induits par les fluctuations importantes de ces actifs spéculatifs.

Au Luxembourg, les acteurs du secteur financier peuvent être soumis à certaines contraintes concernant les investissements dans les crypto-actifs non adossés à des réserves d'actifs. La CSSF, en tant qu'autorité de surveillance du secteur financier luxembourgeois[4], a strictement interdit aux OPCVM, aux OPC destinés à des clients autres que des investisseurs avertis et aux fonds de pension d'investir dans des actifs numériques. En revanche, les fonds d'investissement alternatifs (FIA) dont les parts sont commercialisées exclusivement aux investisseurs avertis peuvent investir directement et indirectement dans des crypto-actifs. Par ailleurs, la réglementation bancaire n'interdit pas aux établissements de crédit d'investir directement dans les crypto-actifs, sous réserve que leurs expositions à ce type d'actifs soient couvertes par une pondération de risque de 1 250 % ou déduites complètement des fonds propres. Quant aux compagnies d'assurance, le Commissariat aux assurances (CAA), en tant qu'autorité de supervision, a clarifié par lettre circulaire 19/02 que les « monnaies virtuelles » ne sont pas considérées comme des instruments financiers[5] et que ces « unités de compte » ne sont pas admises dans les fonds internes collectifs, ni dans les fonds internes dédiés. Néanmoins, il est important de noter que les instruments financiers permettant une exposition indirecte à ces unités de compte (p. ex. les actions de sociétés émettrices de crypto-actifs) demeurent éligibles, permettant ainsi l'exposition indirecte des investisseurs aux risques d'une volatilité accrue des crypto-actifs.

Bien que la limitation de la collecte des données représente un sérieux obstacle à une analyse approfondie des expositions directes des acteurs du secteur financier luxembourgeois aux actifs numériques, le recours aux données boursières ayant trait aux sociétés et fonds d'investissement spécialisés dans le domaine des crypto-actifs (les fonds négociés en bourse, les instruments de capitaux propres/dettes émis par des sociétés spécialisées dans les crypto-actifs) permettrait une évaluation de l'importance des risques sous-jacents à la détention de ces titres.

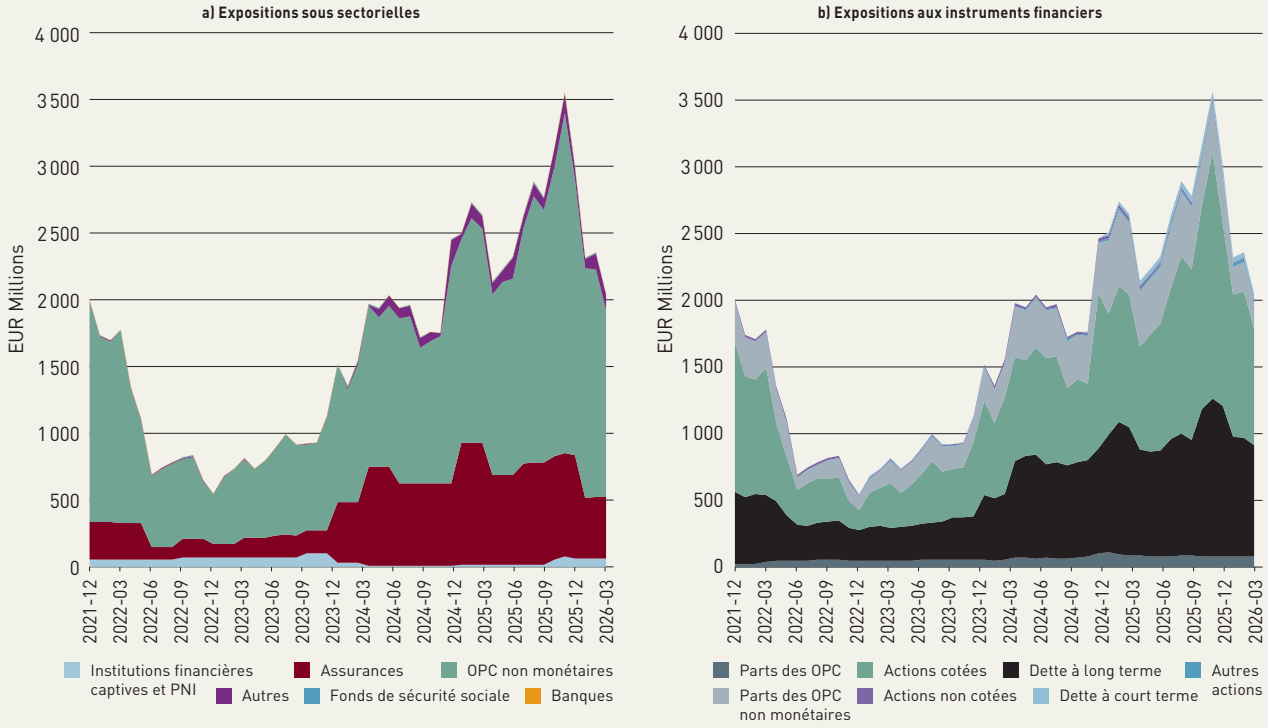
L'exposition des acteurs du secteur financier luxembourgeois aux actifs numériques a enregistré une tendance ascendante en 2024 et au cours des trois premiers trimestres de l'année 2025. Cette tendance s'est inversée pour atteindre des niveaux proches de ceux enregistrés au début de l'année 2025 (graphique 2.7).

[3] Les crypto-actifs présentent d'autres risques pour la stabilité financière, notamment des effets de richesse, des effets de confiance et des perturbations des systèmes de paiement (si ces actifs numériques devenaient des moyens courants de paiement), voir Financial Stability Board. (2022). Assessment of risks to financial stability from crypto-assets. Basel. URL: https://www.fsb.org/wp-content/uploads/P160222.pdf.
[4] Voir questions/réponses actifs virtuels – Organismes de placement collectif. https://www.cssf.lu/wp-content/uploads/QR_Actifs_virtuels_OPC.pdf.
[5] Voir https://www.caa.lu/uploads/documents/files/circ19_2.pdf.

Une large partie de ces expositions est détenue par les OPC non monétaires et par les sociétés d'assurance (graphique 2.7a). Ces expositions sont principalement des actions cotées, des titres de dettes à long terme (graphique 2.7b). Toutefois, en termes d'expositions risquées, elles ne représentaient qu'une fraction infime du portefeuille des actifs financiers détenus par les OPC non monétaires et des sociétés d'assurance. En février 2026, leurs parts s'élevaient respectivement à 0,016 % et 0,142 %[6].

Graphique 2.7 :

Expositions du système financier luxembourgeois aux crypto-actifs (millions d'euros) - par secteur et par instrument financier



Source : BCL. Période : 2021M12-2026M02

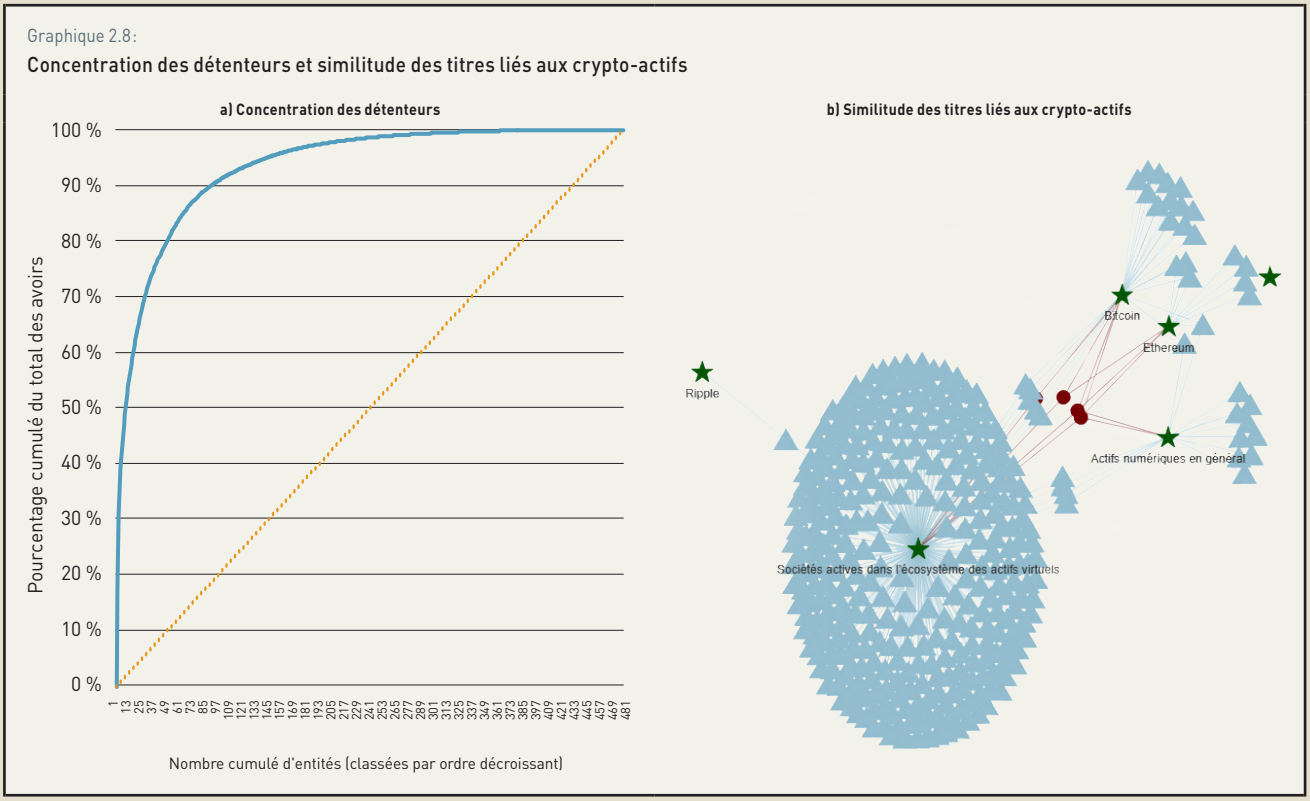
En matière de concentration, les expositions des acteurs luxembourgeois aux crypto-actifs sont principalement réparties entre une trentaine d'entités, lesquelles détenaient, fin février 2026, près des trois quarts des expositions totales aux crypto-actifs du secteur financier (graphique 2.8a). Cette concentration s'est réduite par rapport à février 2025 dans la mesure où près de trois quarts des expositions furent détenues par une vingtaine d'entités. En regroupant les crypto-actifs sous forme de « grands groupes »[7] (étoiles vertes, graphique 2.8b), il ressort que les OPC non monétaires (triangles bleus) et les sociétés d'assurance (points rouges) sont exposés à des participations communes émises par des « sociétés spécialisées dans les crypto-actifs ». Les interconnexions entre les différents acteurs sont représentées par des lignes aux « grands groupes » de crypto-actifs (étoiles vertes).

[6] Basé sur les données des tableaux statistiques de la BCL 13.06 (Bilan des fonds d'investissement non monétaires) et 16.03 (Bilan agrégé des sociétés d'assurance).

[7] Les groupes sont les suivants : Actifs numériques en général, Avalanche, Binance coin, Bitcoin, Bitcoin cash, Cardano, ELN, Ethereum, Polkadot, Polygon, Ripple, sociétés spécialisées dans les crypto-actifs (ex. la technologie blockchain, échanges de crypto-actifs), Solana, Stellar et Tezos.

Graphique 2.8 :

Concentration des détenteurs et similitude des titres liés aux crypto-actifs



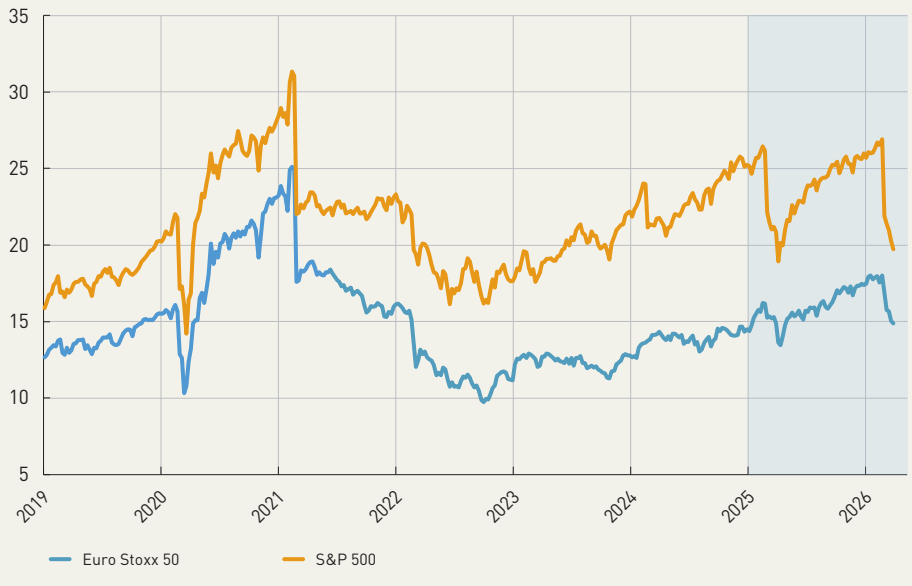
Source : BCL. Date de référence : 2026M02

En conclusion, l'exposition du secteur financier luxembourgeois aux crypto-actifs demeure réduite, voire négligeable. Toutefois, l'absence de données granulaires sur l'ensemble des expositions directes limite l'évaluation des risques liés à la détention des crypto-actifs au Luxembourg. De plus, la forte volatilité des actifs numériques et les risques associés à la détention de cette catégorie d'actifs devraient inciter les autorités compétentes à favoriser la collecte régulière de données pour le suivi et le monitoring des expositions des acteurs luxembourgeois aux crypto-actifs, y compris pour les prestataires de services en dehors de la régulation européenne MiCA[8].

[8] MiCA: Markets in Crypto-Assets Regulation.

Dans un contexte de politique monétaire plutôt neutre avec des taux d'inflation en 2025 proches de l'objectif de stabilité des prix de la BCE, les ratios cours-sur-bénéfices des entreprises cotées au sein de la zone euro, mais dans une moindre mesure aux États-Unis, ont affiché une croissance appréciable en 2025. En effet, le taux de croissance des ratios cours-sur-bénéfices afférents aux indices S&P 500 et Euro Stoxx 50 ont respectivement progressé de 3 % et de 21 % en 2025 (graphique 2.9). Néanmoins, face à l'incertitude induite par la guerre au Moyen-Orient, la valorisation boursière a fortement baissé aux États-Unis et dans la zone euro. Depuis le début de l'année 2026, les performances de ces deux indices boursiers ont enregistré respectivement des baisses de 23 % et 15 %.

Graphique 2.9 :
Ratios cours-sur-bénéfices attendus

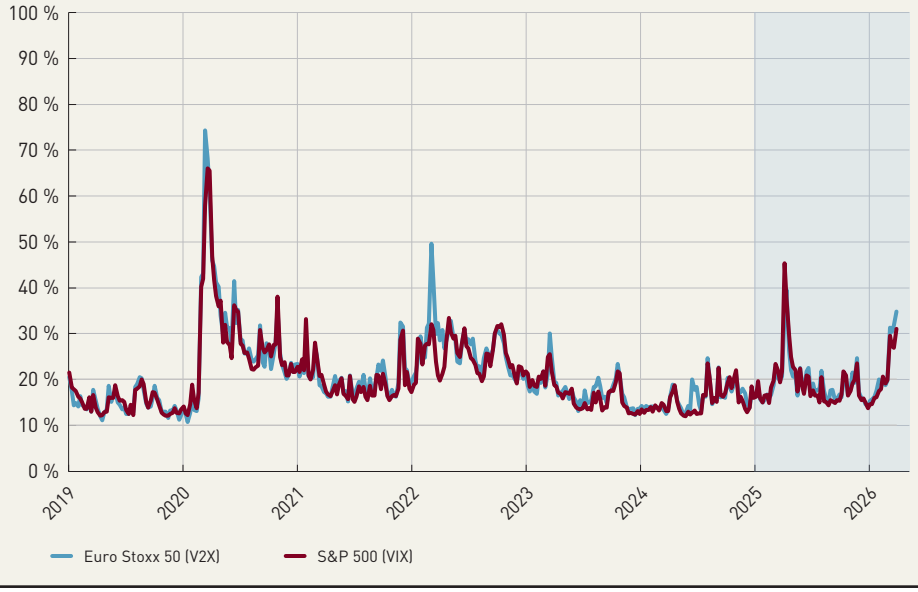


Source : Bloomberg.

Malgré la succession des chocs ayant affecté les principaux marchés boursiers et les économies mondiales tout au long des six dernières années (pandémie de Covid-19, invasion de l'Ukraine, remontée des taux d'intérêt, conflit au Moyen-Orient, etc.), les niveaux de valorisation des marchés des actions demeurent dans l'ensemble élevés. Cette évolution contraste avec la progression modeste des flux de crédits aux entreprises et avec le niveau élevé des créances douteuses en 2025. La progression de l'aversion au risque des investisseurs pourrait s'intensifier avec davantage de révisions à la baisse de la croissance économique et/ou d'une aggravation du conflit au Moyen-Orient, aboutissant à des corrections importantes des prix des actifs. En d'autres termes, les conséquences à moyen terme des tensions géopolitiques actuelles restent subordonnées à l'intensité et à la durée du choc d'offre actuel.

La progression de l'incertitude relative aux perspectives macroéconomiques et politiques a entraîné à la fois une hausse de la volatilité des marchés des actions des deux côtés de l'Atlantique et la progression des primes de risque sur les marchés obligataires des titres souverains. Il y a lieu de rappeler que la prime de risque est une mesure de la rémunération que les investisseurs exigent pour détenir des titres souverains à plus long terme plutôt que des titres à court terme émis par les entreprises ou des institutions financières. Au cours des trois premiers mois de l'année 2026, la volatilité des indices S&P 500 et Euro Stoxx 50 s'est accentuée suite à l'aggravation des tensions géopolitiques au Moyen-Orient. La volatilité des marchés des actions a donc fortement progressé entre janvier et mars 2026 et demeure à des niveaux élevés par rapport à la fin de l'année précédente, tandis que les

Graphique 2.10 :
Volatilité des marchés des actions (en %)



Source : Bloomberg.

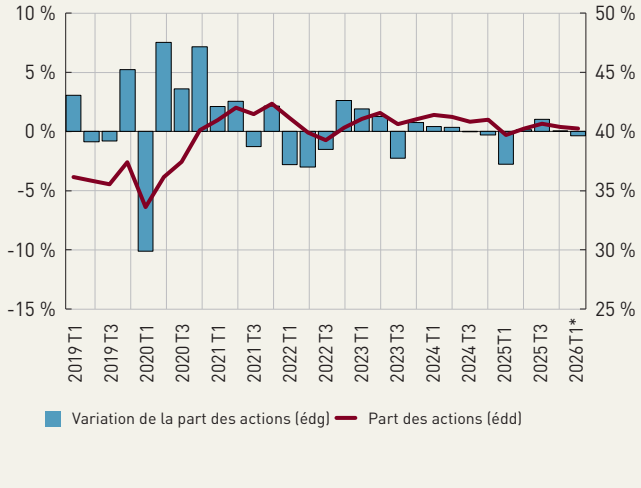
rendements du Bund allemand à 10 ans, référence principale pour la dette souveraine en Europe, a franchi le seuil de 3 % après le déclenchement des attaques contre l'Iran.

2.2 LES EXPOSITIONS DES ACTEURS FINANCIERS LUXEMBOURGEOIS AUX ACTIONS

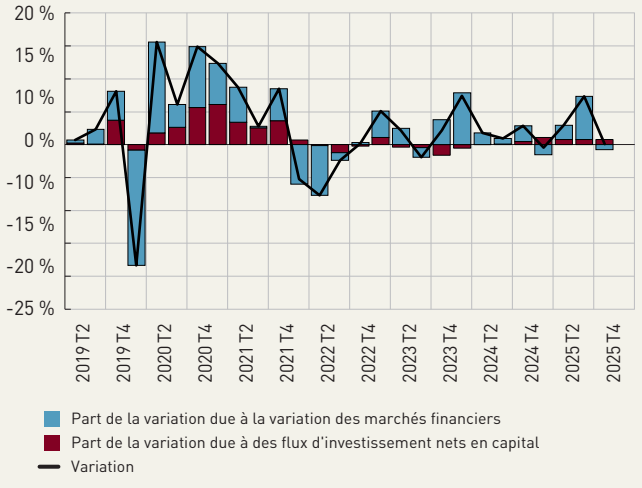
L'évolution des marchés internationaux des actions affecte les performances des fonds d'investissement et des établissements bancaires luxembourgeois exposés à ces marchés. Toutefois, l'impact sur les banques demeure marginal compte tenu de la faiblesse de leur portefeuille d'actions, qui s'élevait, fin mars 2026, à seulement 1,2 % de l'actif bilanciel agrégé du secteur bancaire.

La part des actions dans le portefeuille des actifs détenus par les fonds d'investissement non monétaires luxembourgeois a légèrement baissé, passant de 41,0 % en 2024T4 à 40,4 % en 2025T4 (graphique 2.11a). L'effet trimestriel moyen induit par la valorisation a quant à lui contribué de 1,6 p.p. à la progression de 2,5 % de la valeur nette d'inventaire de cette catégorie de fonds en 2025 (graphique 2.11b), tandis que la contribution des entrées nettes de capitaux s'élevait à 0,9 p.p. au cours de la même période.

Graphique 2.11a :
Variation trimestrielle de la part des actions dans les actifs des fonds non monétaires



Graphique 2.11b :
Décomposition du taux de croissance de la valeur nette d'inventaire des fonds actions



Source : BCL. Notes : 2026T1 affiche les données de janvier 2026.*

Concernant la répartition par type d'émetteurs des portefeuilles d'actions des fonds non monétaires luxembourgeois, la part des actions émises par des sociétés non financières est passée de 76 % en 2024T4 à 74 % en 2025T4, tandis que celle des activités financières, autres que les banques et les assurances, a progressé de 0,3 point de pourcentage sur la même période pour s'établir à 19 %.

Quant au portefeuille de titres de participations détenus par les banques luxembourgeoises, la part des actions des banques s'élevait à 21 % en fin 2025, marquant une baisse de 2 points de pourcentage par rapport à l'année 2024. De même, les actions émises par les sociétés d'assurance ont baissé d'un point de pourcentage entre 2024T4 et 2025T4 pour s'élever à 4 % du portefeuille. Enfin, la part des titres de participations des sociétés non financières détenue par les établissements bancaires luxembourgeois a progressé de 2 points de pourcentage pour atteindre 38 % en 2025T4.

3. ÉVOLUTION DES MARCHÉS OBLIGATAIRES ET LES RISQUES POUR LE SECTEUR FINANCIER AU LUXEMBOURG

3.1 LES RENDEMENTS DES OBLIGATIONS

En 2025, les marchés obligataires à long terme ont évolué différemment entre les États-Unis et la zone euro. Le rendement des obligations souveraines américaines à 10 ans a reculé en 2025, passant de 4,63 % à 4,13 %. Toutefois, cette évolution s'est inversée au premier trimestre 2026 avec une légère augmentation des rendements avec un niveau bien supérieur à leur niveau moyen durant les 15 dernières années. S'agissant des rendements du Bund allemand et à l'exception des deux premiers mois de l'année 2026, ils ont enregistré une hausse sur la même période (graphique 2.12). En outre, le premier trimestre de l'année 2025 a été caractérisé par une volatilité marquée des rendements du Bund allemand induit par l'adoption unilatérale de tarifs douaniers par l'administration américaine à l'égard de plusieurs pays occidentaux et émergents. Dans ce contexte, le rendement des obligations souveraines allemandes à 10 ans est passé de 2,39 % à la fin de l'année 2024 à 2,86 % en fin 2025.

Graphique 2.12 :
Rendements des obligations d'État à 10 ans (en %)



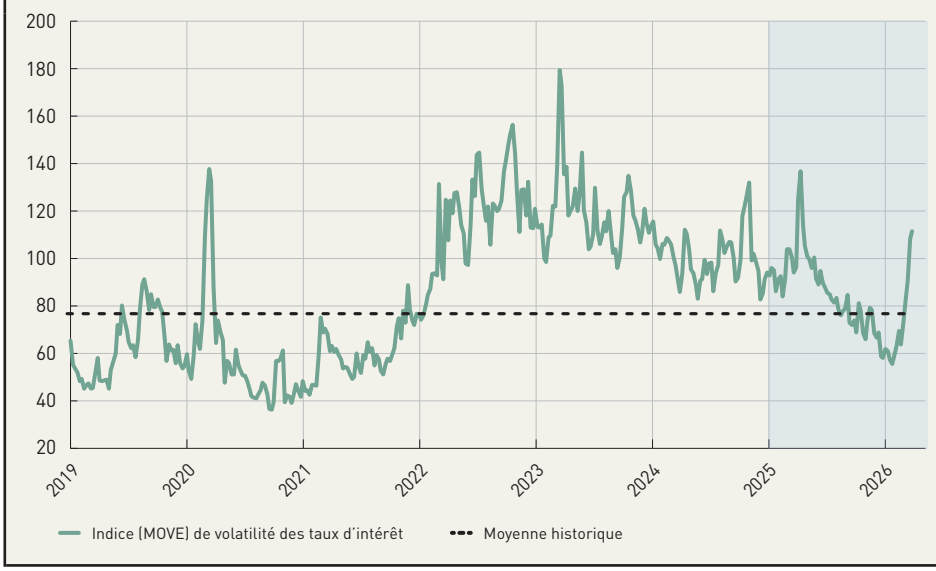
Source : Bloomberg.

Dès le mois de mars 2026 et suite à l'éclatement de la guerre au Moyen-Orient, les rendements sur les marchés obligataires à long terme ont rebondi avec notamment le franchissement du Bund allemand à 10 ans du seuil de 3 % pour atteindre 3,09 %, son niveau le plus élevé depuis la crise de la dette souveraine au sein de la zone euro.

L'année 2025 a été dans l'ensemble marquée par une accalmie relative sur les marchés obligataires, mais avec la succession d'épisodes de volatilité élevée suite à l'émergence de tensions géopolitiques ou économiques. Ces évolutions sont reflétées par la volatilité de l'indice MOVE. Après le pic du mois d'avril 2025 où la valeur de l'indice a atteint 137,26, l'indice de volatilité des taux s'est orienté à la baisse pour atteindre un seuil plancher, fin janvier 2026, de 56,25 (graphique 2.13). Cette tendance s'est légèrement inversée au cours des deux premiers mois de l'année 2026, puis l'indice a rebondi de nouveau pour atteindre rapidement la valeur de 111,95 à la fin du mois de mars de l'année en cours, suite au déclenchement de la guerre contre l'Iran et ses conséquences potentielles sur l'inflation et les perspectives économiques au niveau global.

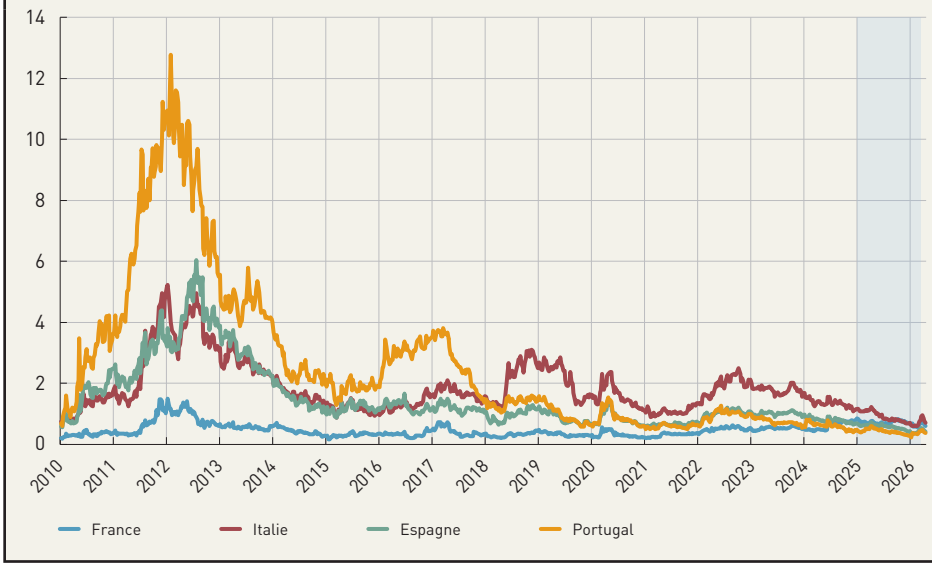
La tendance baissière de la volatilité enregistrée après le rebond d'avril 2025 et le pic en mars 2026 sont également perceptibles au niveau des écarts de rendements entre les obligations souveraines (« *spreads* souverains ») de la plupart des pays de la zone euro, notamment les pays dits périphériques de la zone euro (l'Italie, l'Espagne et le Portugal) et le Bund allemand. À l'exception de la France, dont l'écart est resté relativement stable en 2025, les *spreads* des autres pays périphériques ont affiché une baisse tout au long de l'année 2025 (graphique 2.14). Ceci s'est reflété par une diminution de la prime de risque exigée par les investisseurs et une amélioration des conditions de financement des États membres de la zone euro. En mars 2026, les écarts de taux se sont élargis, reflétant la progression de l'incertitude induite par de nouvelles tensions géopolitiques.

Graphique 2.13 :
Indice de volatilité (MOVE) des taux (en %) : 2019M01-2026M03



Sources : Bloomberg, calculs BCL.

Graphique 2.14 :
***Spreads* souverains par rapport au Bund allemand (en points de pourcentage)**

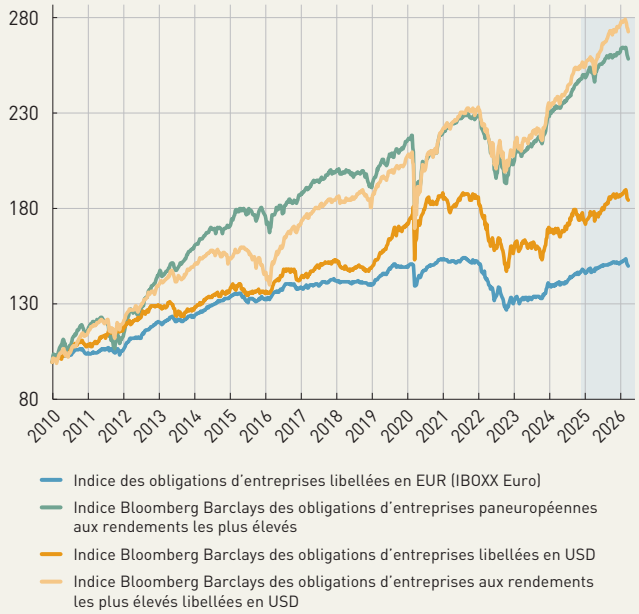


Sources : Bloomberg, calculs BCL.

Dans un contexte d'incertitude variable, les indices obligataires des entreprises ont globalement maintenu leur tendance ascendante en 2025 et au début de l'année 2026 (graphique 2.15a). Cette évolution traduit non seulement les anticipations favorables des investisseurs quant à l'évolution du risque de défaut des sociétés non financières, mais également le recul de l'inflation et les perspectives de croissance économique. L'attrait des investisseurs pour le risque s'est inversé avec une baisse des indices obligataires en mars 2026, qualitativement équivalente à celle du mois d'avril 2025. D'ailleurs, une évolution similaire est reflétée par l'écart (*spread*) entre les rendements des obligations d'entreprises « *high yield* » et le taux d'intérêt sans risque, en l'occurrence les bons du Trésor américain. Cet écart a entamé une phase ascendante à partir du début de l'année 2026. Néanmoins, son niveau actuel demeure très bas en comparaison avec les niveaux enregistrés durant les crises antérieures.

Graphique 2.15a :

Indices de prix des obligations d'entreprises (base 100 = janvier 2010)



Graphique 2.15b :

***Spread* des obligations de qualité inférieure à 'Investment grade' par rapport au taux d'intérêt des bons du Trésor américain**



Sources : Bloomberg, Réserve fédérale de St. Louis. Notes : Le Graphique 2.15b présente les écarts (spreads) de rendements ajustés des options (OAS) ICE BofA, calculés entre un indice d'obligations de qualité inférieure à Investment Grade, c.-à-d. notées BB ou inférieures, et le taux d'intérêt des bons du Trésor américain au comptant.

3.2 LES EXPOSITIONS OBLIGATAIRES DES ACTEURS FINANCIERS LUXEMBOURGEOIS

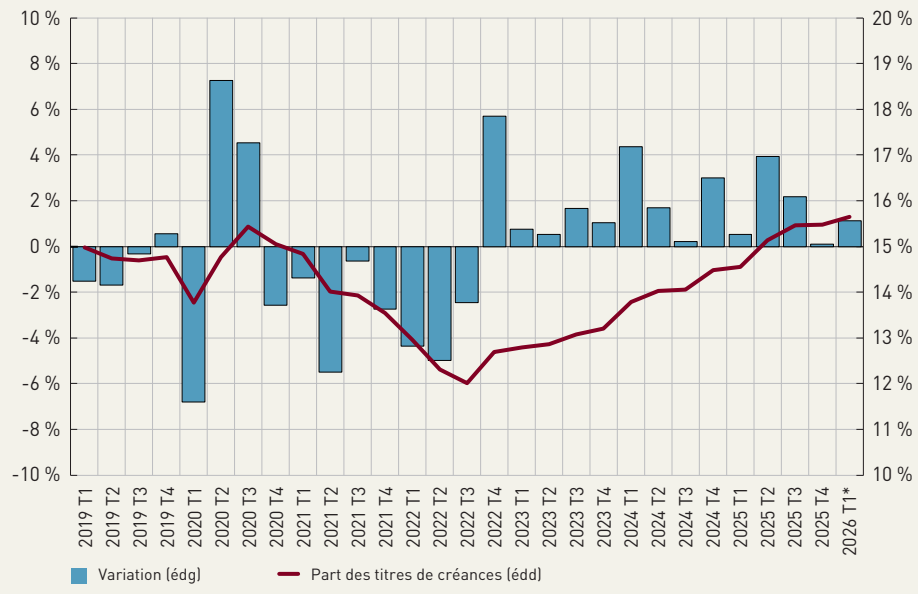
L'exposition au risque de crédit du secteur financier luxembourgeois peut être appréhendée à travers l'encours de titres de créances détenu par les banques et les fonds d'investissement ainsi que par la qualité de leurs portefeuilles obligataires.

Il ressort de l'analyse bilancielle que l'encours des titres de créance détenus par les banques luxembourgeoises en 2025, a crû de 9,55 % représentant ainsi 15,48 % de l'actif total des banques luxembourgeoises (graphique 2.16). En outre, la part des titres de créance émis par les administrations publiques a progressé de 3,69 p.p., tandis que celle des titres émis par les banques et par les autres secteurs d'activité ont reculé respectivement de 3,00 p.p. et 0,069 p.p. Ces évolutions traduisent vraisemblablement un repli vers la qualité des banques luxembourgeoises en période d'incertitude afin d'atténuer les risques véhiculés par des titres moins liquides. Au cours des deux premiers mois de 2026, les banques luxembourgeoises ont poursuivi la substitution des titres souverains aux autres titres dans la mesure où la part des titres publics a progressé de 3,49 %, pour s'élever 54,78 milliards d'euros.

Quant au secteur des fonds d'investissement luxembourgeois, les flux d'investissement nets en capital, avec un taux de croissance moyen trimestriel de 2,25 % en 2025, ont eu un impact positif sur la valeur nette d'inventaire des fonds obligataires, tandis que l'effet de valorisation était négatif avec un taux trimestriel moyen au cours de la même période de -0,72 %. Après la neutralisation de ce dernier effet, le taux de croissance moyen de la VNI enregistré en 2025 a été de 1,53 % (graphique 2.17).

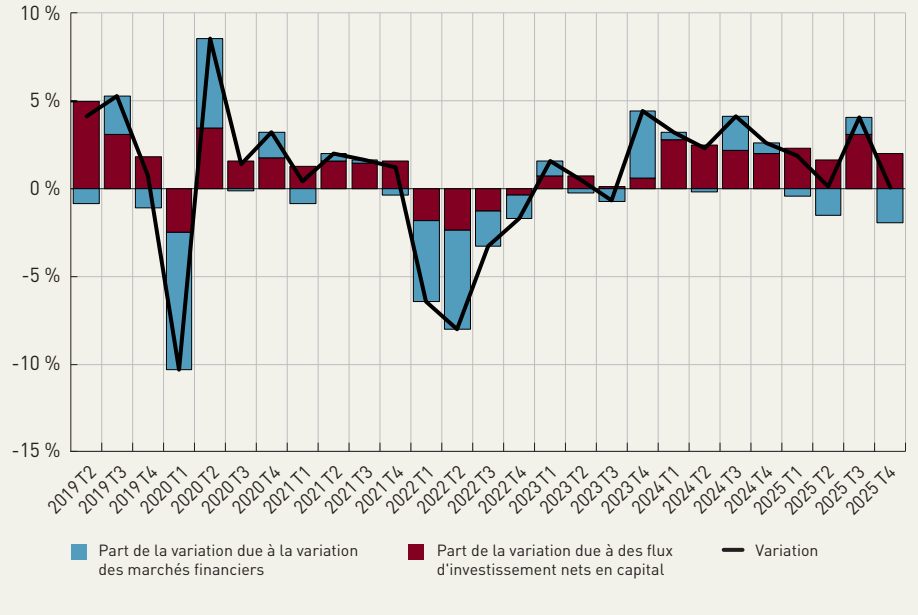
Quant à l'exposition des fonds d'investissement aux obligations émises par les banques, elle affichait en 2025 une progression de 16,5 % par rapport à la fin de l'année 2024 pour atteindre un encours de 635 milliards d'euros. Cette tendance s'est prolongée durant les deux premiers mois de l'année 2025 pour atteindre un encours de 647 milliards d'euros. Au cours de cette période, la qualité des titres de créance détenus par les fonds d'investissement luxembourgeois est restée globalement stable, ce qui reflète l'attrait des gestionnaires de ces fonds pour des stratégies d'investissement moins risquées. En effet, les gestionnaires de fonds luxembourgeois ont abaissé la part des titres risqués et à haut rendement dans leurs portefeuilles obligataires en favorisant les titres liquides afin de minimiser les répercussions potentielles générées par un assèchement de la liquidité sur les marchés. Ceci est d'autant plus vrai que le niveau d'incertitude a affiché une volatilité élevée suite à l'aggravation des tensions géoéconomiques en 2025 et géopolitiques au début de l'année 2026 (voir chapitre 3, encadré 3.12).

Graphique 2.16 :
Variation trimestrielle de la part des titres de créance dans l'actif bancaire



Source : BCL. Période : 2019T1-2026T1 (Février 2026).*

Graphique 2.17 :
Décomposition du taux de croissance de la valeur nette d'inventaire des fonds obligataires luxembourgeois



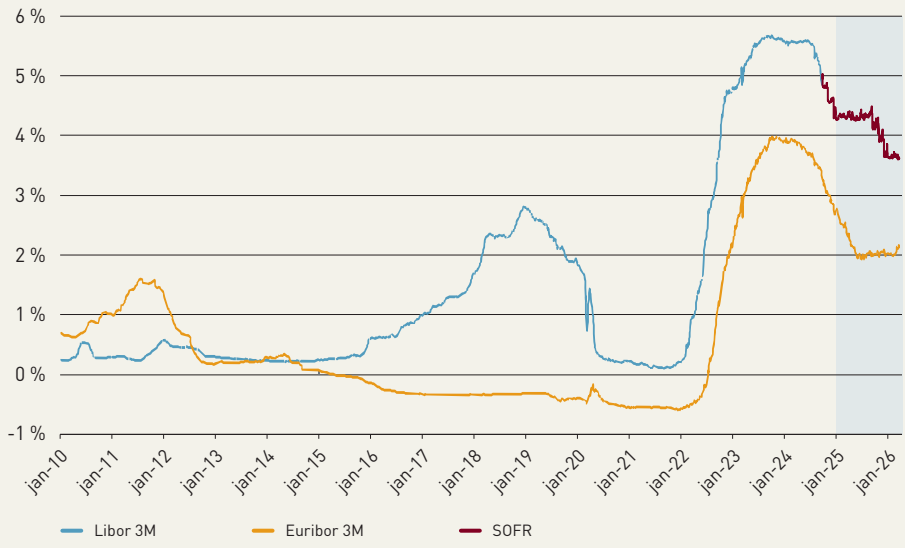
Source : BCL.

4. LES CONDITIONS ET RISQUES DE FINANCEMENT À COURT TERME

La première moitié de l'année 2025 a été caractérisée par la poursuite de l'assouplissement de la politique monétaire de la BCE, entamée à partir du mois de juin 2024. Depuis, les taux directeurs ont été maintenus inchangés compte tenu de l'ancrage de l'inflation en 2025 autour de l'objectif de stabilité des prix de 2 %. Or, le déclenchement de la guerre au Moyen-Orient et sa poursuite ont entraîné une forte hausse des prix de l'énergie, poussant ainsi l'inflation à la hausse et pesant sur le climat économique. Les répercussions de la guerre sur l'inflation à moyen terme et sur l'activité économique dépendront de l'intensité et de la durée du choc sur les prix de l'énergie, ainsi que de l'ampleur de ses effets indirects et de ses répercussions. Plus la guerre se prolonge et plus les prix de l'énergie restent élevés, plus l'impact sur l'inflation globale et l'économie sera important. Néanmoins, et en dépit des incertitudes croissantes, l'économie de la zone euro a fait preuve d'une résilience appréciable et les anticipations d'inflation à long terme restent bien ancrées, bien que celles à plus court terme aient sensiblement progressé depuis l'éclatement du conflit au Moyen-Orient. Dans ce contexte, le Conseil des gouverneurs de la BCE a décidé lors de sa réunion d'avril 2026 de maintenir inchangés les trois taux d'intérêt directeurs, mais a déclaré qu'il suivra de près la situation et adoptera une approche fondée sur les données et au cas par cas pour déterminer l'orientation appropriée de la politique monétaire face aux évolutions futures. L'analyse des données disponibles, y compris les projections, au mois de juin 2026, et compte tenu des perspectives incertaines, provoquées par la guerre au Moyen-Orient, avec des risques haussiers pour l'inflation, le Conseil des gouverneurs a décidé d'augmenter les taux directeurs de 25 points de base lors de sa réunion du mois de juin.

Quant aux conditions de financement des banques de la zone euro, elles étaient plutôt favorables au cours des premiers mois de 2025 avant de marquer un palier à la mi-2025. Le taux Euribor à 3 mois a poursuivi sa tendance baissière passant d'environ 3 % en décembre 2024 à un taux autour de 2 % à la mi-2025. Ce niveau est demeuré plus ou moins stable jusqu'en février 2026, avant de rebondir de plusieurs points de base pour atteindre 2,13 % fin mars 2026. En dépit de cette progression, les conditions favorables de financement à court terme persévéraient au début 2026, malgré l'incertitude qui a pesé sur le climat économique. Une évolution similaire fut observée quant au taux de financement au jour le jour (SOFR) en USD, avec une tendance baissière relativement importante jusqu'à la fin de l'année 2025, suivie par une période de stabilité relative pour s'établir à 3,63 % fin mars 2026. Toutefois, ce taux demeure plus élevé que l'Euribor, reflétant ainsi le différentiel d'inflation entre les États-Unis et la zone euro.

Graphique 2.18 :
Évolution des taux d'intérêt interbancaires

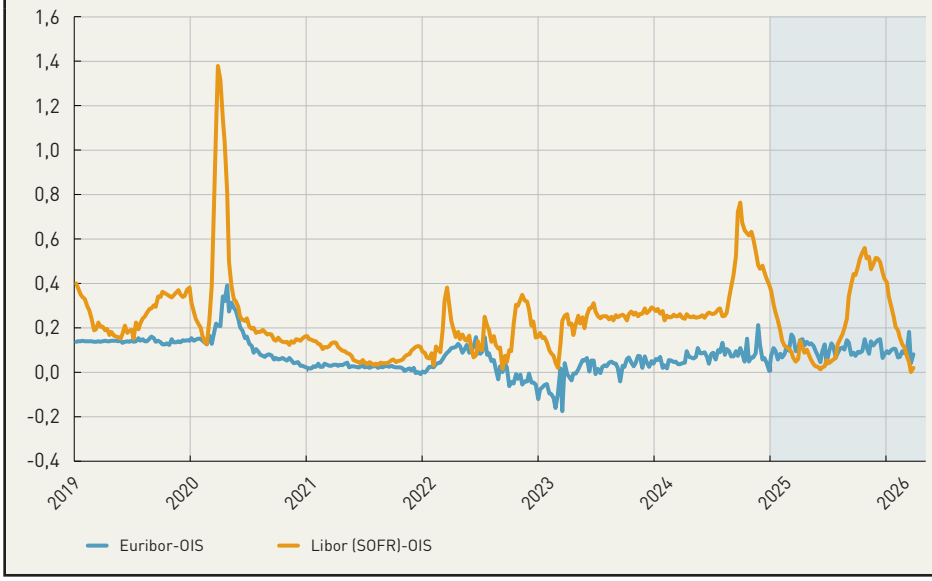


Source : Bloomberg. Période : Janvier 2010 - Mars 2026. Notes : À compter du 30 septembre 2024, le taux LIBOR à 3 mois est remplacé par le taux SOFR (Secured Overnight Financing Rate).

Pour mesurer le niveau de stress sur les marchés interbancaires, il convient d'analyser les écarts (*spreads*) entre les taux Libor (SOFR) et Euribor des prêts non garantis du marché interbancaire et les taux *Overnight Indexed Swap* (OIS). Ces écarts de taux sont des indicateurs de risque de crédit au sein du secteur bancaire. Une augmentation du niveau de ces indicateurs traduit la progression du risque de contrepartie sur le marché interbancaire et par ricochet de la prime de risque qui y est associée, tandis que sa diminution reflète un risque de crédit plus faible des contreparties actives sur le marché interbancaire.

Dans la zone euro, le risque de crédit interbancaire est resté globalement contenu en 2025 et durant le premier trimestre 2026, et ce, dans un contexte de croissance économique modérée et de conditions de financement de court terme plutôt favorables. À l'instar de l'année 2024, l'écart Euribor-OIS a oscillé autour de niveaux historiquement bas malgré quelques épisodes de volatilité passagers, traduisant l'absence de tensions significatives sur le marché interbancaire de la zone euro durant la période sous revue. En revanche, l'écart entre les taux SOFR et OIS, a enregistré des variations avec des amplitudes très élevées. Après que l'écart a enregistré une stabilité autour de 10 points de base durant le semestre 2025, il a rebondi pour franchir le seuil de 50 points de base en octobre 2025. Après ce pic, l'évolution s'est inversée pour converger vers un niveau d'écart très réduit et proche de deux points de base en mars 2026. L'étroitesse de l'écart est un signe plutôt favorable à une reprise économique globale. Elle contribue à l'atténuation des contraintes de financement interbancaire en dépit des conséquences à court terme déjà visibles de la guerre au Moyen-Orient. Le maintien d'une prime de risque réduite sur le marché interbancaire faciliterait le refinancement des entreprises et l'accès au crédit des ménages à des coûts plus faibles.

Graphique 2.19 :
***Spread* Euribor-OIS et Libor (SOFR)-OIS à 3 mois (en points de pourcentage)**

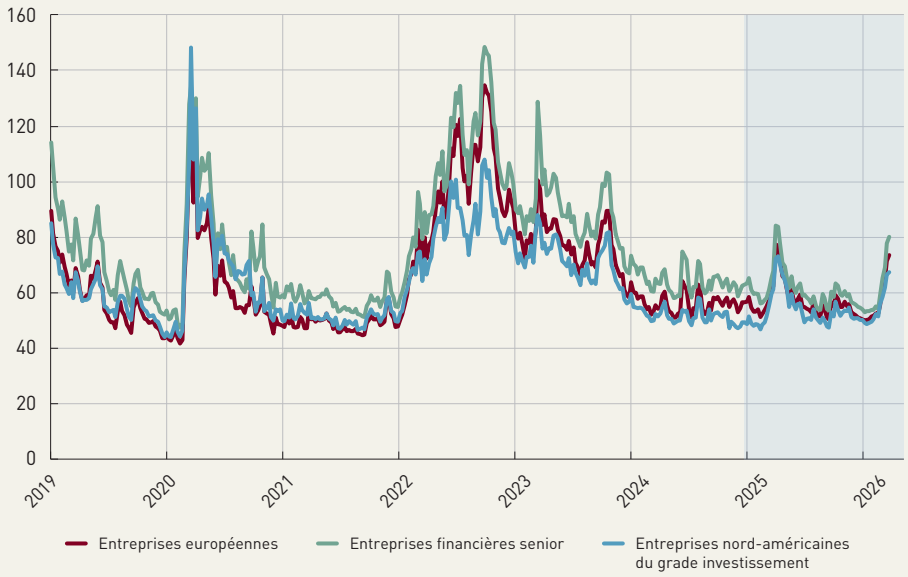


Sources : Bloomberg, calculs BCL.

L'appréciation des conditions de financement des opérateurs sur les marchés monétaires s'appuie sur l'analyse de l'évolution des *Credit Default Swaps* (CDS). Les CDS constituent des instruments de couverture contre le défaut d'une contrepartie et leur évolution reflète la variabilité temporelle du risque de défaut des contreparties. Une augmentation (baisse) de la prime du CDS d'un emprunteur signale des conditions de financement tendues (détendues) de l'emprunteur.

Après une phase de stabilisation au premier trimestre 2025, à des niveaux globalement comparables à ceux observés en 2024 et avant la pandémie de COVID-19, les CDS ont connu une hausse importante au début du mois d'avril 2025. Cette progression s'est inscrite dans un climat de forte volatilité des marchés financiers internationaux en réaction aux mesures tarifaires adoptées par l'administration américaine à l'égard de plusieurs de ses partenaires commerciaux. La suspension de ces mesures a été

Graphique 2.20 :
Indices composites des Credit Default Swap (CDS) des entreprises (en points de base)



Source : Bloomberg.

suivie d'un retour dès le mois de juin vers leurs niveaux du mois de mars 2025. Les CDS ont poursuivi leur baisse jusqu'en février 2026, avant d'enregistrer de nouveau un pic en mars 2026 suite au déclenchement de la guerre au Moyen-Orient, aux perturbations du transport maritime dans le détroit d'Ormuz et aux destructions des infrastructures énergétiques dans cette région.

5. ÉVOLUTION DES MARCHÉS DE CHANGES ET LES RISQUES POUR LES ACTEURS FINANCIERS

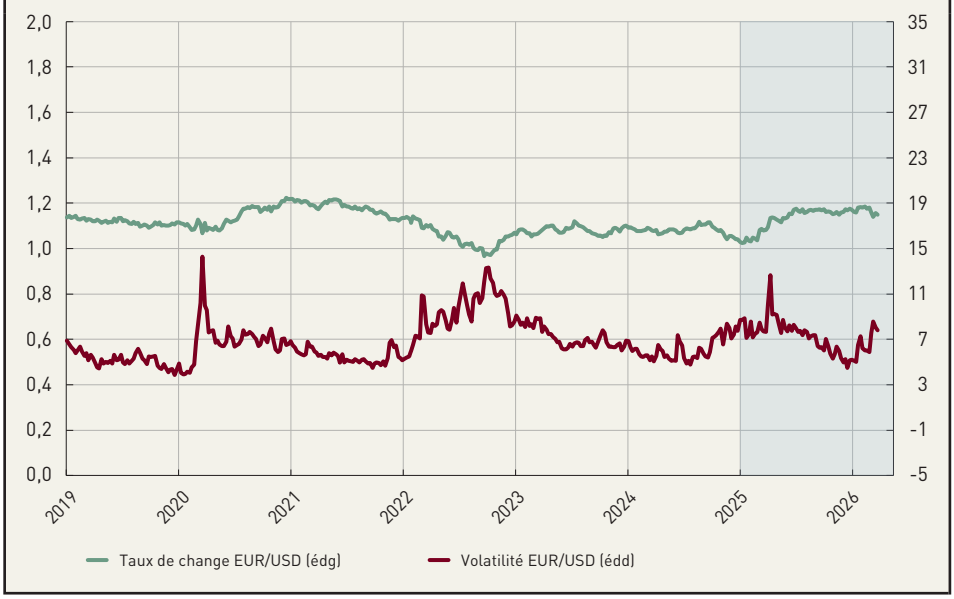
L'exposition du secteur financier luxembourgeois au risque de change est principalement tributaire du taux de change euro/dollar américain, puisque les actifs libellés en dollar américain et détenus par des banques et des fonds d'investissement luxembourgeois représentent une part importante de leurs actifs bilanciels.

Au dernier trimestre 2025, les encours agrégés de ces actifs en dollar américain s'élevaient à 199,2 milliards de dollars pour les banques et 3 454,2 milliards de dollars pour les fonds d'investissement, soit 20,3 % et 36,2 % de leurs actifs totaux respectifs. La prédominance du dollar américain par rapport aux autres devises étrangères laisse penser que l'évolution du taux de change euro/dollar est un facteur de risque non négligeable pour les banques et les fonds d'investissement luxembourgeois.

L'année 2025 a été marquée par un retournement de tendance par rapport à 2024. En effet, l'euro s'est apprécié par rapport au dollar de 14,2 % en 2025 (graphique 2.21), reflétant vraisemblablement la désinflation plus marquée dans la zone euro, mais également le niveau d'incertitude induit par des politiques commerciales restrictives. Par ailleurs, les perspectives d'investissements favorables en Europe, soutenues par diverses mesures de relance liées aux dépenses militaires, ont contribué au soutien de la croissance et à la demande de l'euro. Cette appréciation face au dollar s'inscrit également dans un contexte de divergence des trajectoires de politique monétaire entre la BCE et la FED. L'anticipation d'un assouplissement monétaire aux États-Unis alimentée en particulier par des signes de ralentissement du marché du travail a contribué à l'affaiblissement du dollar face à la monnaie européenne en dépit du différentiel des taux d'intérêt entre les États-Unis et la zone euro. Toutefois, au cours du premier trimestre de 2026, le dollar américain a entamé une phase de reprise avec une progression de 1,79 % dans un contexte d'infléchissement des attentes du marché quant aux perspectives de baisses des taux d'intérêt de la Réserve fédérale américaine.

Dans un tel contexte, après le pic observé au mois d'avril 2025 en réaction notamment à la politique tarifaire américaine, la volatilité du taux de change EUR/USD s'est atténuée tout au long de 2025 avant de s'accroître de nouveau durant le mois de mars 2026 (graphique 2.21). Ce changement de tendance traduit un regain d'incertitudes induit par l'enchérissement des prix de l'énergie et les risques sur les chaînes d'approvisionnement en raison de la poursuite de la guerre au Moyen-Orient. Le prolongement de la guerre raviverait les pressions inflationnistes et pèserait sur la croissance économique et par ricochet sur les décisions des autorités monétaires.

Graphique 2.21 :
Taux et volatilité (en %) de change EUR/USD



Source : Bloomberg.

En ce qui concerne les risques potentiels provenant de ces évolutions pour le secteur financier luxembourgeois, il est à noter que les fonds d'investissement au Luxembourg présentent la plus importante exposition au risque de change. En février 2026, la part des actifs libellés en monnaies étrangères s'élevait à 51,50 % du total bilanciel.

Les expositions des fonds d'investissement libellées en dollar américain sous la forme de créances et de dépôts ont enregistré une baisse annuelle de 2,98 p.p. en 2025 de sorte que la part des expositions s'établisse à 31,71 %. La progression des expositions en dollar américain au début de cette année a compensé une partie de la baisse enregistrée en 2025 dans la mesure où cette part a atteint 32,13 % du total des créances et des dépôts en février 2026. Au niveau du passif, la part de la dette des fonds d'investissement libellée en dollar américain est restée plutôt stable en 2025 et au cours des premiers mois de 2026 à environ 23 % du total des dettes, en comparaison avec la fin de l'année 2024.

De manière similaire, les expositions des banques luxembourgeoises aux actifs libellés en devises étrangères ont baissé en 2025 de 2,25 p.p., atteignant 32,47 % de l'actif total, dont 20,3 % étaient libellés en dollar américain. Du côté du passif, la part des ressources libellées en devises étrangères s'est également contractée de 2,41 p.p. par rapport à l'année 2024 pour s'élever à 36,60 % du total du passif bilanciel en décembre 2025. Quant à la partie des ressources libellées en dollar, elle a enregistré une baisse de 2,3 p.p. en 2025. Elle atteignait 25,1 % du total du passif en fin d'année. Au premier trimestre 2026, cette composante a légèrement progressé de 0,5 p.p., pour s'élever 25,6 %.

6. CONCLUSION

Les marchés financiers ont affiché en 2025 et au début de l'année 2026 une résilience exceptionnelle en dépit de la multiplicité des chocs et de l'aggravation de l'incertitude induite par des tensions géoéconomiques et/ou géopolitiques susceptibles d'affecter la croissance économique mondiale et l'inflation. Au cours de la période sous revue, les valorisations des actifs sont restées globalement élevées sur la plupart des marchés. Les indices boursiers globaux étaient élevés et les écarts de rendement entre les titres de créances émis par les entreprises et les obligations souveraines sans risques ont évolué dans de faibles intervalles par rapport aux standards historiques. Toutefois, au cours de la récente période (mars-avril 2026), les marchés ont subi des fluctuations importantes. Ces ajustements s'expliquaient par les conflits géopolitiques, par les perturbations de l'approvisionnement énergétique qui s'en sont suivies et par les préoccupations des marchés par les risques liés à l'intelligence artificielle.

En effet, le début de la guerre au Moyen-Orient a perturbé l'approvisionnement énergétique mondial, entraînant de fortes hausses des prix du pétrole et du gaz, ainsi que des ajustements sur les marchés boursiers affectant de manière importante les pays dépendants des importations d'énergie. Dans un tel environnement, les écarts de taux se sont creusés et la volatilité a augmenté dans la plupart des classes d'actifs, en particulier sur le marché des matières premières, tandis que les anticipations de taux directeurs implicites du marché ont rebondi. Néanmoins, le fonctionnement global des marchés est resté ordonné.

Par ailleurs, les inquiétudes concernant le risque de perturbation lié à l'IA ont entraîné de fortes baisses des cours boursiers de certaines grandes entreprises technologiques et ceux des actions liées aux logiciels et à l'IA au début de l'année 2026.

S'agissant des marchés obligataires, les rendements des obligations souveraines allemandes se sont accrus pour atteindre leur plus haut niveau depuis la crise de la dette souveraine en zone euro en 2011. Une telle évolution est en lien avec la résurgence des craintes inflationnistes, alimentées par la flambée des prix de l'énergie.

Sur les marchés de changes, l'euro s'est apprécié par rapport au dollar américain au cours de l'année 2025, mais cette tendance s'est inversée au premier trimestre 2026. Parallèlement, la volatilité du taux de change euro/dollar s'est accrue suite à la succession de chocs géopolitiques.

L'aggravation des tensions géopolitiques, ainsi que des risques pesant sur la croissance économique, pourraient accroître la volatilité des marchés financiers au point de les déstabiliser. L'aggravation de ces risques et/ou leur poursuite serait préjudiciable à la stabilité financière de la zone euro dans son ensemble. En effet, compte tenu de l'importance des incertitudes et des risques géopolitiques actuels, il n'est pas exclu que les marchés financiers endureraient des corrections sévères, en particulier dans le cas d'aggravation des conflits au Moyen-Orient et en Ukraine.

3 LE SECTEUR FINANCIER : LES ÉVOLUTIONS RÉCENTES 77

1. LE SECTEUR BANCAIRE LUXEMBOURGEOIS 77
   - 1.1 L'évolution du nombre d'établissements de crédit et de l'emploi dans le secteur bancaire 78
   - 1.2 Le bilan des établissements de crédit 80
   - 1.3 Décomposition des crédits et des dépôts de la clientèle non bancaire 86
   - 1.4 Le compte de profits et pertes des établissements de crédit 105
     - 1.4.1 Évolutions des revenus 106
     - 1.4.2 Évolution des coûts 112
     - 1.4.3 Résultats et indicateurs de rentabilité 116
     - 1.4.4 Prospective de la profitabilité bancaire au Luxembourg 117
   - 1.5 La solvabilité 118
     - 1.5.1 L'impact de la mise en œuvre d'un niveau plancher de fonds propres par le CRR pour les expositions des banques domestiques 128
   - 1.6 Le ratio de levier 131
   - 1.7 La liquidité 131
   - 1.8 Évaluation de la vulnérabilité du secteur bancaire 138
     - 1.8.1 Indicateur de vulnérabilité 138
     - 1.8.2 L'analyse des risques cycliques du marché du crédit domestique : l'apport des fonctions dites d'efficacité du récepteur dans l'analyse des risques macroprudentiels 139
     - 1.8.3 Les tests d'endurance en tant qu'outils macroprudentiels 144
     - 1.8.4 L'indice alpha et la densité du réseau bancaire : mesures de l'intensité des interconnexions bancaires et de la concentration des liens interbancaires 149
     - 1.8.5 Les interconnexions entre les établissements de crédit et les fonds d'investissement 153
2. LES AUTRES ACTEURS DU SECTEUR FINANCIER 159
   - 2.1 Les organismes de placement collectif 159
     - 2.1.1 Les OPC non monétaires 159
     - 2.1.2 Les OPC monétaires 162
   - 2.2 Évaluation de la fragilité des fonds d'investissement : apport des probabilités de défaut conditionnelles 169
   - 2.3 Les véhicules de titrisation 171
   - 2.4 Les assurances 173

Encadré 3.1 : 83
Créances des établissements de crédit sur les administrations publiques des pays membres de l'Union européenne et des pays d'autres régions géographiques
Encadré 3.2 : 86
Évolution des principales sources de financement et des crédits accordés par les banques de la place financière
Encadré 3.3 : 88
Vulnérabilités des sociétés non financières luxembourgeoises
Encadré 3.4 : 95
L'enquête trimestrielle sur la distribution du crédit bancaire
Encadré 3.5 : 108
Mesure de la sensibilité des taux de rémunération des dépôts bancaires au taux d'intérêt directeur de la BCE
Encadré 3.6 : 113
L'évolution de la qualité des actifs des banques luxembourgeoises en 2023
Encadré 3.7 : 121
Profitabilité bancaire et résilience
Encadré 3.8 : 124
L'indice z-score et la probabilité théorique de défaut des banques luxembourgeoises : indicateurs de stabilité financière
Encadré 3.9 : 134
La sensibilité des banques luxembourgeoises aux chocs de liquidité
Encadré 3.10 : 136
Indicateur composite de l'accès au financement des banques luxembourgeoises
Encadré 3.11 : 142
L'évaluation des risques systémiques cycliques à travers l'analyse du cycle financier
Encadré 3.12 : 156
Analyse de la qualité des portefeuilles des fonds d'investissement
Encadré 3.13 : 164
La détention de titres publics par les organismes de placement collectif
Encadré 3.14 : 166
Exposition des fonds d'investissement aux risques de liquidité

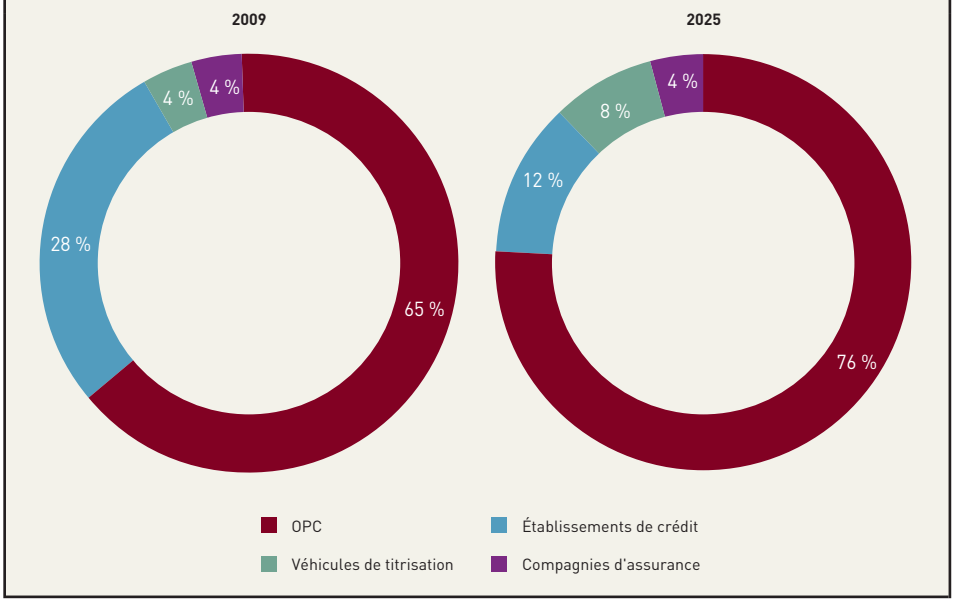
3. LE SECTEUR FINANCIER : LES ÉVOLUTIONS RÉCENTES

1. LE SECTEUR BANCAIRE LUXEMBOURGEOIS

Après les crises successives des années précédentes, l'environnement macro-financier luxembourgeois et européen en 2025 et au début de l'année 2026 fut caractérisé par des incertitudes géopolitiques et géoéconomiques persistantes, ainsi qu'une croissance économique modérée. Malgré cet environnement difficile, les secteurs bancaires européen et luxembourgeois se sont montrés résilients durant les récentes périodes de vulnérabilités, particulièrement lors de l'adoption de mesures tarifaires par les États-Unis ainsi que lors du déclenchement de la guerre contre l'Iran. Au cours de cette dernière période, les marchés financiers ont enregistré une volatilité élevée, et les prix de l'énergie ont rebondi abruptement pour atteindre des niveaux équivalents à ceux enregistrés au début de l'agression de l'Ukraine par la Russie.

En 2025 et en dépit de la multiplicité des chocs géoéconomiques, les actifs nets du secteur financier grand-ducal ont enregistré une progression annuelle importante de 7 % pour s'établir à 8 121 milliards d'euros fin décembre 2025. Les organismes de placement collectif régulés (OPC) domiciliés au Luxembourg ont consolidé, en 2025, leur première position en Europe avec un encours d'actifs nets sous gestion de 6 199 milliards d'euros, soit une augmentation de 7 % par rapport à la même période de l'année 2024. Par ailleurs, le secteur des OPC demeure la principale composante du secteur financier avec une part dans les actifs totaux de 76 % en 2025, ce qui correspond à environ 11 points de pourcentage de hausse depuis la grande crise financière de 2008. En revanche, l'actif total des établissements bancaires n'a enregistré qu'une hausse annuelle modérée de 2,5 % en 2025. Cette dynamique s'est amplifiée au début de l'année 2026, avec une progression de 4,1 % pour atteindre 1 026,98 milliards d'euros en 2026T1. Quant au secteur de l'assurance (vie et non vie), l'exercice 2025 a été marqué par une progression bilancielle très appréciable de près de 13 %. Le graphique 3.1 illustre la répartition sectorielle des actifs totaux du secteur financier luxembourgeois.

Graphique 3.1 :
Répartition sectorielle des actifs totaux dans le secteur financier au Luxembourg en 2025 par opposition à 2009



Source : BCL, CSSF, CAA.

Malgré la multiplicité des chocs enregistrée en 2025 et au début de l'année 2026 (épisodes de volatilité excessive des marchés financiers, frictions tarifaires, tensions géoéconomiques et guerres) et les aléas d'un contexte géopolitique sous tension et de la transition technologique et climatique, le secteur bancaire luxembourgeois a fait preuve d'une grande résilience. Ce résultat reflète à la fois le renforcement significatif de la solvabilité des

banques depuis la grande crise financière, mais également l'importance des réserves de liquidités constituées ces dernières années.

En 2025, la somme des bilans des banques a enregistré une hausse annuelle de 2,4 % pour s'élever à 981,5 milliards d'euros. Cette évolution s'explique par la hausse des créances sur la clientèle non-bancaire de 4,7 % et du portefeuille de titres obligataires de 9,5 %. Au premier trimestre 2026, le bilan agrégé des banques était marqué par un net redressement de la production de crédits interbancaires (+4,8 %) et de la clientèle non bancaire (+2,8 %), mais aussi des titres de créances (+5,5 %). Du côté du passif, la croissance importante en 2025 était due à l'augmentation des dépôts interbancaires (+7,3 %) accompagnée de celle des dépôts à vue (+5,0 %). Au premier trimestre 2026, ce sont les dépôts à vue (+8,6 %) ainsi que les autres passifs (+13,5 %) qui ont été la locomotive de la progression des ressources bilancielles des établissements bancaires.

Quant aux profits consolidés des banques luxembourgeoises (y compris leurs succursales à l'étranger), les résultats annuels nets ont affiché une baisse pour la première fois depuis 2022 pour s'élever à 7,06 milliards d'euros, soit un taux de croissance de -3,5 %. Le produit net bancaire (+1,5 %) a augmenté modérément en 2025 grâce à la progression des revenus hors intérêts de 9,2 %, et ce malgré la baisse de la marge sur intérêts de 4,1 %.

La position de solvabilité du secteur bancaire demeure confortable. Quel que soit l'indicateur utilisé, les niveaux des ratios se situaient fin 2025 nettement au-dessus des minimas réglementaires requis. Ainsi, les niveaux du ratio de solvabilité agrégé moyen et du CET1 dépassaient les 20 %. En outre, les banques luxembourgeoises affichaient une position de liquidité robuste, attestée par le niveau très confortable des ratios de liquidité réglementaires au-dessus des minimas réglementaires requis.

Même si les établissements bancaires luxembourgeois affichent des niveaux de capital solides et de liquidité favorables, et qu'ils disposent de coussins suffisants en fonds propres et en liquidité, il demeure indispensable que les autorités de supervision assurent un suivi régulier des indicateurs de résilience et d'accumulation des risques, surtout en cette période d'incertitude et de fortes tensions géopolitiques.

1.1 L'ÉVOLUTION DU NOMBRE D'ÉTABLISSEMENTS DE CRÉDIT ET DE L'EMPLOI DANS LE SECTEUR BANCAIRE

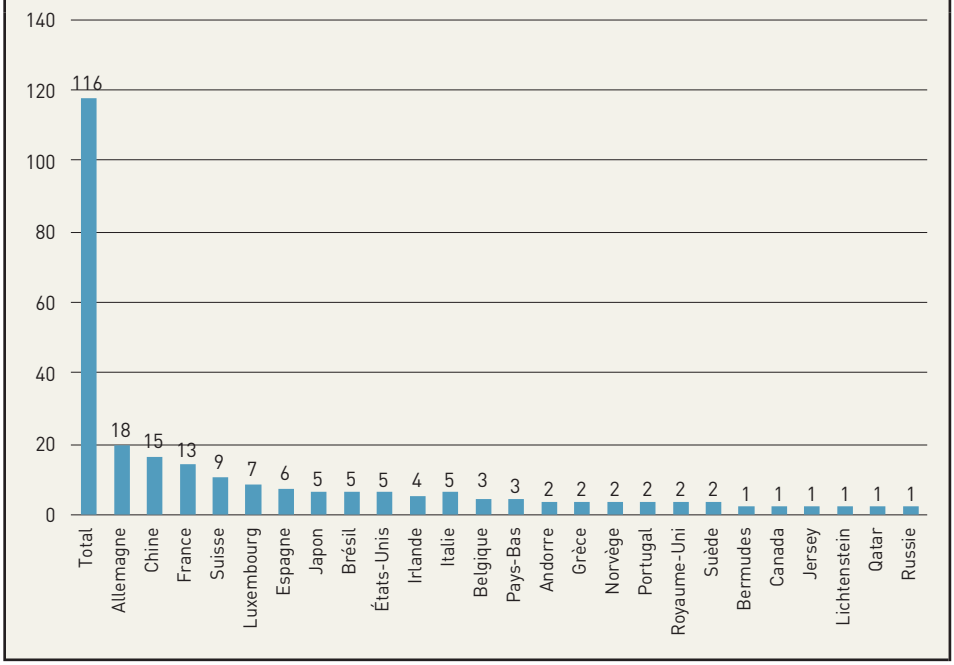
Fin décembre 2025, le nombre d'établissements de crédit inscrits sur la liste officielle s'est élevé à 116 unités, soit une augmentation de 1 unité par rapport à fin décembre 2024. En ce qui concerne la répartition géographique, les établissements de crédit établis au Luxembourg proviennent de 25 pays différents (voir graphique 3.2). Les établissements allemands dominent le paysage bancaire de la place financière avec 18 entités, suivis par les établissements chinois (15 entités), français (13 entités) et suisses (9 entités). Il convient de mentionner que 7 établissements de crédit sur les 116 sont d'origine luxembourgeoise. Durant l'année 2025, nous constatons que le nombre d'ouvertures de banques était supérieur à celui des fermetures. En effet, entre janvier et décembre 2025, trois nouvelles entités ont obtenu une licence bancaire alors que durant la même période deux entités ont clôturé leurs activités au Luxembourg. Durant le premier trimestre 2026, deux nouvelles banques ont obtenu leur licence bancaire et une banque a clôturé ses activités, portant le total du nombre d'établissements de crédit actifs à 117.

Quant à l'évolution de l'emploi dans le secteur bancaire, le graphique 3.3 affiche le taux de croissance annuel y afférent au cours des treize dernières années. Si, entre fin 2015 et fin 2019, l'emploi dans le secteur bancaire affichait une tendance ascendante, une inversion de cette tendance a été observée dès

le début de l'année 2020 et s'est poursuivie jusqu'à fin 2022. Ceci semble être la conséquence de réorganisations structurelles bancaires au niveau européen à la suite du Brexit, de la multiplication de normes réglementaires et de l'intensité de la concurrence sur les segments traditionnels de l'activité d'intermédiation. En outre, un contexte d'une longue période de taux d'intérêt et de profitabilité très bas a favorisé la consolidation du secteur bancaire européen. Cette explication ne découle pas d'une analyse quantitative, mais plutôt d'une réflexion qualitative. Toutefois, depuis le début du cycle de la normalisation de la politique monétaire, les banques ont réalisé des profits exceptionnels qui s'expliquent principalement par une importante progression des marges sur intérêt. Or, cette évolution a impacté la situation financière des entreprises et des ménages fragiles dans la mesure où la hausse des taux d'intérêt a pesé davantage sur leur capacité à rembourser les emprunts contractés. Cet enchaînement s'est traduit par une progression des crédits non performants dans les bilans des établissements de crédit luxembourgeois. La situation des entreprises et des ménages fragiles s'est stabilisée suite à la réduction significative de 2 points de pourcentage du principal taux de refinancement de la BCE engagée depuis juin 2024.

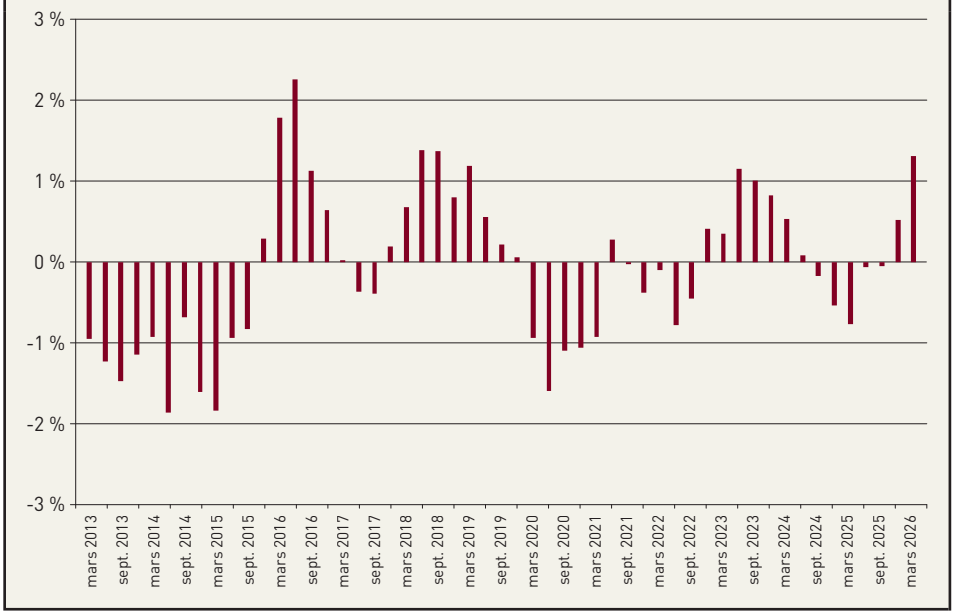
[1] Le pays de surveillance bancaire retient le premier niveau d'actionnariat direct, ce qui ne correspond pas nécessairement à la nationalité de l'actionnaire ultime.

Graphique 3.2 :
Nombre et pays de surveillance bancaire[1] des établissements de crédit établis au Luxembourg au 31 décembre 2025



Source : CSSF.

Graphique 3.3 :
Évolution trimestrielle du taux de croissance de l'emploi bancaire (en variation annuelle) : 2013T1-2026T1



Source : BCL.

Un nouvel épisode de croissance de l'emploi bancaire est apparu dès le début de l'année 2023, avant de s'inverser vers la moitié de l'année 2024. Il aura fallu attendre le dernier trimestre 2025 avant de voir une première reprise timide de la croissance. En effet, à la fin du 4e trimestre 2025, l'emploi dans le secteur bancaire au Luxembourg s'élevait à 26 284 individus, reflétant une augmentation annuelle de 136 emplois, soit 0,52 %. Durant le premier trimestre 2026, l'emploi dans le secteur bancaire a progressé de 206 postes par rapport à son niveau de décembre 2025. Il s'élevait à 26 490 individus au 31 mars 2026.

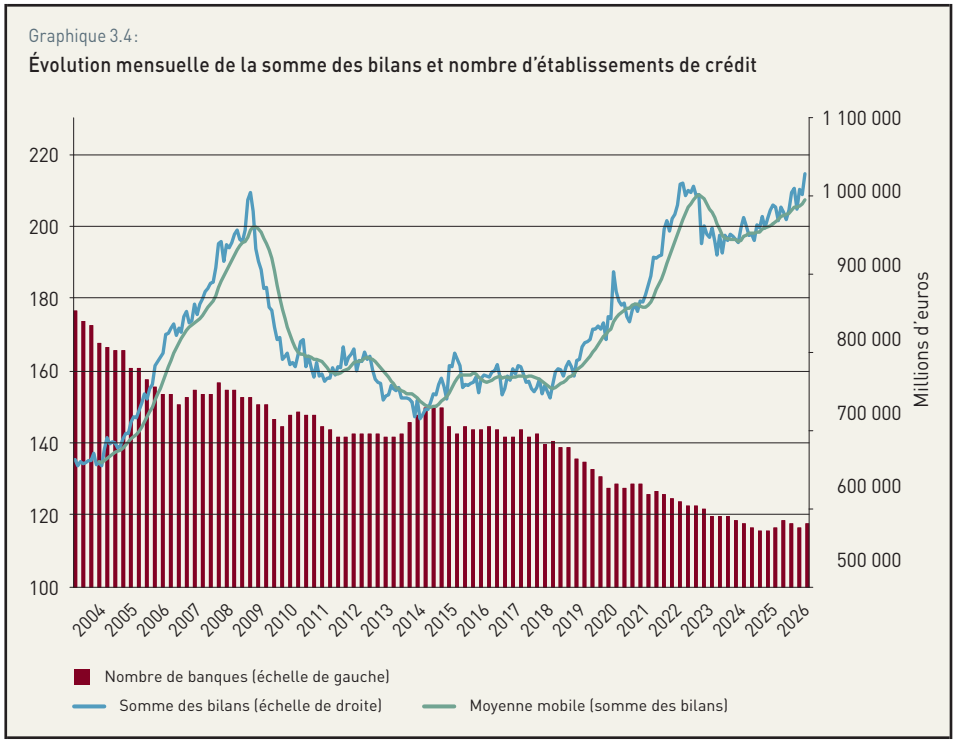
1.2 LE BILAN DES ÉTABLISSEMENTS DE CRÉDIT

Après la progression modérée de la somme des bilans en 2024, l'année 2025 a affiché une reprise plus marquée avec une augmentation annuelle de 2,5 % de l'actif total. En outre, les données du premier trimestre 2026 laissent présager une reprise de l'activité bancaire plus substantielle étant donné que l'actif bilanciel a progressé de 4,6 % par rapport à la fin de l'année 2025 pour s'élever à 1 026,98 milliards d'euros en mars 2026.

L'analyse de la structure des bilans met en exergue une augmentation de l'activité sur le marché interbancaire, d'abord progressive durant l'année 2024, puis plus forte durant les premiers mois de 2025. Concernant la deuxième partie de l'année ainsi que le premier trimestre de l'année 2026, ces dynamiques se sont poursuivies, mais à un rythme moindre, ce qui explique la continuité de la croissance des bilans des banques.

Au niveau du passif, la hausse importante des dépôts à vue de 14,0 % enregistrée entre décembre 2024 et mars 2026 fut également accompagnée par une hausse importante des autres passifs (+14,3 %).

Graphique 3.4 :
Évolution mensuelle de la somme des bilans et nombre d'établissements de crédit



Source : BCL.

Évolution de l'encours des principaux postes de l'actif du bilan

Fin décembre 2025, les créances interbancaires représentaient 52,1 % de l'actif bilanciel total. Elles demeurent la principale composante de l'activité bancaire au Luxembourg. Le volume des crédits octroyés aux autres établissements bancaires s'est élevé à 511,0 milliards d'euros, soit une augmentation de 2,8 milliards par rapport à l'année 2024 (tableau 3.1). À la fin du premier trimestre de 2026, cet encours s'élevait à 535,7 milliards d'euros, soit une augmentation de 4,8 % par rapport à l'encours en fin de 2025.

Il convient de rappeler que les données relatives à l'actif et au passif interbancaires doivent être interprétées avec prudence, les

opérations interbancaires étant largement dominées par les positions intragroupes. En effet, fin décembre 2025, les crédits octroyés à des entreprises liées ont représenté près de 85 % de l'encours total (hors BCL). Quant aux dépôts en provenance des entreprises liées, ils s'élevaient à environ 70 %.

Tableau 3.1 :

Principaux chiffres relatifs aux différents postes de l'actif du bilan et leur évolution (encours en fin de période)

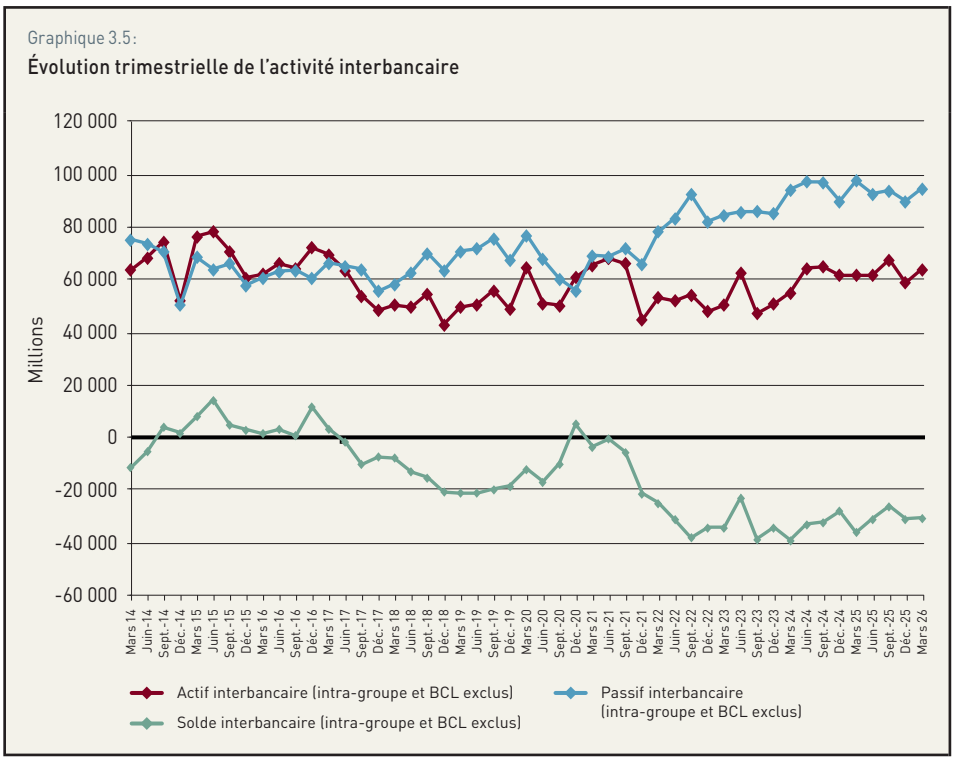
ACTIFS	MONTANTS EN MILLIONS D'EUROS			VARIATION EN MILLIONS D'EUROS ET EN %		POIDS RELATIF [1]
				2024-12 - 2025-12		
	2024-12	2025-12	2026-03	EN MILLIONS D'EUROS	EN %	2026-03
Créances interbancaires	508 194	511 034	535 708	2 840	0,6	52,2
Créances sur la clientèle	268 532	281 126	288 954	12 594	4,7	28,1
Portefeuille titres	149 410	164 194	172 924	14 784	9,9	16,8
Autres actifs	31 622	25 116	29 392	-6 506	-20,6	2,9
Total de l'actif	**957 756**	**981 468**	**1 026 978**	**23 712**	**2,5**	**100,0**

Source : BCL.
1) Poids relatif par rapport au total des actifs

Afin d'appréhender les développements du marché interbancaire, il faut en soustraire les opérations réalisées avec la BCL (voir graphique 3.5). Fin décembre 2025, les établissements de crédit luxembourgeois avaient déposé 131,9 milliards d'euros auprès de la BCL. Ce montant se décompose en 7,3 milliards d'euros sur les comptes courants, y compris les réserves obligatoires, et 124,6 milliards d'euros dans les facilités de dépôt. Les facilités de dépôt ont fortement diminué tout au long de l'année 2025. Cette tendance s'est poursuivie durant le premier trimestre de 2026.

Le taux de la facilité de dépôt, qui s'applique également aux réserves excédentaires, avait été fixé à 4,00 % lors de la réunion du Conseil des gouverneurs de la BCE de septembre 2023. Ce taux était alors resté inchangé jusqu'en juin 2024 avant de baisser à 3,75 %. Depuis et suite à l'atténuation des risques inflationnistes, le Conseil des gouverneurs a procédé, à partir de septembre 2024 jusqu'à juin 2025, à sept baisses additionnelles de 25 points de base. Ainsi, le taux de facilité de dépôt s'élève depuis juin 2025 à 2,00 %. Pour la période de constitution des réserves prenant fin le 22 décembre 2025, l'exigence de réserves obligatoires a atteint 6,5 milliards d'euros. Ainsi, les excédents de réserves de la période s'élevaient à 0,9 milliard d'euros, ce qui

Graphique 3.5:
Évolution trimestrielle de l'activité interbancaire



Source : BCL.

représente une augmentation de 0,15 milliard par rapport à la fin de 2024. Cet encours a faiblement progressé au cours du premier trimestre 2026.

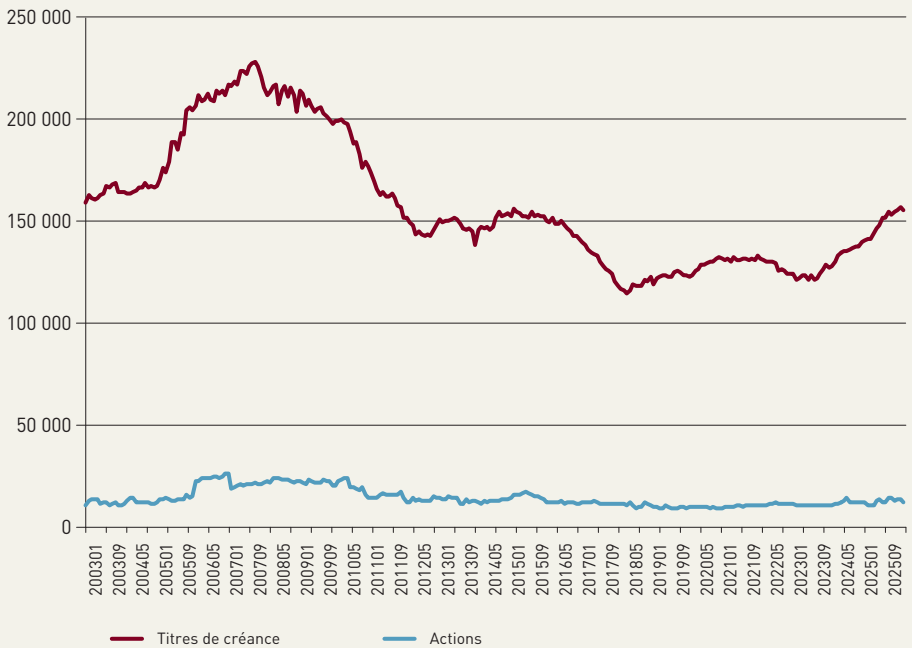
Le graphique 3.5 met en exergue l'évolution trimestrielle de l'actif et du passif interbancaires. Afin d'obtenir une image plus fidèle des activités interbancaires pures (activité bancaire intergroupes), les opérations intragroupes, les transactions réalisées avec des entreprises liées et avec la BCL ont été retranchées de l'agrégat total. Ainsi, en excluant les activités intragroupes et les opérations avec la BCL, le solde interbancaire affichait une tendance positive au cours des trois premiers trimestres de 2025, avant d'enregistrer des baisses au quatrième trimestre 2025 et au premier trimestre 2026.

Les créances sur la clientèle non bancaire ont affiché un encours de 281,1 milliards d'euros fin décembre 2025, soit une part de 28,6 % de l'actif total, en hausse de 12,6 milliards d'euros (4,7 %) par rapport au niveau observé une année auparavant. Cette évolution est largement attribuable à une hausse des créances octroyées aux autres intermédiaires financiers.

Fin décembre 2025, le portefeuille-titres détenu par les établissements de crédit s'est élevé à 164,1 milliards d'euros, enregistrant une hausse de 9,9 % en rythme annuel, soit 14,7 milliards d'euros. Le portefeuille a été constitué à 92,6 % de titres obligataires. Le graphique 3.6 illustre la répartition du portefeuille des banques luxembourgeoises entre les titres de créances et les titres de participation.

Dans un contexte d'incertitude et de progression des tensions géopolitiques, les banques ont privilégié une stratégie de réduction du risque de contrepartie et de la constitution des coussins de liquidité, via l'acquisition de la dette souveraine des pays du cœur de la zone euro et au détriment des pays périphériques et émergents (pour plus de détails, voir encadré 3.1). Fin décembre 2025, le portefeuille obligataire s'est élevé à 151,9 milliards d'euros, soit une hausse annuelle de 9,5 %.

Graphique 3.6 :
Évolution mensuelle du portefeuille-titres détenu par les banques luxembourgeoises



Source : BCL.

Quant aux autres actifs, ils ont enregistré une diminution annuelle de près de 6,5 milliards d'euros en décembre 2025, soit une baisse de 20,6 %. Cette baisse est partiellement compensée au cours du premier trimestre 2026 avec une progression de l'encours des autres actifs de près de 4,3 milliards d'euros, soit un taux de croissance de 17 %.

Encadré 3.1 :

CRÉANCES DES ÉTABLISSEMENTS DE CRÉDIT SUR LES ADMINISTRATIONS PUBLIQUES PAR PAYS

Afin d'évaluer le comportement général des banques luxembourgeoises en matière d'investissement et face au risque souverain, les expositions en termes de crédits accordés et de titres publics détenus sont présentées dans les tableaux 3.2 et 3.3.

Tableau 3.2 :

Encours de crédits accordés par les établissements de crédit luxembourgeois aux administrations publiques des pays membres de l'Union européenne et des pays tiers (en millions d'euros)

	DÉC-18	DÉC-19	DÉC-20	DÉC-21	DÉC-22	DÉC-23	DÉC-24	DÉC-25	MARS-26
Luxembourg	2 086	2 029	2 044	1 652	1 807	1 995	1 886	2 010	1 884
Allemagne	190	239	211	103	93	40	38	36	29
Belgique	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Espagne	56	47	41	28	19	9	8	3	3
France	15	19	34	0	3	0	63	594	641
Portugal	38	32	26	20	15	9	3	0	0
Autriche	29	28	27	25	0	0	0	43	43
Pays-Bas	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Italie	7	6	4	0	1	0	0	0	1
Finlande	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Chypre	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Estonie	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Grèce	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Irlande	0	4	0	0	0	0	0	0	0
Lettonie	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Lituanie	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Malte	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Slovaquie	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Slovénie	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Croatie							0	0	0
Zone euro	**2 421**	**2 404**	**2 387**	**1 828**	**1 938**	**2 053**	**1 998**	**2 686**	**2 601**
Royaume-Uni	1 764	0	0						
Suède	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Hongrie	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Bulgarie	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Croatie	0	0	0	0	0	0			
Danemark	0	0	5	0	0	0	0	0	0
Pologne	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Roumanie	0	0	0	0	0	0	0	71	217
République Tchèque	0	0	0	0	0	0	0	0	0
UE hors zone euro	**1 764**	**0**	**5**	**0**	**0**	**0**	**0**	**71**	**217**
UE	**4 185**	**2 404**	**2 392**	**1 828**	**1 938**	**2 053**	**1 998**	**2 757**	**2 818**
Royaume-Uni				0	0	0	0	0	0
États-Unis	7	2	2	3	3	4	4	14	19
Suisse	213	290	237	0	64	0	0	0	1
Institutions supranationales	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Japon	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Autres pays	958	1 583	1 131	1 394	1 526	1 232	1 171	1 549	1 692
Hors UE	**1 178**	**1 875**	**1 370**	**1 397**	**1 593**	**1 236**	**1 175**	**1 563**	**1 712**
Tous pays	**5 363**	**4 279**	**3 762**	**3 225**	**3 531**	**3 289**	**3 173**	**4 320**	**4 530**

Source : BCL.

Le tableau 3.2 met en évidence un essor de l'encours total des crédits accordés en 2025 par les banques luxembourgeoises aux administrations publiques par rapport à l'année 2024. En effet, l'encours de ces créances s'est élevé à près de 4,32 milliards d'euros fin décembre 2025, soit une augmentation de 36,1 % par rapport à son niveau affiché en décembre 2024. Au 31 mars 2026, cet encours s'est élevé à 4,5 milliards d'euros, soit une augmentation trimestrielle de 4,9 %. Contrairement à l'année 2025 où l'augmentation s'expliquait principalement par la hausse des expositions à l'égard des pays de la zone euro, la croissance en 2026 T1 était dictée à la fois par les pays EU hors zone euro et les pays non EU.

DÉTENTION DE TITRES PUBLICS PAR LES ÉTABLISSEMENTS DE CRÉDIT LUXEMBOURGEOIS

Tableau 3.3 :

Encours de titres publics détenus par les établissements de crédit luxembourgeois (en millions d'euros)

	DÉC-18	DÉC-19	DÉC-20	DÉC-21	DÉC-22	DÉC-23	DÉC-24	DÉC-25	MARS-26
France	5 827	5 100	6 619	6 012	6 025	5 503	6 852	10 575	12 092
Italie	4 198	3 717	2 956	2 915	3 015	2 898	2 564	3 289	3 659
Allemagne	4 933	4 016	4 152	4 566	2 933	3 480	4 159	4 648	4 815
Belgique	3 201	2 526	3 118	3 541	2 985	2 939	2 824	3 185	3 351
Espagne	2 664	3 972	3 253	2 830	2 310	2 409	2 653	3 569	3 780
Pays-Bas	1 122	900	914	541	244	196	202	384	431
Autriche	1 152	894	1 158	964	947	1 076	1 684	2 338	2 427
Luxembourg	1 317	1 706	1 476	1 565	1 363	1 119	1 551	1 865	2 271
Portugal	692	562	621	517	408	394	396	424	443
Irlande	644	522	424	575	145	94	83	135	134
Finlande	396	481	444	531	404	373	494	788	801
Slovaquie	230	263	261	247	203	264	300	282	286
Slovénie	65	65	41	55	52	87	108	115	103
Lituanie	98	105	107	118	39	60	75	81	81
Lettonie	12	35	89	35	20	35	42	29	28
Grèce	-	-	-	-	-	-	-	-	14
Chypre	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Malte	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Estonie	-	-	-	-	-	25	41	32	32
Croatie						56	43	62	107
Zone euro	**26 551**	**24 864**	**25 633**	**25 012**	**21 093**	**21 008**	**24 071**	**31 801**	**34 855**
Pologne	768	824	846	820	761	730	667	696	873
Hongrie	10	10	12	43	195	151	268	360	388
Royaume-Uni	494	402	1 033						
République Tchèque	203	259	353	283	93	99	104	111	108
Suède	96	75	86	114	107	124	180	159	180
Danemark	-	5	2	2	-	9	20	212	212
Croatie	12	10	5	5	-				
Bulgarie	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Roumanie	-	-	-	24	21	35	35	52	48
UE hors zone euro	**1 583**	**1 590**	**2 337**	**1 291**	**1 177**	**1 148**	**1 274**	**1 590**	**1 809**
UE	**28 134**	**26 454**	**27 970**	**26 303**	**22 270**	**22 156**	**25 345**	**33 391**	**36 664**
Royaume-Uni				332	301	406	116	120	255
États-Unis	6 881	7 027	6 808	6 222	7 379	6 829	6 905	6 285	6 021
Japon	750	1 028	806	984	1 150	899	1 077	745	778
Suisse	144	109	106	28	32	4	-	215	-
Autres pays	2 059	3 962	7 127	7 084	5 015	5 731	5 945	6 681	7 187
Institutions supranationales	220	254	1 214	1 262	1 982	1 954	4 272	5 897	6 291
Hors UE	**10 054**	**11 701**	**16 061**	**15 912**	**15 859**	**15 823**	**18 315**	**19 943**	**20 532**
Tous pays	**38 188**	**38 155**	**44 031**	**42 215**	**38 129**	**37 979**	**43 660**	**53 334**	**57 196**

Source : BCL.

Au 31 décembre 2025, le portefeuille de titres publics détenus par les banques luxembourgeoises s'est élevé à 53,3 milliards d'euros, enregistrant une hausse annuelle de 22,2 %. Cette augmentation se doit, néanmoins, d'être décomposée dans la mesure où il est nécessaire d'établir une distinction entre les effets de valorisation et ceux de transaction afin

d'appréhender cette évolution. Entre décembre 2024 et décembre 2025, les effets de transaction ont dominé ceux de la valorisation. Ce sont donc les effets de transaction qui ont entraîné la hausse des encours enregistrés à la fin de 2025. En effet, la contribution de l'acquisition de nouveaux titres publics en 2025 a été l'unique contributeur à la progression de l'encours du portefeuille des titres publics, dans la mesure où l'impact de l'effet prix et de taux de change sur l'encours de ce portefeuille était négatif (-0,98 %) en 2025. En d'autres termes, les établissements bancaires ont augmenté leur exposition aux titres souverains de près de 10 milliards d'euros en 2025.

Au 31 mars 2026, le portefeuille de titres publics s'est élevé à 57,2 milliards d'euros, soit une augmentation de 7,2 %. Durant ce premier trimestre, ce sont également les effets de transaction qui ont conduit à la poursuite de la hausse des encours.

Évolution de l'encours des principaux postes du passif du bilan

Au passif du bilan, les évolutions des composantes des ressources en 2025 étaient contrastées. En effet, on observe à la fois une augmentation des dettes interbancaires de 7,3 % et de la dette envers la clientèle de 2,3 %, mais également une diminution non négligeable de l'encours des dettes représentées par un titre de 11,7 % (tableau 3.4). Durant le premier trimestre 2026, l'augmentation du passif bilanciel était dictée par une hausse de la dette envers la clientèle (+7,7 % par rapport à décembre 2025) dans la mesure où les autres postes sont restés plus ou moins stables.

Tableau 3.4 :
Principaux chiffres relatifs aux différents postes du passif du bilan et leur évolution (encours en fin de période)

PASSIFS	MONTANTS EN MILLIONS D'EUROS			VARIATION EN MILLIONS D'EUROS ET EN %		POIDS RELATIF [1]
				2024-12 - 2025-12		
	2024-12	2025-12	2026-03	EN MILLIONS D'EUROS	EN %	2026-03
Dettes interbancaires	278 784	299 004	299 796	20 220	7,3	29,2
Dettes envers la clientèle	501 862	513 380	552 954	11 518	2,3	53,8
Dettes représentées par un titre	74 304	65 598	64 188	-8 706	-11,7	6,3
Autres passifs	102 804	103 480	110 040	676	0,7	10,7
Total du passif	**957 756**	**981 468**	**1 026 978**	**23 712**	**2,5**	**100,0**

Source : BCL.
1) Poids relatif par rapport au total du passif

Les dettes envers les autres établissements de crédit ont enregistré une hausse annuelle de 7,3 % pour s'élever à 299,0 milliards d'euros fin décembre 2025. Il convient de rappeler que les dépôts reçus des entreprises liées représentaient environ 70 % de la dette interbancaire (hors BCL) à la fin du dernier trimestre 2025. Le concours en euros de la BCL au financement des établissements de crédit luxembourgeois s'est établit à 2 millions d'euros au 31 décembre 2025, un niveau proche de son niveau en décembre de l'année antérieure. Ce niveau bas traduit la fin, durant l'année 2024, des opérations de refinancement à long terme ciblées (TLTRO III), menées par la BCE et qui visait à soutenir l'économie de la zone euro via l'incitation des banques à prêter davantage aux entreprises et aux ménages.

Les dettes envers la clientèle non bancaire représentaient le principal poste du passif du bilan avec un poids relatif de 52,3 %. En effet, l'encours des dépôts s'est élevé à 513,4 milliards d'euros fin décembre 2025, en hausse de 2,3 % par rapport à son niveau de l'année précédente. Cette augmentation résulte

de la hausse des dépôts du secteur financier non bancaire (AIF)[2], un secteur particulièrement hétérogène et dont l'encours des dépôts est volatil.

L'encours du financement par émission de titres de dette a baissé de 8,7 milliards d'euros par rapport à l'année précédente pour s'élever à 65,6 milliards d'euros fin décembre 2025. Tout comme à l'actif, il est important de prendre en compte les effets de valorisation. Sur une base annuelle, on note une diminution de l'encours de la dette représentée par des titres de l'ordre de 11,7 %. En réalité, cette baisse s'explique principalement par des effets de prix qui s'élevaient à 4,3 milliards et des effets de change qui ont été évalués à 3,5 milliards. Cet effet a encore été renforcé par une baisse de 0,8 milliard du volume d'émission, ce qui a mené à la baisse de l'encours de près de 8,7 milliards d'euros. Au 31 mars 2026, l'encours de l'émission de titres de dette a atteint 64,2 milliards d'euros, soit une baisse trimestrielle additionnelle de 2,1 %. Cette régression était portée par des effets de prix.

À la fin du mois de décembre 2025, près de 103,5 milliards d'euros ont été comptabilisés sous la catégorie « autres passifs », soit une baisse de 0,7 milliard par rapport à leur niveau de décembre 2024, tandis qu'au premier trimestre les autres passifs ont fortement augmenté, atteignant un encours total de 110 milliards d'euros.

1.3 DÉCOMPOSITION DES CRÉDITS ET DES DÉPÔTS DE LA CLIENTÈLE NON BANCAIRE

L'analyse des composantes des agrégats bilanciels selon les contreparties et leurs zones de résidence géographique est utile dans la mesure où elle permet d'appréhender le degré de diversification des banques luxembourgeoises en matière de crédit et de sources de financement. L'encadré 3.2 décrit les évolutions des principales composantes bilancielles en matière de ressources et de leur emploi. Il met en évidence une évolution très hétérogène des encours de crédits alloués par les banques luxembourgeoises.

Encadré 3.2 :

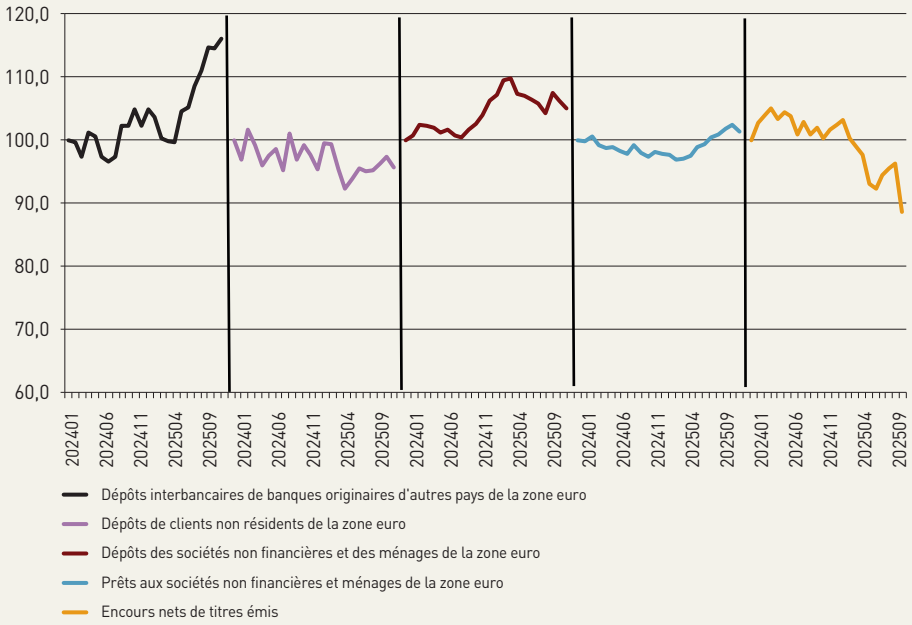
ÉVOLUTION DES PRINCIPALES SOURCES DE FINANCEMENT ET DES CRÉDITS ACCORDÉS PAR LES BANQUES DE LA PLACE FINANCIÈRE

L'évolution des principales sources de financement et des principaux postes de créances des bilans bancaires est cantonnée dans une perspective historique récente. Il convient de noter que la période de base pour l'analyse de l'évolution temporelle de ces agrégats est fixée à janvier 2024.

La première partie du graphique 3.7 met en évidence l'évolution des dépôts en provenance des banques d'autres pays de la zone euro. Il ressort qu'après une phase relativement stable jusque mai 2025, une augmentation significative est enregistrée sur la deuxième moitié de l'année 2024, plus ou moins synchrone avec la dernière baisse des taux d'intérêt directeurs de la BCE. Ainsi, cette catégorie de dépôts a enregistré un taux de croissance de 16,2 % sur la période couverte. Quant aux dépôts de la clientèle non résidente de la zone euro, ils restent relativement stables entre janvier 2024 et mars 2025 avant d'entamer une légère correction en fin de période, tandis que les dépôts des sociétés non financières et des ménages résidents de la zone euro sont restés stables jusqu'au milieu de l'année 2024 avant de progresser d'environ 10 %. Depuis mai 2025, la tendance affichée par cet encours est orientée à la baisse.

[2] Autres institutions financières.

Graphique 3.7 :
Évolution des indices des principaux postes bilanciels des établissements de crédit : 2024M1-2025M12 (janvier 2024 = 100)



Source : BCL.

Les prêts octroyés aux ménages et sociétés non financières (SNF) de l'ensemble de la zone euro ainsi que les dépôts en provenance de ces secteurs renseignent les évolutions propres à l'activité d'intermédiation bancaire envers le secteur privé non financier. Dans ce cadre, les crédits octroyés au secteur privé non financier de la zone euro ont enregistré une augmentation cumulée de 1,4 % sur la période d'observation. Cette légère augmentation s'explique par une augmentation des créances accordées aux ménages (6,9 %), laquelle a compensé la diminution des crédits octroyés aux SNF (-3,9 %).

Fin mars 2026, le financement par émission de titres de dette a enregistré une diminution globale de 13,3 % par rapport au mois de base. Ce tassement n'est que le reflet de la poursuite de la décrue du recours des banques au financement par titres, qui a débuté au second semestre 2025. En effet, la baisse annuelle enregistrée à la fin de 2025 par rapport à l'année 2024 s'élevait à 11,72 %.

Les crédits accordés aux résidents du Luxembourg

L'encours des crédits accordés aux contreparties non bancaires résidentes au Luxembourg a progressé de 5,5 % en un an pour atteindre 118,6 milliards d'euros au 31 décembre 2025 (tableau 3.6). Les crédits octroyés aux AIF ont fortement augmenté contrairement à ceux octroyés aux sociétés non financières SNF[3], qui ont poursuivi leur tendance descendante durant l'année. Cette tendance s'est poursuivie au premier trimestre 2026 pour les AIF, tandis que celle des crédits accordés au SNF s'est inversée.

Le financement des administrations publiques luxembourgeoises a reposé en partie sur des créances bancaires[4] dont l'encours a affiché un solde de 2,0 milliards d'euros fin décembre 2025, soit une hausse de 0,1 milliard d'euros par rapport à son niveau de l'année précédente. Il est à noter que l'État luxembourgeois se refinance principalement via l'émission d'emprunts obligataires. Au début du mois de mai

[3] Sociétés non financières.
[4] Les créances extrabudgétaires, telles que celles accordées à la CFL, ne sont pas couvertes.

2026, le nombre des obligations émises par l'État luxembourgeois et cotées à la Bourse de Luxembourg s'élevait à 16 émissions dont l'encours nominal atteignait 22,9 milliards d'euros.

Le 17 septembre 2025, la Trésorerie de l'État a placé avec succès une émission obligataire de 2,5 milliards d'euros pour consolider le coussin de liquidité de l'État. L'emprunt a une maturité de 10 ans et un coupon de 2,9 %. Une émission d'une maturité de 10 ans et du même montant a également été émise le 24 mars 2026 avec un coupon de 3,125 %. Il convient de noter qu'en date du 13 novembre 2026, le Luxembourg sera amené à rembourser un emprunt de 1,7 milliard d'euros, qui a été contracté en 2019.

Le secteur des AIF au Luxembourg, composé en partie par les fonds d'investissement non monétaires, est caractérisé par une demande de crédit dépendante de l'évolution des marchés financiers. À la fin de 2025, les crédits aux AIF ont progressé de 5,5 milliards d'euros par rapport à fin décembre 2024, portant l'encours à 46 milliards d'euros. Cette tendance s'est poursuivie durant le premier trimestre 2026, avec un total des crédits accordés aux AIF atteignant les 48,4 milliards d'euros.

En ce qui concerne le secteur privé non financier, le volume des crédits accordés aux SNF a connu une diminution annuelle de 0,8 milliard d'euros, soit -3,6 %. Ainsi, l'encours des expositions vis-à-vis des entreprises non financières s'élevait à 22,8 milliards d'euros à la fin de l'année 2025. L'ajustement opéré au premier trimestre 2026 s'est traduit par l'augmentation de l'encours des expositions vis-à-vis SNF de 1,75 % pour s'élever à 23,2 milliards d'euros.

Le taux d'endettement des SNF luxembourgeoises vis-à-vis des banques luxembourgeoises représentait en 2025 près de 25,5 % du PIB nominal, niveau qui demeure au-dessous, mais proche de la moyenne de la zone euro (29,7 %)[5]. Bien que ce ratio soit en constante diminution au cours des cinq dernières années, les risques demeurent importants pour le secteur bancaire domestique compte tenu de son exposition à l'égard du secteur de la construction et des contreparties actives dans le secteur de l'immobilier commercial. Dans ce contexte, l'encadré 3.3 décrit l'importance des vulnérabilités des entreprises non financières luxembourgeoises en s'appuyant sur une multitude d'indicateurs bilanciels et de profitabilité.

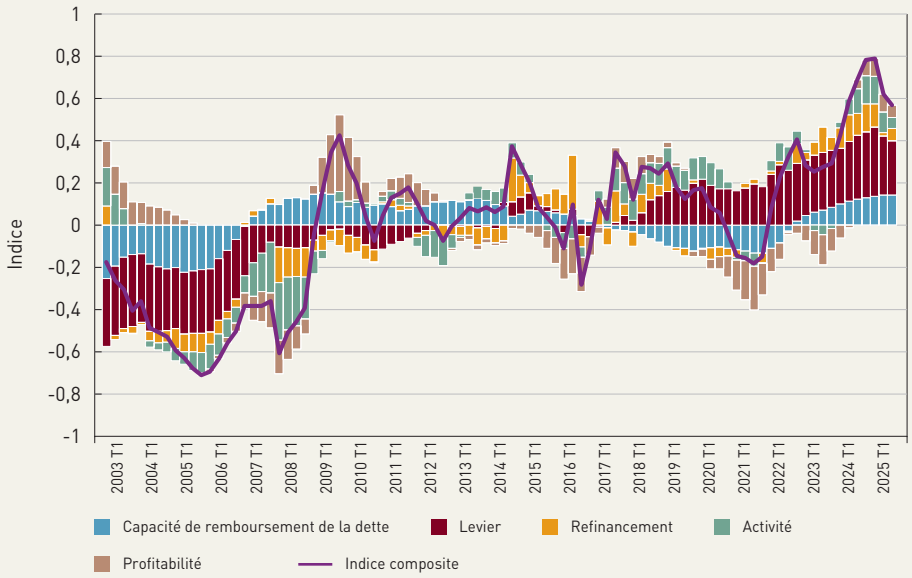
[5] Le taux global moyen d'endettement (emprunts bancaires et émissions obligataires) des entreprises de la zone euro en 2025 s'élevait à 65,8 % du PIB nominal, tandis que celui au Luxembourg avoisine 251 %.

Encadré 3.3 :

VULNÉRABILITÉS DES SOCIÉTÉS NON FINANCIÈRES LUXEMBOURGEOISES

La vulnérabilité des sociétés non financières (SNFs) luxembourgeoises est évaluée via la construction d'un indice composite construit par la BCL. Le niveau de cet indice a progressé de 0,26 en 2023T3 à 0,82 en 2025T2. Cette détérioration de la situation financière des entreprises s'explique à la fois par une réduction de leur capacité de paiement du service de la dette, par la réduction de leur activité, par un recours élevé à l'effet de levier et une baisse importante de leur profitabilité. En effet, le taux de croissance annuelle de leur résultat brut d'exploitation est négatif depuis le troisième trimestre 2024, tandis que le ratio de couverture de la trésorerie des entreprises est resté stable depuis la décrue affichée en 2022. En dépit de la détérioration de la situation financière globale des entreprises luxembourgeoises au cours de récentes années, le risque de refinancement de leurs activités s'est stabilisé suite à l'assouplissement des conditions de financement induit par les baisses des taux d'intérêt directeurs de la BCE en 2024 et 2025. Il en a résulté une baisse importante du niveau de l'indice de vulnérabilité pour atteindre 0,57 au dernier trimestre 2025 (graphique 3.8).

Graphique 3.8 :
Indice composite de vulnérabilité des SNFs luxembourgeoises



Source : BCE, STATEC (comptes nationaux), calculs BCL. Période : 2003T1-2025T4. Notes : L'indice composite de vulnérabilité des entreprises repose sur une combinaison de plusieurs indicateurs standardisés : (1) capacité de remboursement de la dette ; (2) levier financier ; (3) financement ; (4) rentabilité et (5) activité. Les indicateurs sont standardisés en z scores, avec une moyenne nulle et un écart-type unitaire. Les valeurs positives (négatives) reflètent l'augmentation (baisse) des vulnérabilités.

Étant donné que l'indice composite de vulnérabilité des SNFs a été construit à partir de données agrégées, il est susceptible de souffrir du biais de l'agrégation et de la divergence cyclique au niveau sectoriel. C'est pourquoi il a été complété par des indicateurs financiers granulaires issus des données bilancielles des SNFs et de leurs comptes de pertes et profits disponibles au niveau de la centrale des bilans du STATEC.

Le tableau 3.5 offre un aperçu de la solidité financière des entreprises non financières selon leur taille et selon leur appartenance sectorielle. La première colonne présente l'importance de chaque secteur, en termes d'actifs totaux et de nombre d'entreprises. Il en ressort que 29 506 entreprises sont actives dans divers secteurs économiques, dont 8 117 dans le secteur de la construction et des activités immobilières (F et L). L'actif total des SNFs de ce dernier secteur s'élevait à 45,9 milliards d'euros, soit 53 % du PIB luxembourgeois. En revanche, le secteur du commerce, de l'hébergement et de la restauration (GI) est composé de 6 908 entreprises, avec un actif total de 78,1 milliards d'euros, soit 91 % du PIB.

Le niveau du ratio médian de couverture des intérêts (*Interest Coverage Ratio* - ICR) revêt une importance particulière dans la mesure où il permet d'évaluer la capacité des entreprises à supporter le service de leur dette. Le secteur de la construction et de l'immobilier affichait le ratio sectoriel le plus faible (1,3). Le niveau de ce ratio est plus bas que les standards financiers de référence pour les investisseurs. La faiblesse du ratio ICR reflète l'importance du poids de la charge de la dette pour le secteur de la construction et de l'immobilier, ainsi que la faible rentabilité de l'activité de ce secteur. En outre, le secteur affichait à la fois un levier (1,1) plus élevé que la médiane de l'ensemble des sociétés non financières (0,8), un ratio de liquidité plus faible (7,2 % contre 19,0 %) et un rendement médian des actifs très réduit (0,3 %) par rapport à la médiane de l'ensemble des sociétés non financières (1,7 %). Par ailleurs, la part importante des entreprises dites « zombies » dans le secteur en comparaison avec l'ensemble de l'économie semble en ligne avec les standards internationaux[6].

Quant au secteur du commerce, de l'hébergement et de la restauration, il affiche un levier légèrement plus élevé (0,9) par rapport à la médiane de l'ensemble des entreprises (0,8). Toutefois, le secteur demeure très profitable avec une capacité de couverture des charges d'intérêt (5,4) largement supérieure aux standards du marché et dispose d'un coussin de liquidité suffisamment important (21,1 %) pour faire face à des chocs passagers, tels que la baisse conjoncturelle de l'activité.

[6] À titre illustratif, Albuquerque et Mao (2023) ont démontré la prépondérance des entreprises zombies dans le secteur de l'immobilier de 63 pays, dont le Luxembourg, entre les années 2000 et 2021.

Tableau 3.5 :

Indicateurs de solidité financière des SNFs luxembourgeoises

SECTEUR D'ACTIVITÉ (NACE)	TAILLE : MILLIARDS D'EUROS & (NBRE D'ENTREPRISES)	TAUX DE COUVERTURE DES INTÉRÊTS	DETTE-SUR-CAPITAUX PROPRES	RISQUE DE REFINANCE-MENT	RISQUE DE LIQUIDITÉ (%)	PROFITABILITÉ (%)	PART DES ENTRE-PRISES « ZOMBIES » EN (%) DES ACTIFS PONDÉRÉS PAR LE NOMBRE DES ENTREPRISES
Industries extractives et manufacturières (BC)	14,3 (595)	5,3	0,7	0,3	16,8	3,4	0,3
Construction et activités immobilières (FL)	45,9 (8117)	1,3	1,1	0,1	7,2	0,3	0,9
Commerce, Hébergement et Restauration (GI)	78,1 (6908)	5,4	0,9	0,4	21,1	1,9	0,1
Transports, Information et Communication (HJ)	49,4 (3258)	5,7	0,7	0,3	23,6	2,3	1,5
Activités de services et récréatives (NSR)	34,7 (3243)	4,2	0,8	0,4	22,9	1,7	0,1
L'ensemble de l'Économie (hormis les activités financières et sociétés holding)	247,8 (29506)	3,4	0,8	0,2	19	1,7	0,5

Source : Centrale des Bilans, calculs BCL. Période : 2024 (dernières données disponibles). Notes : Les secteurs représentant moins de 10 % de l'actif total sont agrégés dans la ligne intitulée l'ensemble de l'économie. La couleur des cellules reflète le niveau de risque estimé pour chaque secteur (la couleur orange est synonyme de risque élevé, tandis que la couleur bleue reflète un niveau de risque plus faible). Le taux de couverture des charges d'intérêts est la médiane du ratio du bénéfice brut avant déduction des charges d'intérêts et de taxes sur les charges d'intérêts. Le taux d'endettement est représenté par le ratio médian de la dette-sur-capitaux propres. Le risque de refinancement est représenté par le ratio médian de la dette à court terme sur la dette à long terme. Le risque de liquidité est approximé par la valeur médiane du rapport de la liquidité (cash + dépôts) sur le total des actifs. La profitabilité est mesurée par le rendement des actifs (ROA). Enfin, on entend par des entreprises dites « zombies » les entreprises ayant réalisé pendant deux années consécutives un rendement des actifs et une formation brute de capital fixe négatifs et ayant affiché une capacité de service de la dette (Bénéfice avant intérêts et impôts / dette) inférieure à 5 %.

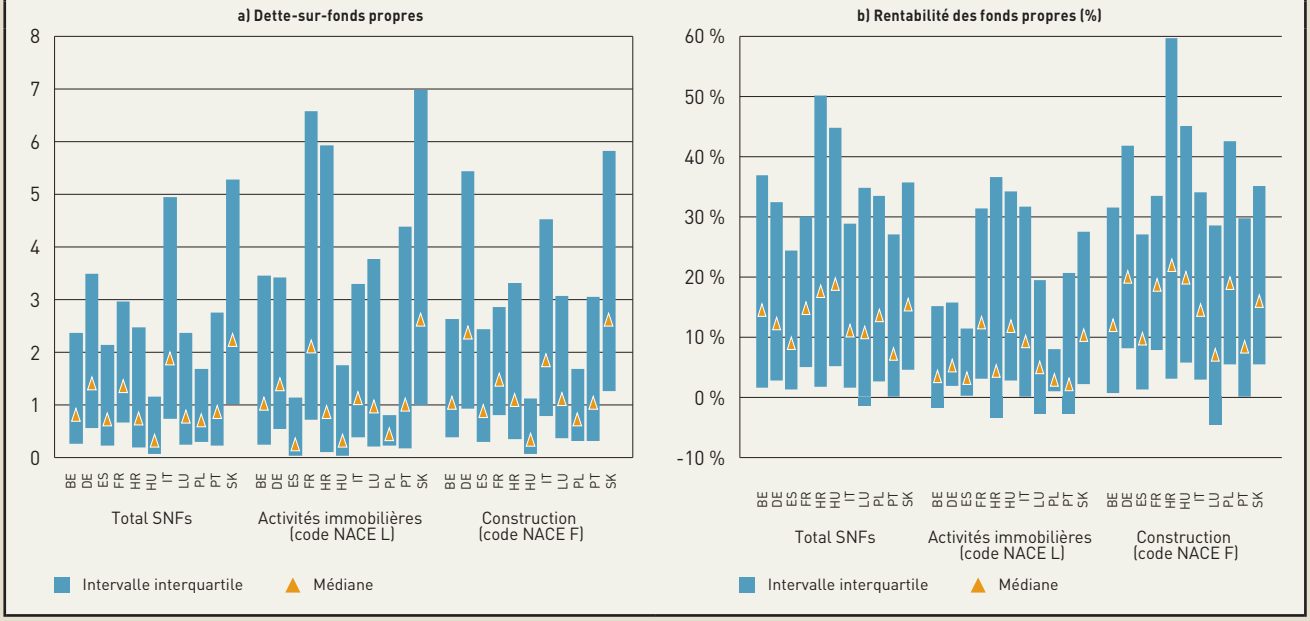
L'exploitation des données agrégées BACH « *Bank for Accounts of Companies Harmonized* » permet de mener une analyse comparative de la solidité financière des entreprises luxembourgeoises par rapport aux entreprises du même secteur au niveau européen[7]. En effet, BACH fournit des ratios de solidité financière, répartis selon les quartiles (25, 50, 75) et ventilés par pays et par secteur économique. Il convient de noter que les dernières données disponibles pour l'année 2024 n'incluent pas l'intégralité des entreprises non financières dans certains pays européens. Il ressort de notre analyse comparative que les tendances affichées par les entreprises luxembourgeoises sont plus ou moins comparables à celles des entreprises opérant dans d'autres pays européens, en particulier en matière de levier et de rentabilité financière.

Le graphique 3.9a présente le levier mesuré par le ratio dettes-sur-capitaux propres des SNFs par pays et par secteur économique. L'ensemble des sociétés non financières luxembourgeoises affichait un levier (0,78) relativement supérieur à la médiane observée en Espagne (0,73), Croatie (0,74), Hongrie (0,32) et Pologne (0,70), mais qui demeure inférieur au levier affiché par les SNFs opérant dans les autres pays de l'Union. Quant aux secteurs de la construction (F) et de l'immobilier (L), le levier des entreprises luxembourgeoises se situe à un niveau médian inférieur par rapport aux entreprises semblables en Allemagne, en France et en Italie.

Le graphique 3.9b présente la rentabilité financière approximée par le ratio de rentabilité des fonds propres (*Return on Equity* - ROE) des SNFs par pays et par secteur économique. Le niveau médian du ROE des SNFs luxembourgeoises s'élevait à 10,85 %. Cette performance est supérieure à celle des entreprises domiciliées au Portugal (7,20 %) et en Espagne (8,94 %). Quant au secteur de la construction, la rentabilité médiane enregistrée par les entreprises luxembourgeoises (7,02 %) était inférieure à celle affichée par les autres pays européens. S'agissant du secteur de l'immobilier, la rentabilité médiane des entreprises luxembourgeoises (5,02 %) était supérieure en comparaison avec les entreprises situées dans certains pays européens (Belgique, Espagne, Croatie, Pologne, Portugal) et modérément inférieure à la rentabilité médiane des entreprises allemandes (5,24 %).

[7] Les données BACH ont été utilisées à des fins d'analyse du levier des entreprises européennes (Beck *et al.*, 2023) et de leur profitabilité (Barmeier *et al.*, 2024 ; STATEC, 2020).

Graphique 3.9 :
Levier et rentabilité financière des SNFs par pays et secteur économique



Source : Centrale des Bilans, BACH, calculs BCL. Période : 2024.

Afin d'examiner davantage les vulnérabilités des entreprises non financières luxembourgeoises par rapport à leurs semblables au niveau européen, nous procédons également à la comparaison des ratios de couverture des taux d'intérêt (ICR), de liquidité et du risque de refinancement par pays et par secteur économique. Les résultats illustrés par le graphique 3.10a révèlent que le secteur total des SNFs luxembourgeoises a enregistré une capacité de service de la dette (1,78) inférieure à la moyenne des SNFs européennes (3,90). En outre, elles disposaient d'un niveau de liquidité (7,24 %) semblable au regard des performances des entreprises européennes (7,09 %) (graphique 3.10b). Elles sont, par ailleurs, modérément exposées au risque de refinancement (graphique 3.10c) dans la mesure où le niveau de leur ratio (0,10) est largement inférieur à celui des entreprises européennes (0,36). Les difficultés récentes ont vraisemblablement affecté la capacité des entreprises luxembourgeoises actives dans le secteur de l'immobilier et de la construction à couvrir leurs charges d'intérêt en comparaison avec des entreprises opérant dans des pays européens. En effet, le ratio de couverture enregistré en 2024 par les entreprises luxembourgeoises du secteur s'élevait à 1,62, tandis que la moyenne européenne était de 3,56. De même, le risque de refinancement des entreprises luxembourgeoises (0,23) est semblable à la moyenne des entreprises belges actives dans le même secteur. Toutefois, la liquidité des entreprises luxembourgeoises (7,00 %) est supérieure à la moyenne des entreprises belges (5,88 %) et allemandes (4,92 %).

Il est important de tenir compte du contexte économique et financier dans l'analyse des vulnérabilités sectorielles afin d'anticiper les évolutions futures des performances des sociétés non financières. Bien que les indicateurs affichés dans le tableau 3.5 et les graphiques 3.9 et 3.10 couvrent l'année 2024, les récentes données d'AnaCredit révèlent que le taux d'intérêt moyen appliqué aux SNFs luxembourgeoises a diminué de 4,8 % en décembre 2024 à 3,8 % un an plus tard (graphique 3.11a). Néanmoins, les taux d'intérêt appliqués aux entreprises demeurent à des niveaux plus élevés que ceux rapportés en juillet 2022 (1,8 %). Le ratio médian du service de la dette (charges d'intérêt sur le résultat opérationnel) s'est établi à 57 % pour l'ensemble des SNFs luxembourgeoises au dernier trimestre 2025 (graphique 3.11b). Quant au secteur de l'immobilier et de la construction, il affichait le ratio le plus élevé (75 %), ce qui est synonyme d'une moindre capacité à supporter le service de la dette par rapport à l'ensemble de l'économie.

Conformément aux recommandations du FMI pour le Luxembourg[8], la BCL a poursuivi ces analyses régulières des risques de refinancement des sociétés non financières luxembourgeoises. Ces risques sont évalués selon deux critères. Il s'agit de l'échéance des emprunts et/ou les dates de révision des taux d'intérêt pour les emprunts souscrits.

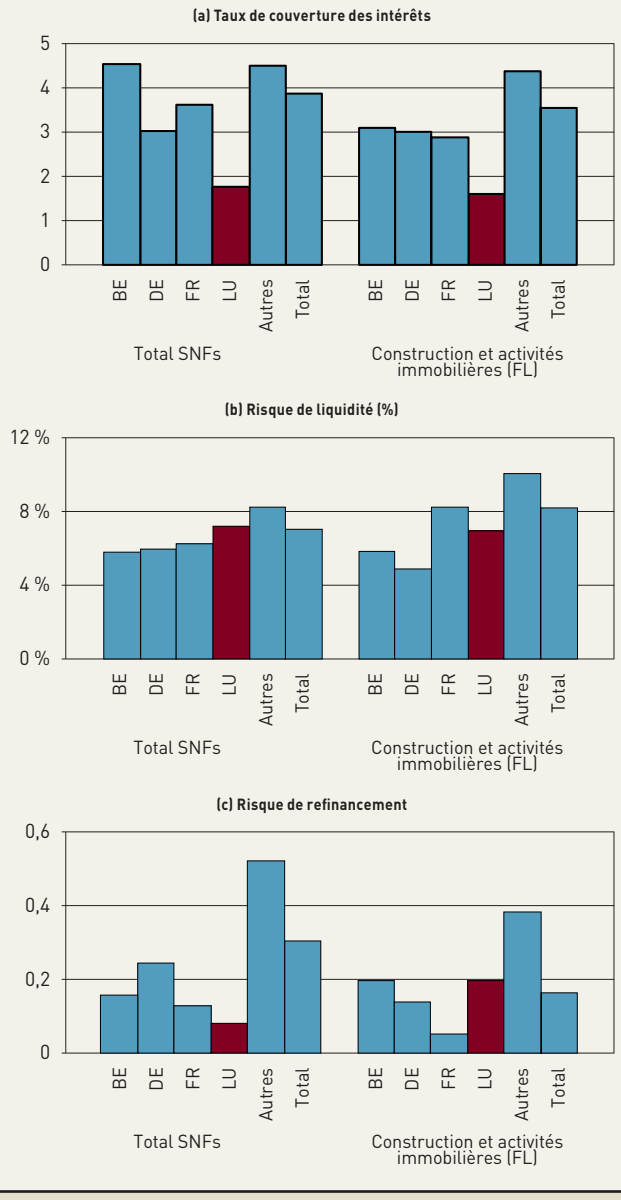
Le graphique 3.12 affiche les risques de refinancement pour les SNFs luxembourgeoises, ventilés par secteur économique. Pour l'ensemble des SNFs, environ 40 % des crédits (5,0 milliards d'euros) seraient exposés à des risques de refinancement au cours des six premiers mois de 2026 et près de 46 % (5,7 milliards d'euros) arriveraient à échéance dans un an. La dette du secteur de la construction et de l'immobilier (FL) nécessitant un refinancement dans les six premiers mois de 2026 s'élevait à 3,5 milliards d'euros, soit 42 % de l'encours total des crédits aux SNFs du secteur. Au vu de l'incertitude géopolitique et des perspectives des hausses des prix induites par le choc d'offre actuel, la progression du coût de refinancement de la dette pour les entreprises du secteur de la construction et de l'immobilier serait susceptible d'aggraver leur vulnérabilité.

Il y a lieu de rappeler que l'exposition des banques luxembourgeoises aux entreprises vulnérables en 2025 est plus importante à l'égard du secteur de la construction et de l'immobilier que vis-à-vis des autres secteurs (graphique 3.13). En fin d'année 2025, l'encours des crédits aux entreprises « zombies » du secteur de la construction s'élevait à 1,14 milliards d'euros, soit en progression de 3,5 p.p. par rapport à l'année 2024. Ainsi, l'encours de crédits à cette catégorie d'entreprises vulnérables a atteint 10,5 % de l'ensemble des expositions des banques à l'égard du secteur.

En dépit de la progression des vulnérabilités, les récentes données du STATEC suggèrent une amélioration de la situation dans le secteur de la construction. En effet, l'indicateur de confiance, l'activité et le carnet de commandes par les entreprises du secteur ont progressé depuis le mois de janvier 2025. En

[8] Fonds monétaire international (2024). Luxembourg : Financial Sector Assessment Program - Financial System Stability Assessment.

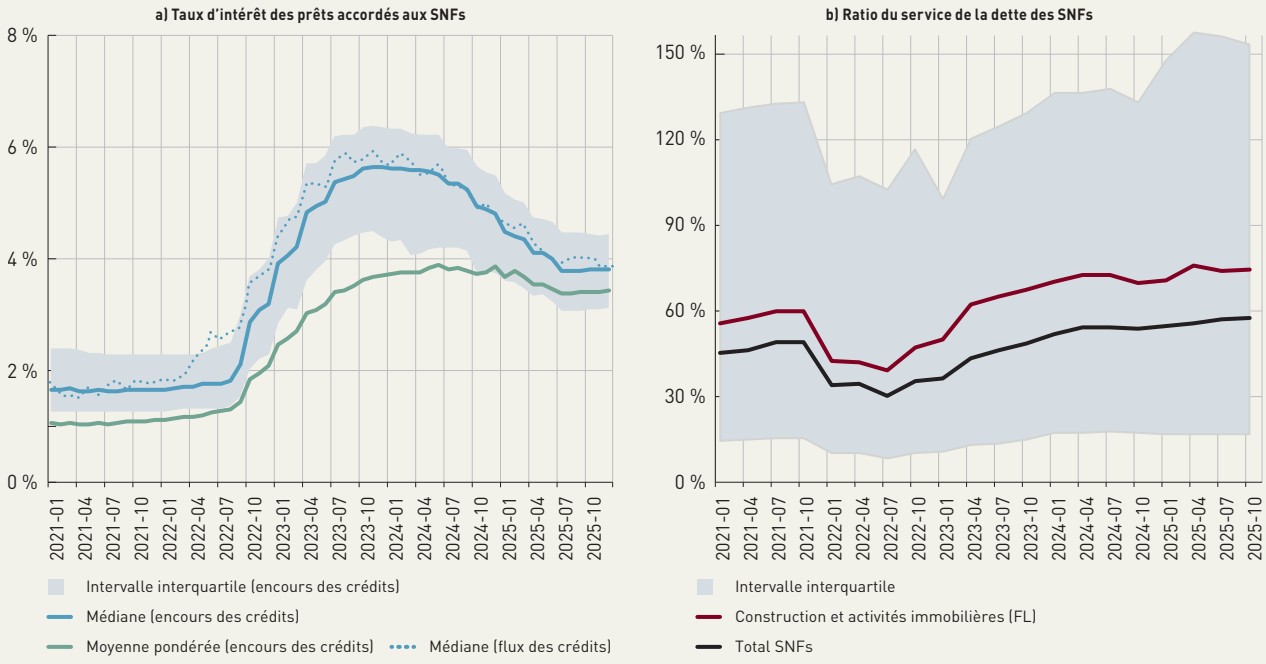
Graphique 3.10 :
Moyenne des ratios de solidité financière des SNFs par pays



Source : Centrale des Bilans, BACH, calculs BCL. Période : 2024. Notes : Les ratios pour le Luxembourg se basent sur les données de la Centrale des Bilans. « Total SNFs » désigne toutes les entreprises non financières, hormis les sociétés impliquées dans des activités de holding ou de sièges sociaux. « Autres » reflète la moyenne des ratios des SNFs en Espagne, Croatie, Hongrie, Italie, Pologne, Portugal et Slovaquie. « Total » affiche la moyenne des ratios des SNFs situées dans les pays européens couverts par BACH, y compris lesdits pays, le Luxembourg et les pays limitrophes. Partie a: Le taux de couverture des intérêts est la moyenne du ratio du bénéfice avant intérêts et impôts sur les charges d'intérêt. Partie b: Le risque de liquidité est approximé par la valeur moyenne du rapport de la liquidité (cash + dépôts) sur le total des actifs. Partie c: Le risque de refinancement est mesuré par le ratio moyen de la dette à court terme sur la dette à long terme.

Graphique 3.11 :

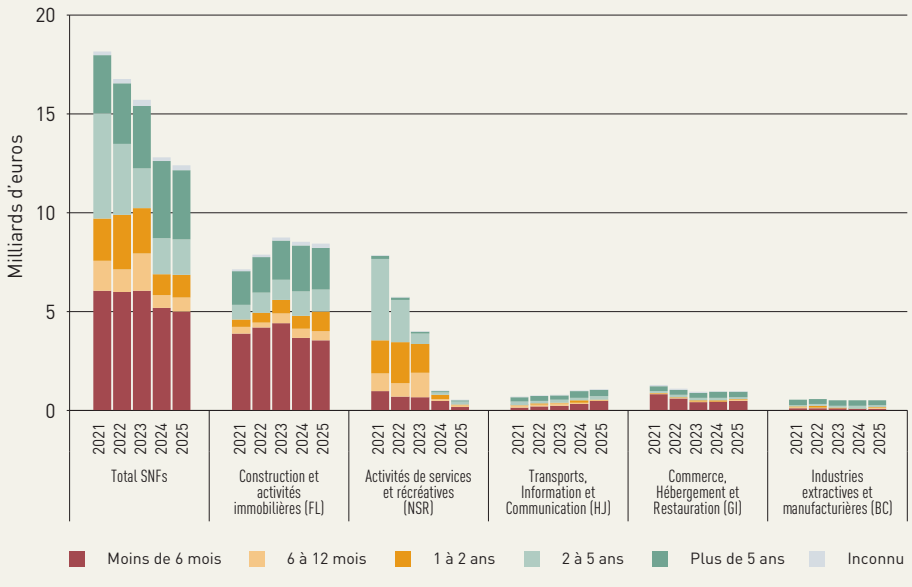
Coûts des emprunts bancaires pour les SNFs luxembourgeoises



Source : AnaCredit, Centrale des Bilans, calculs BCL. Période : 2021T1-2025T4. Notes : Le ratio du service de la dette consiste en le rapport des paiements annualisés relatifs à la dette (amortissement et intérêts) sur le bénéfice brut avant déduction des charges d'intérêts et de taxes.

Graphique 3.12 :

Risques de refinancement des SNFs par secteur économique



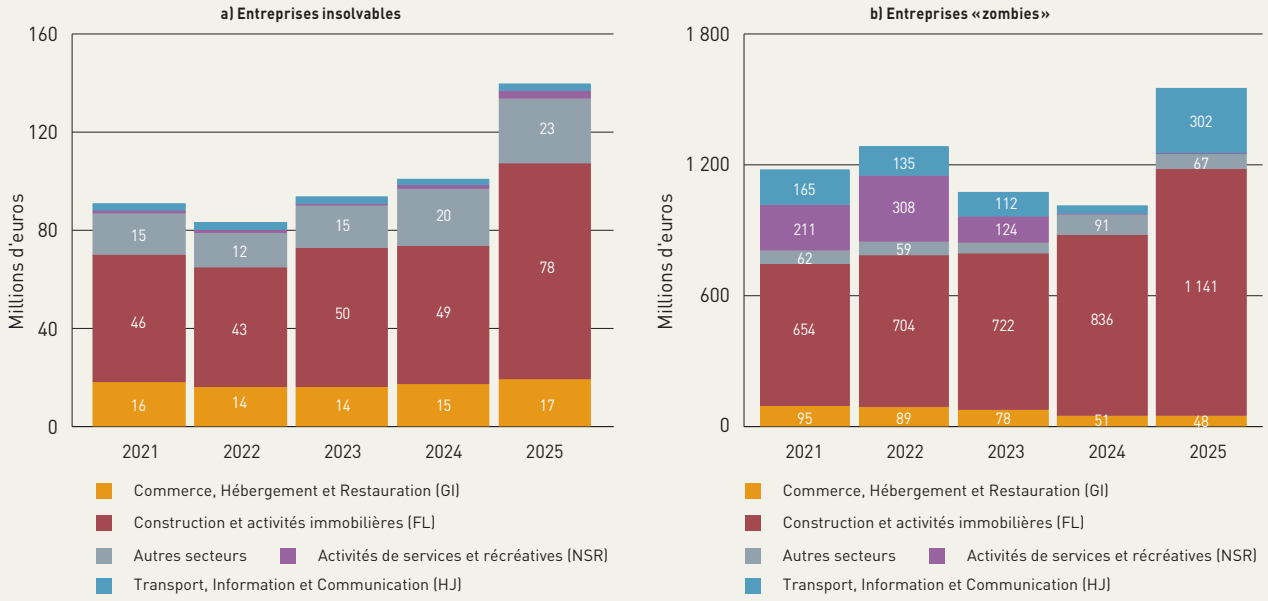
Source : AnaCredit, Centrale des Bilans, calculs BCL. Période : 2021-2025 (Décembre).

outre, le nombre de faillites d'entreprises dans le secteur de la construction et de l'immobilier en 2025 a diminué à 229, après avoir atteint un pic en 2024 de 258 entreprises (graphique 3.14). Cette tendance baissière s'est poursuivie en début de 2026 où le nombre a enregistré une diminution de 10 % en 2026T1.

En conclusion, les risques à la stabilité financière issus du secteur des SNFs luxembourgeoises en 2025 et au début de l'année 2026 demeurent relativement stables au stade actuel. Néanmoins, une surveillance continue de ces

Graphique 3.13:

Expositions des banques aux SNFs vulnérables par secteur économique

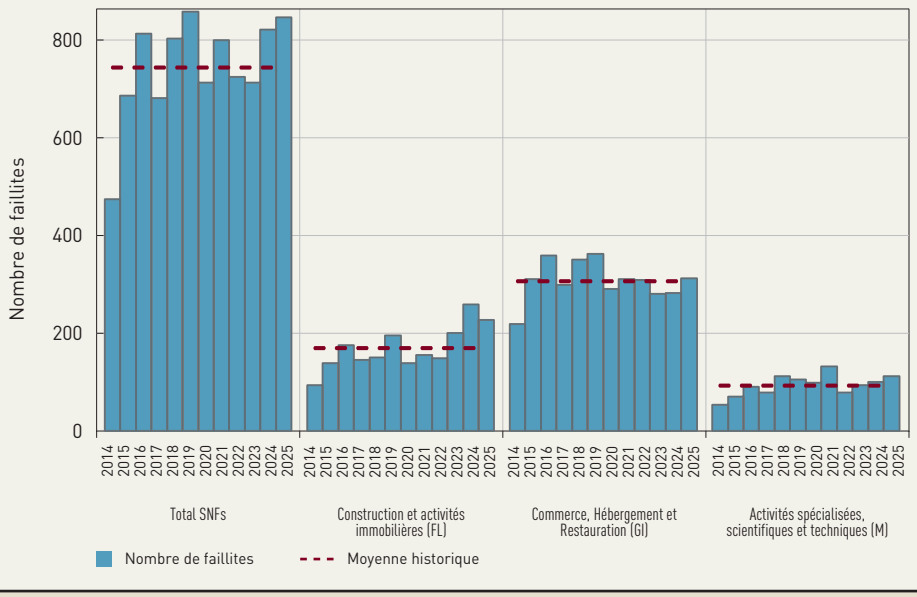


Sources: AnaCredit, Centrale des Bilans, Registre du Commerce et des Sociétés, calculs BCL. Période : 2021-2025 (Décembre).

risques s'avère nécessaire, étant donné la concentration de l'exposition des banques domestiques à l'immobilier commercial et résidentiel dans un contexte d'amplification des chocs et des incertitudes géopolitiques et géoéconomiques.

Graphique 3.14 :

Nombre de faillites des SNFs par secteur économique



Sources : Registre du Commerce et des Sociétés, calculs BCL. Période : 2014-2025.

Enfin, les crédits aux ménages et ISBLM[9] ont représenté 40,3 % de l'ensemble des créances accordées au secteur privé non financier. Ainsi, l'encours des créances vis-à-vis de cette catégorie a atteint 47,8 milliards d'euros fin décembre 2025, soit une hausse annuelle de 3,0 %. L'encadré 3.4 relatif à l'enquête sur la distribution du crédit bancaire permet de déterminer les principaux facteurs sous-jacents à l'évolution des crédits ainsi que les comportements des banques en matière d'attribution de crédits aux ménages et aux sociétés non financières. Durant le premier trimestre 2026, en dehors des crédits accordés aux AIF qui ont affiché une augmentation de 2,6 milliards d'euros, soit 5,7 % par rapport à leur niveau de décembre 2025, les crédits accordés par les banques luxembourgeoises aux autres contreparties résidentes non bancaires n'ont varié que faiblement.

Tableau 3.6 :

Crédits accordés par les banques luxembourgeoises aux contreparties résidentes non bancaires

	MONTANTS EN MILLIONS D'EUROS			VARIATION EN MILLIONS D'EUROS ET EN %		POIDS RELATIF [1]
				2024-12 - 2025-12		
	2024-12	2025-12	2026-03	EN MILLIONS D'EUROS	EN %	2026-03
Administrations publiques	1 886	2 010	1 884	124	6,6	1,5
Autres intermédiaires financiers	39 964	45 772	48 376	5 808	14,5	39,8
Sociétés d'assurances et fonds de pension	96	142	296	46	47,9	0,2
Sociétés non financières	24 000	22 864	23 158	-1 136	-4,7	19,0
Ménages & ISBLM	46 388	47 766	47 858	1 378	3,0	39,4
Crédits à la consommation	1 808	1 896	1 930	88	4,9	1,6
Crédits immobiliers	41 470	42 734	42 816	1 264	3,0	35,2
Autres crédits	3 110	3 136	3 112	26	0,8	2,6
Total	**112 334**	**118 554**	**121 572**	**6 220**	**5,5**	**100,0**

Source : BCL, encours en fin de période en millions d'euros, des différences peuvent apparaître en raison des arrondis.

9 Les institutions sans but lucratif au service des ménages.

Encadré 3.4 :

L'ENQUÊTE TRIMESTRIELLE SUR LA DISTRIBUTION DU CRÉDIT BANCAIRE AU LUXEMBOURG

Selon l'enquête d'avril 2026[10] sur la distribution du crédit bancaire, les banques luxembourgeoises ont maintenu des critères d'octroi[11] de crédits inchangés pour les prêts ou lignes de crédit aux entreprises au premier trimestre 2026. Les banques ont fait état également d'un léger durcissement net des critères d'octroi pour les prêts au logement accordés aux ménages. Une détérioration de la perception des risques liés aux perspectives économiques globales a contribué à ce durcissement. Cependant, les banques actives au Luxembourg ont déclaré des critères d'octroi inchangés pour les prêts à la consommation et les autres prêts aux ménages. Pour le deuxième trimestre 2026, les banques s'attendaient à un

10 Conduite du 19 mars au 7 avril 2026. L'enquête est conduite quatre fois par an par les banques centrales nationales en collaboration avec la BCE. Elle s'adresse aux responsables de crédit d'un échantillon représentatif de banques de la zone euro, comprenant environ 160 établissements représentant tous les pays de la zone euro. Les questions sur les « trois derniers mois » font référence à la période comprise entre janvier et mars 2026. Les questions sur les « trois prochains mois » font référence à la période allant d'avril à juin 2026.

11 Les critères d'octroi des crédits sont les directives internes des banques ou leurs critères d'approbation des prêts. Ils sont fixés avant la négociation relative aux conditions du crédit et la décision d'octroi ou de refus.

durcissement de leurs critères d'octroi pour les prêts aux entreprises, pour les prêts immobiliers et les prêts à la consommation accordés aux ménages.

Selon les banques luxembourgeoises sondées, la demande pour les prêts aux entreprises s'est stabilisée lors du premier trimestre 2026, après une légère hausse enregistrée au trimestre précédent. Par contre, les banques ont noté une légère hausse de la demande pour les prêts immobiliers aux ménages, après la baisse du dernier trimestre 2025. Ces variations de la demande sont attribuées principalement à la fin de certaines mesures gouvernementales temporaires de soutien pour le marché du logement. Les banques ont également déclaré une hausse de la demande pour les prêts à la consommation, laquelle fut attribuée à la légère baisse des taux d'intérêt. Pour le deuxième trimestre 2026, les banques prévoyaient une demande inchangée de la part des entreprises et une baisse de la demande des ménages pour des prêts immobiliers et des prêts à la consommation.

ÉVOLUTIONS RÉCENTES

Pour les prêts aux entreprises, les banques luxembourgeoises ont maintenu leurs critères d'octroi de crédits inchangés au premier trimestre 2026 (graphique 3.15). Seuls les critères d'octroi pour les prêts aux PME ont été durcis (+17 %). Les banques ont noté une pression en faveur d'un durcissement des critères d'octroi des crédits qui s'explique par la détérioration de leur perception des risques liés à la situation économique globale et ses perspectives, y compris les risques liés au secteur des entreprises.

Au niveau de la zone euro, les banques ont légèrement durci leurs critères d'octroi au cours du premier trimestre 2026, à la fois pour les prêts aux PME et aux grandes entreprises. Les banques ont attribué ce durcissement principalement à une dégradation de leur perception des risques relatifs à l'activité économique.

Pour le deuxième trimestre 2026, les banques au Luxembourg comme dans la zone euro ont déclaré s'attendre à un nouveau durcissement de leurs critères d'octroi pour les prêts aux entreprises.

Concernant les conditions d'octroi de crédits[12], les banques interrogées au Luxembourg ont déclaré avoir augmenté leurs taux d'intérêt au cours du premier trimestre 2026, en relevant leurs marges sur les prêts à risque moyen et à risque élevé. Toutefois, elles ont maintenu inchangées leurs autres conditions d'octroi (graphique 3.16). Au niveau de la zone euro, les banques ont également indiqué avoir relevé leurs taux d'intérêt par le biais d'une hausse de leurs marges sur les prêts plus risqués. Par contre, elles n'ont pas changé leurs marges sur les prêts à risque moyen. En outre, elles ont déclaré avoir renforcé leurs exigences en matière de garanties et avoir diminué le montant moyen des prêts consentis.

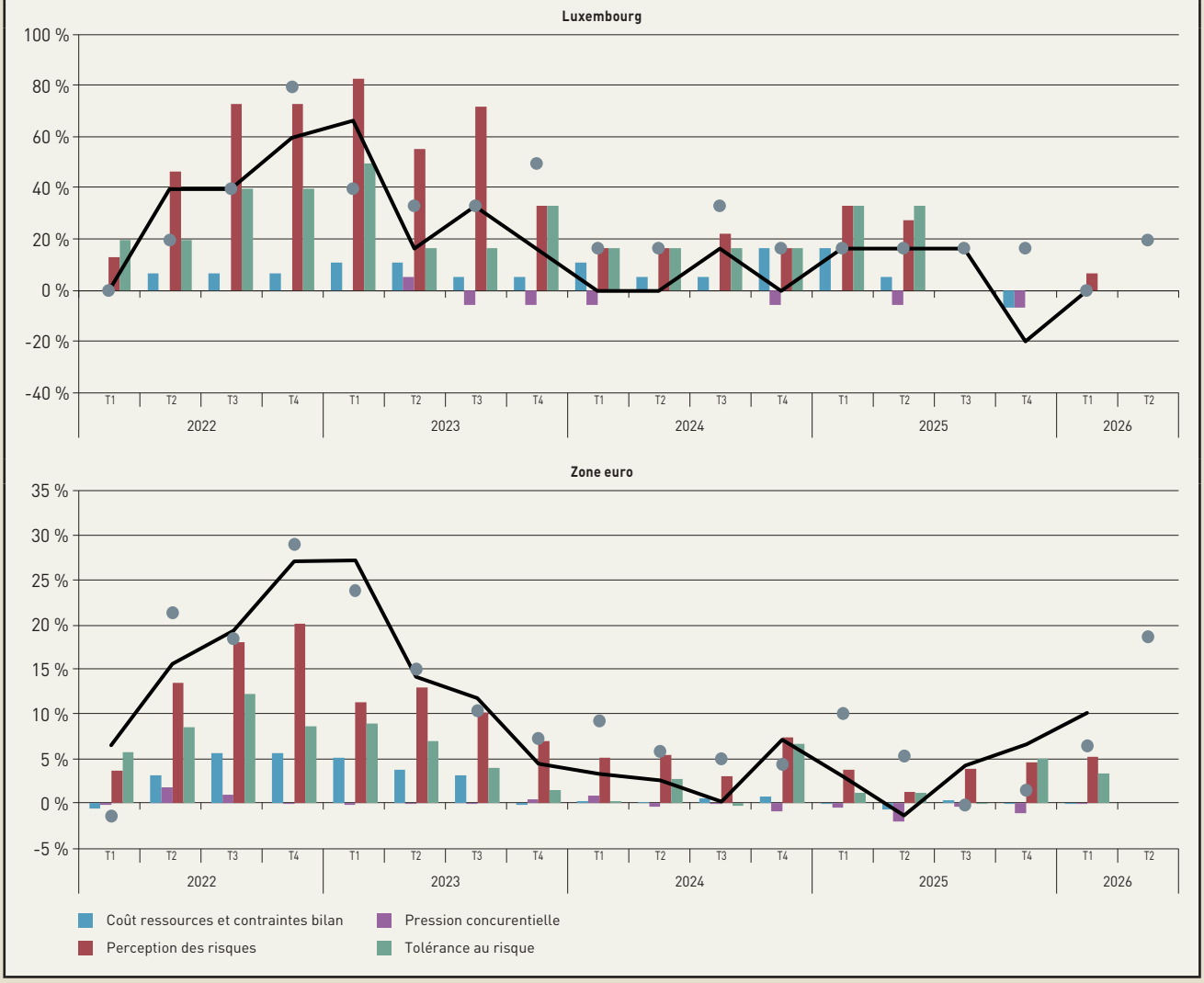
Pour les prêts au logement accordés aux ménages, les banques luxembourgeoises ont déclaré avoir durci leurs critères d'octroi au premier trimestre 2026, avec une augmentation en pourcentage net de 20 % (graphique 3.17). Elles ont expliqué ce durcissement par la détérioration de leur perception de l'état actuel de l'économie et des perspectives économiques.

Au niveau de la zone euro, les banques ont également signalé un léger durcissement de leurs critères d'octroi de crédits, en soulignant une détérioration de leur perception de l'état actuel et des perspectives économiques. Néanmoins, elles ont rapporté une pression modérée en faveur d'un assouplissement, qui est attribué à l'augmentation de la concurrence bancaire et à une amélioration de leur tolérance au risque.

Pour le deuxième trimestre 2026, les banques luxembourgeoises, comme celles de la zone euro, anticipaient un durcissement de leurs critères d'octroi pour les prêts immobiliers aux ménages.

[12] Les conditions d'octroi de crédits se rapportent aux conditions d'un crédit que la banque est prête à octroyer, c'est-à-dire les modalités effectives convenues dans les contrats de prêt qui sont conclus entre la banque (le prêteur) et l'emprunteur.

Graphique 3.15 :
Prêts accordés aux entreprises : Évolution des critères d'octroi et sélection de facteurs contributifs (en pourcentages nets[13])



Sources : BCL, BCE.

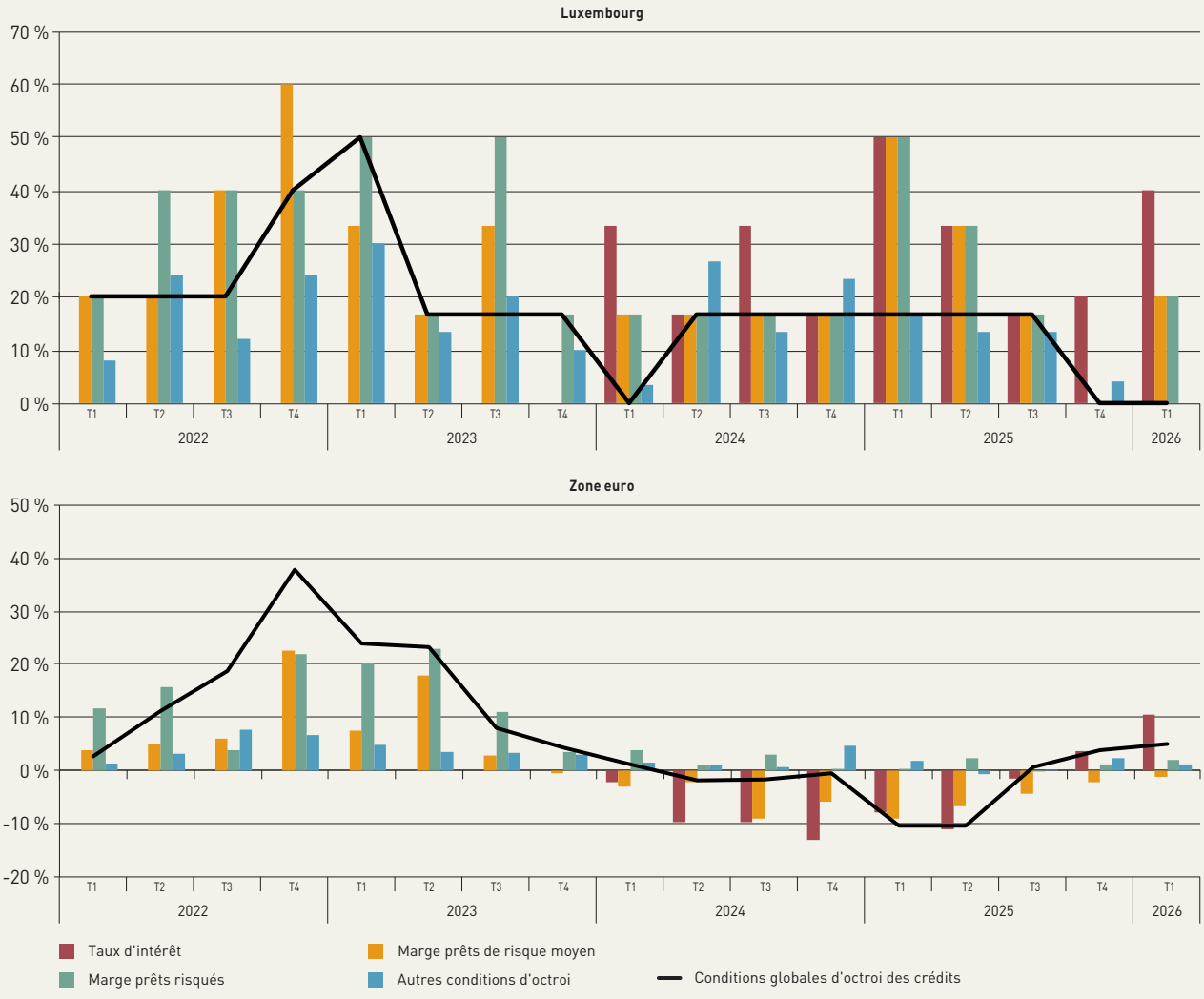
S'agissant des conditions d'octroi des prêts à l'habitat, les banques luxembourgeoises n'ont rapporté aucun changement, ni de leurs marges, ni de leurs conditions non tarifaires au cours du premier trimestre 2026 (graphique 3.18). Dans la zone euro, les banques ont déclaré avoir diminué leurs taux d'intérêt ainsi que leurs marges sur les prêts à risque moyen et les prêts les plus risqués, mais sans avoir changé leurs autres conditions d'octroi.

Outre les questions régulières, l'enquête du mois d'avril comprenait des questions ad hoc. La première concerne l'impact que la situation sur les marchés financiers a pu avoir sur les conditions d'accès des banques aux financements de marché ainsi que sur leur capacité de transfert du risque.

[13] Les pourcentages nets font référence à la différence entre, d'une part, la somme des pourcentages des réponses indiquant que les critères se sont « sensiblement durcis » ou « quelque peu durcis » et, d'autre part, la somme des pourcentages des réponses signalant que les critères se sont « quelque peu assouplis » ou « sensiblement assouplis ». Quant aux facteurs affectant les critères d'octroi, les pourcentages nets représentent l'écart entre le pourcentage des réponses rapportant qu'un facteur a contribué à un durcissement et le pourcentage des réponses notant qu'un facteur a contribué à un assouplissement.

Graphique 3.16 :

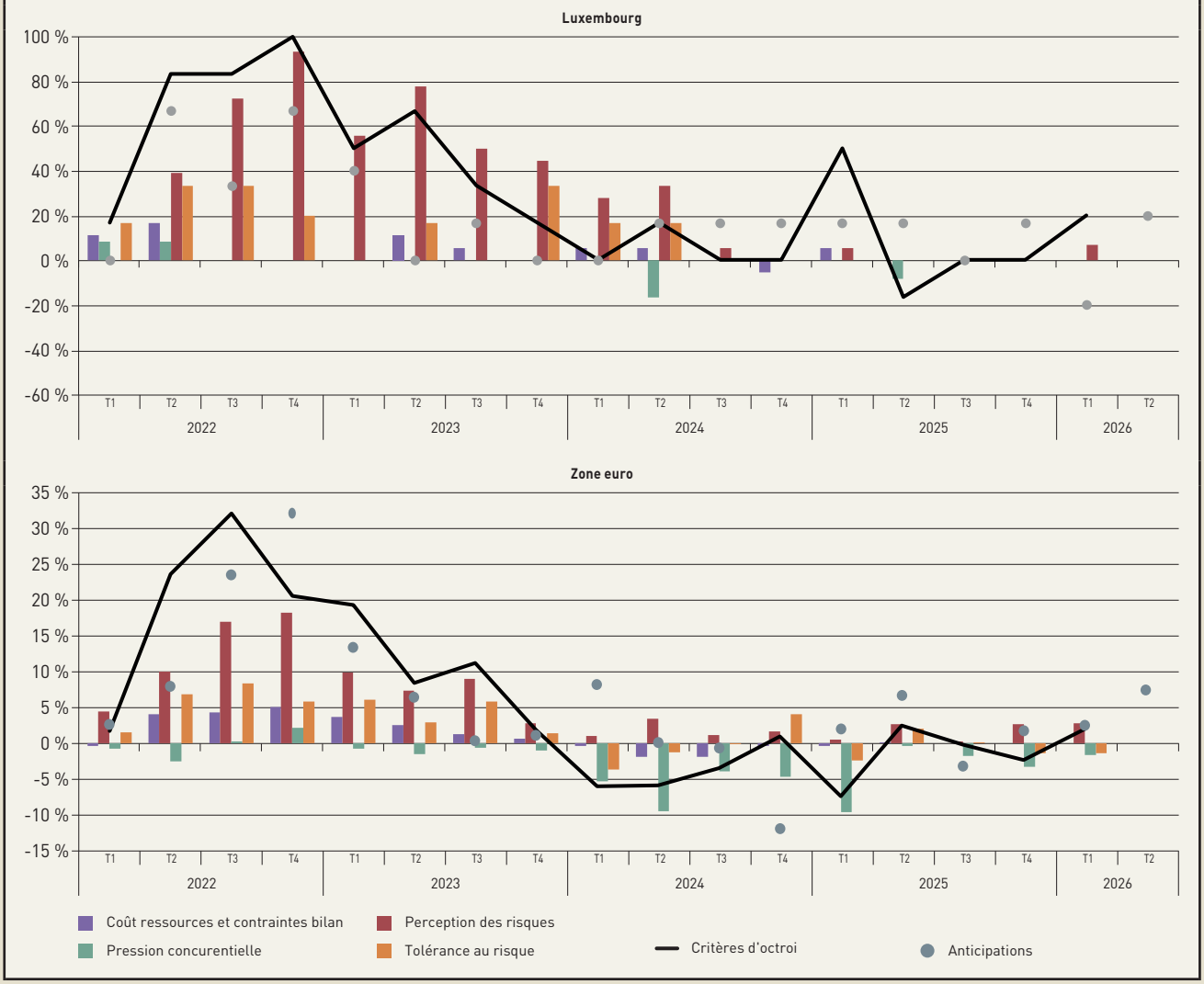
Prêts accordés aux entreprises : Évolution des conditions d'octroi (en pourcentages nets)



Sources : BCL, BCE. Note : La variable « Taux d'intérêt » a été intégrée au questionnaire au premier trimestre 2024 (T1 2024). L'évolution des « Conditions globales d'octroi des crédits » représente un élément distinct du questionnaire et n'est donc pas nécessairement corrélée à celle des différentes conditions recensées au sein de la même catégorie.

Pour le premier trimestre 2026, les banques luxembourgeoises n'ont signalé aucun changement de leur accès au financement, que ce soit via les dépôts ou au sein des différents segments de financement de marché. Pour le deuxième trimestre, elles anticipaient une légère détérioration de leur accès au financement par dépôts à long terme, par le marché monétaire et par l'émission de titres de créances.

Graphique 3.17 :
Prêts à l'habitat accordés aux ménages : Évolution des critères d'octroi et sélection de facteurs contributifs (en pourcentages nets)

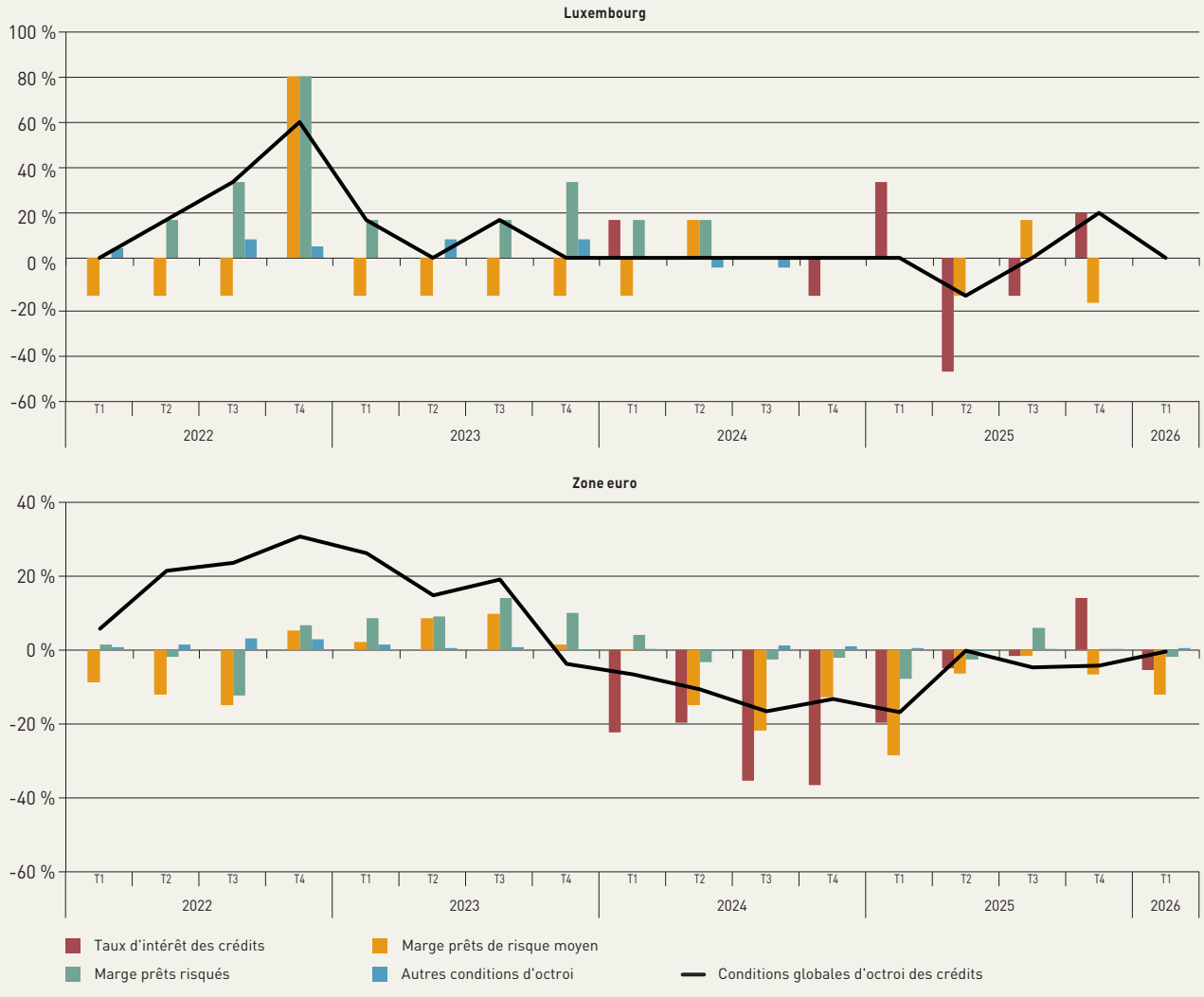


Sources : BCL, BCE.

Selon les banques de la zone euro, l'accès au financement par les dépôts à long terme s'est légèrement détérioré au cours du premier trimestre 2026. Elles ont également signalé une dégradation de leur accès au financement par l'émission de titres de créance et via le marché monétaire. Pour le second trimestre, les banques de la zone euro anticipaient une nouvelle détérioration de leur accès au financement par les dépôts et une aggravation de la détérioration déjà observée pour le financement par l'émission de titres de créance et via le marché monétaire.

Graphique 3.18 :

Prêts à l'habitat accordés aux ménages : Évolution des conditions d'octroi (en pourcentages nets)



Sources : BCL, BCE.

La deuxième question s'intéressait à d'éventuelles incidences de leurs ratios des prêts non performants (NPL)[14] sur la politique des banques en matière d'octroi de crédits. Les banques au Luxembourg ont indiqué que les ratios des NPL ont exercé un léger effet de durcissement net sur leurs critères d'octroi pour les prêts aux entreprises au premier trimestre 2026. La perception des risques et l'aversion au risque constituaient les facteurs prédominants. Pour le deuxième trimestre, les banques s'attendaient de nouveau à un léger effet de durcissement.

Au niveau de la zone euro, les banques ont également indiqué que l'évolution de leur ratio des NPLs au cours du premier trimestre 2026 a entraîné un durcissement de leurs critères d'octroi tant pour les prêts aux entreprises que pour les prêts à la consommation. Elles ont expliqué que ce ratio a affecté leurs critères d'octroi à travers une hausse des exigences

[14] Le ratio de NPL (*non-performing loans*) est défini comme l'encours brut de prêts non performants au bilan de la banque, exprimé en pourcentage de la valeur comptable brute de l'ensemble des prêts.

prudentielles et via une réduction de leur tolérance au risque. Pour le deuxième trimestre, les banques anticipaient que le ratio des NPLs contribuerait davantage au durcissement de leurs conditions d'octroi de crédits aux entreprises et à la consommation.

La dernière question ad hoc traitait de l'éventuel impact sur la profitabilité des banques des modifications des taux directeurs de la BCE. Les banques au Luxembourg ont signalé que ces modifications, tant celles déjà mises en œuvre que celles prévues, ont contribué à une légère amélioration de leur rentabilité au cours de la période allant d'octobre 2025 à mars 2026, principalement par le biais d'une augmentation des marges d'intérêt. Pour la période d'avril à septembre 2026, les banques anticipaient une intensification de l'impact positif sur leur rentabilité, tout en s'attendant à une hausse concomitante de leurs besoins en provisionnement.

Au niveau de la zone euro, les modifications des taux directeurs de la BCE auraient affecté positivement la profitabilité à travers une augmentation des volumes de prêts et dépôts entre octobre 2025 et mars 2026. Au cours de la même période, les banques de la zone euro ont estimé que les modifications des taux directeurs ont contribué à la progression de leurs revenus hors intérêts, suite à l'augmentation de leurs frais et commissions. Pour la période allant d'avril à septembre 2026, les banques de la zone euro anticipaient une accentuation de l'effet positif sur la profitabilité.

Quant à la titrisation de prêts accordés, les banques au Luxembourg ont indiqué qu'elle n'a eu aucun impact sur leurs critères d'octroi de crédit, ni sur leurs volumes de prêts au cours des douze derniers mois et n'anticipaient aucun effet sur les douze mois à venir.

Les crédits accordés aux résidents des autres pays de la zone euro

Les crédits accordés aux résidents de la zone euro en décembre 2025 se sont inscrits en hausse en comparaison annuelle (tableau 3.7). La part relative des crédits octroyés aux SNF représentait un peu moins de la moitié de l'encours total des crédits alloués aux résidents des autres pays de la zone euro. Ces crédits ont affiché une hausse annuelle de 2,2 milliards d'euros, portant l'encours à 40,6 milliards d'euros en fin d'année 2025. Quant aux crédits aux AIF, ils ont enregistré une augmentation de 3,8 milliards d'euros pour atteindre un encours de 24,4 milliards d'euros à la fin de l'année 2025. Les crédits aux sociétés d'assurances et fonds de pension ont été marqués par un essor de près de 1,4 milliard (+32,4 %). Enfin, l'encours des crédits consentis aux ménages et ISBLM non résidents affichait une hausse de 11,4 % en décembre 2025. Durant le premier trimestre 2026, les crédits accordés aux AIF ont augmenté de près de 1,9 milliard d'euros (soit +7,8 %) et ceux accordés aux ménages de 0,5 milliard d'euros (soit +3,0 %), tandis que les crédits accordés aux autres contreparties non bancaires d'autres pays membres de la zone euro sont restés relativement stables.

Tableau 3.7 :

Crédits accordés par les banques luxembourgeoises aux contreparties non bancaires d'autres pays membres de la zone euro

	MONTANTS EN MILLIONS D'EUROS			VARIATION EN MILLIONS D'EUROS ET EN %		POIDS RELATIF [1]
				2024-12 - 2025-12		
	2024-12	2025-12	2026-03	EN MILLIONS D'EUROS	EN %	2026-03
Administrations publiques	112	676	716	564	503,6	0,8
Autres intermédiaires financiers	20 576	24 420	26 334	3 844	18,7	28,4
Sociétés d'assurances et fonds de pension	4 358	5 770	5 848	1 412	32,4	6,3
Sociétés non financières	38 392	40 566	40 516	2 174	5,7	43,8
Ménages & ISBLM	16 728	18 638	19 190	1 910	11,4	20,7
Crédits à la consommation	4 840	5 676	6 018	836	17,3	6,5
Crédits immobiliers	2 748	2 814	2 780	66	2,4	3,0
Autres crédits	9 140	10 146	10 392	1 006	11,0	11,2
Total	**80 166**	**90 070**	**92 604**	**9 904**	**12,4**	**100,0**

Source : BCL, encours en fin de période en millions d'euros, des différences peuvent apparaître en raison des arrondis.
1) Poids relatif par rapport au total des crédits / poids relatifs des types de crédits aux ménages par rapport à l'encours total des crédits accordés aux ménages.

Les crédits accordés au reste du monde

Les crédits octroyés aux contreparties non bancaires hors zone euro ont diminué durant la période d'observation (tableau 3.8). Fin décembre 2025, ces crédits s'élevaient à 72,5 milliards d'euros, soit une diminution de 4,5 % par rapport à l'encours de fin décembre 2024. Il convient, toutefois, de souligner que ces derniers sont souvent libellés en devises étrangères et que les fluctuations des taux de change peuvent avoir une incidence sur la valorisation de ces expositions. Les encours de crédits accordés aux SNF, dont la part était de 52,5 % de l'encours total des crédits octroyés à la clientèle du reste du monde, ont enregistré une baisse annuelle de 7,0 % et s'élevaient à 38,0 milliards d'euros ; tandis que les prêts octroyés aux AIF, qui représentaient 29,1 % de l'encours total, ont affiché une réduction annuelle de 3,1 %. Durant le premier trimestre 2026, le total des crédits envers les contreparties bancaires résidentes en dehors de la zone euro a inversé la tendance négative de 2025 avec une augmentation de 2,3 milliards (+3,2 %). En effet, la hausse des crédits envers les AIF de presque 1,2 milliard d'euros a été renforcée par les augmentations encore timides des autres catégories.

Tableau 3.8 :

Crédits accordés par les banques luxembourgeoises aux contreparties non bancaires résidant en dehors de la zone euro

	MONTANTS EN MILLIONS D'EUROS			VARIATION EN MILLIONS D'EUROS ET EN %		POIDS RELATIF [1]
				2024-12 - 2025-12		
	2024-12	2025-12	2026-03	EN MILLIONS D'EUROS	EN %	2026-03
Administrations publiques	1 174	1 632	1 928	458	39,0	2,6
Autres intermédiaires financiers	21 804	21 126	22 366	- 678	-3,1	29,9
Sociétés d'assurances et fonds de pension	910	642	788	- 268	-29,5	1,1
Sociétés non financières	40 918	38 042	38 352	-2 876	-7,0	51,3
Ménages & ISBLM	11 090	11 058	11 352	- 32	-0,3	15,2
Total	**75 896**	**72 500**	**74 786**	**-3 396**	**-4,5**	**100,0**

Source : BCL, encours en fin de période en millions d'euros, des différences peuvent apparaître en raison des arrondis.

Les dépôts de la clientèle non bancaire

Les dépôts de la clientèle non bancaire totale qui sont la première source de financement des établissements de crédit ont enregistré une hausse annuelle de 11,5 milliards d'euros, soit 2,3 %. Une part significative (61,8 %) de cette source de financement vient du secteur des AIF, dont les dépôts ont affiché une très forte hausse annuelle. Ces évolutions se sont poursuivies durant le premier trimestre 2026.

Les dépôts des résidents au Luxembourg

Fin décembre 2025, les dépôts de la clientèle non bancaire luxembourgeoise s'élevaient à 302,3 milliards d'euros, soit une hausse annuelle de 13,7 milliards d'euros. Cette évolution s'explique principalement par une augmentation des dépôts des autres intermédiaires financiers (tableau 3.9). L'encours des dépôts en provenance des AIF s'est élevé à 203,6 milliards d'euros, soit une hausse annuelle de 6,5 %. Les dépôts des sociétés d'assurances et fonds de pension ont enregistré une hausse annuelle de 9,1 % en décembre 2025. Quant aux dépôts des ménages et ISBLM, ils ont progressé de 4,8 %, soit une hausse de 2,3 milliards d'euros. Ainsi, les dépôts collectés auprès de ce secteur s'élevaient à 49,8 milliards d'euros en fin 2025. En revanche, ceux des entreprises affichaient une régression de 5,3 %, soit 1,3 milliard d'euros. Le premier trimestre 2026 a lui-même enregistré une augmentation des dépôts de la clientèle non bancaire résidente de 26,4 milliards par rapport à décembre 2025. Ces flux provenaient principalement des AIF dans la mesure où leurs dépôts ont enregistré une augmentation significative de 22,2 milliards d'euros, soit un taux de croissance trimestrielle de 10,9 %.

Tableau 3.9 :
Dépôts reçus par les établissements de crédit de la clientèle non bancaire résidente

	MONTANTS EN MILLIONS D'EUROS			VARIATION EN MILLIONS D'EUROS ET EN %		POIDS RELATIF [1]
				2024-12 - 2025-12		
	2024-12	2025-12	2026-03	EN MILLIONS D'EUROS	EN %	2026-03
Administrations publiques	14 136	13 446	15 800	- 690	-4,9	4,8
Autres intermédiaires financiers	191 087	203 593	225 772	12 506	6,5	68,6
Sociétés d'assurances et fonds de pension	10 872	11 866	13 314	994	9,1	4,0
Sociétés non financières	25 198	23 858	23 440	-1 340	-5,3	7,1
Ménages & ISBLM	47 530	49 812	50 634	2 282	4,8	15,4
Total	**288 823**	**302 575**	**328 960**	**13 752**	**4,8**	**100,0**

Source : BCL, encours en fin de période en millions d'euros, des différences peuvent apparaître en raison des arrondis.

Les dépôts des résidents des autres pays membres de la zone euro

Les dépôts en provenance des autres pays membres de la zone euro ont enregistré une hausse annuelle de 0,5 milliard d'euros pour atteindre un encours de 121,1 milliards d'euros fin décembre 2025 (tableau 3.10). Les dépôts des AIF sont restés assez stables durant l'année 2025 avec un montant rapporté de 57,5 milliards d'euros en décembre. Les dépôts de cette catégorie représentent 47,5 % des dépôts en provenance des autres pays membres de la zone euro. Les dépôts des SNF ont atteint 23,0 milliards d'euros, soit une hausse annuelle de 0,2 milliard d'euros. Enfin, les dépôts des ménages et ISBLM sont restés plutôt inchangés en comparaison avec leur niveau de fin décembre 2024. Durant le premier trimestre 2026, la tendance ascendante des dépôts des autres pays membres de la zone euro s'est accentuée. Elle est due principalement aux dépôts émanant des sociétés d'assurance et fonds de pension, dont l'encours a progressé de 5,1 milliards d'euros, soit 47,4 %.

Tableau 3.10 :

Dépôts reçus par les établissements de crédit de la clientèle non bancaire provenant des autres pays membres de la zone euro

	MONTANTS EN MILLIONS D'EUROS			VARIATION EN MILLIONS D'EUROS ET EN %		POIDS RELATIF [1]
				2024-12 - 2025-12		
	2024-12	2025-12	2026-03	EN MILLIONS D'EUROS	EN %	2026-03
Administrations publiques	1 172	1 010	1 178	- 162	-13,8	0,9
Autres intermédiaires financiers	57 438	57 477	58 636	39	0,1	45,0
Sociétés d'assurances et fonds de pension	10 482	10 762	15 860	280	2,7	12,2
Sociétés non financières	22 748	22 986	24 684	238	1,0	18,9
Ménages & ISBLM	28 788	28 856	30 084	68	0,2	23,1
Total	**120 628**	**121 091**	**130 442**	**463**	**0,4**	**100,0**

Source : BCL, encours en fin de période en millions d'euros, des différences peuvent apparaître en raison des arrondis.

Les dépôts des résidents du reste du monde

Fin 2025, les dépôts des contreparties non résidentes dans la zone euro ont affiché une baisse de 2,7 milliards d'euros pour atteindre un encours de 89,7 milliards d'euros (tableau 3.11). Cette diminution a été induite principalement par les encours envers les SNF avec une diminution de 1,1 milliard d'euros, mais aussi par les dépôts des ménages et ISBLM, lesquels ont affiché une baisse de 1,4 milliard d'euros. Durant le premier trimestre 2026, la hausse marquée des dépôts des AIF de 3,6 milliards d'euros, soit 7,4 %, a été neutralisée partiellement par la baisse des dépôts des administrations publiques de 1,3 milliard d'euros, soit -27,1 % par rapport à leur niveau de décembre 2025.

Tableau 3.11 :

Dépôts reçus par les établissements de crédit de contreparties non résidentes de la zone euro

	MONTANTS EN MILLIONS D'EUROS			VARIATION EN MILLIONS D'EUROS ET EN %		POIDS RELATIF [1]
				2024-12 - 2025-12		
	2024-12	2025-12	2026-03	EN MILLIONS D'EUROS	EN %	2026-03
Administrations publiques	4 462	4 906	3 576	444	10,0	3,9
Autres intermédiaires financiers	49 452	48 968	52 600	- 484	-1,0	57,1
Sociétés d'assurances et fonds de pension	4 572	4 398	3 768	- 174	-3,8	4,1
Sociétés non financières	14 694	13 608	13 894	-1 086	-7,4	15,1
Ménages & ISBLM	19 230	17 834	18 318	-1 396	-7,3	19,9
Total	**92 410**	**89 714**	**92 156**	**-2 696**	**-2,9**	**100,0**

Source : BCL, encours en fin de période en millions d'euros, des différences peuvent apparaître en raison des arrondis.

1.4 LE COMPTE DE PROFITS ET PERTES DES ÉTABLISSEMENTS DE CRÉDIT

À la fin de l'année 2025, le résultat net dégagé par les établissements de crédit de la place financière, y compris leurs succursales domiciliées à l'étranger, a affiché une évolution négative de 3,5 % pour s'établir à 7,06 milliards d'euros. Le tableau 3.12 reprend les principales rubriques du compte de profits et pertes pour les deux derniers exercices annuels et retrace leurs évolutions.

Le produit net bancaire s'est inscrit à la hausse en 2025, porté par une progression des revenus hors intérêts de 9,2 %. Notons que les autres sources de revenus, à l'exception des revenus sur dividendes, se sont inscrites à la hausse. Le niveau des revenus nets sur commissions a augmenté de 2,9 % en 2025. Par contre, la marge sur intérêts a enregistré une baisse de 4,1 %. En ce qui concerne l'affectation du produit net bancaire, nous observons une stabilité des postes de frais et charges.

Tableau 3.12 :

Compte de résultat agrégé des établissements de crédit, y compris les succursales à l'étranger des établissements luxembourgeois (en millions d'euros)

	RUBRIQUE DES DÉBITS ET DES CRÉDITS	2024	2025	VARIATION EN TERMES BRUTS	VARIATION EN POURCENT
1	Produits d'intérêts	45 686	37 380	-8 306	-18,2 %
2	Intérêts bonifiés	34 646	26 788	-7 858	-22,7 %
3	Marge sur intérêts (1-2)	11 040	10 592	-448	-4,1 %
4	Revenus nets sur commissions	6 906	7 108	202	2,9 %
5	Revenus sur opérations de change	-279	-233	46	16,6 %
6	Dividendes reçus	1 148	902	-246	-21,4 %
7	Autres revenus nets	111	839	728	655,6 %
8	Revenus hors intérêts (4+5+6+7)	7 886	8 615	729	9,2 %
9	Produit bancaire (3+8)	18 926	19 208	282	1,5 %
10	Frais de personnel	4 113	4 351	238	5,8 %
11	Frais d'exploitation	4 134	4 282	148	3,6 %
12	Frais de personnel et d'exploitation (10+11)	8 248	8 632	384	4,7 %
13	Amortissements sur immobilisé non financier	781	829	48	6,1 %
14	Résultats avant provisions, dépréciations et impôts (9-12-13)	9 898	9 747	-151	-1,5 %
15	Constitution nette de provisions	66	14	-52	-79,0 %
16	Dépréciations nettes	735	702	-33	-4,5 %
17	Résultats divers	27	62	35	130,7 %
18	Résultat avant impôts (14-15-16+18)	9 124	9 093	-31	-0,3 %
19	Impôts	1 810	2 036	226	12,5 %
20	Résultat net	7 313	7 057	-256	-3,5 %

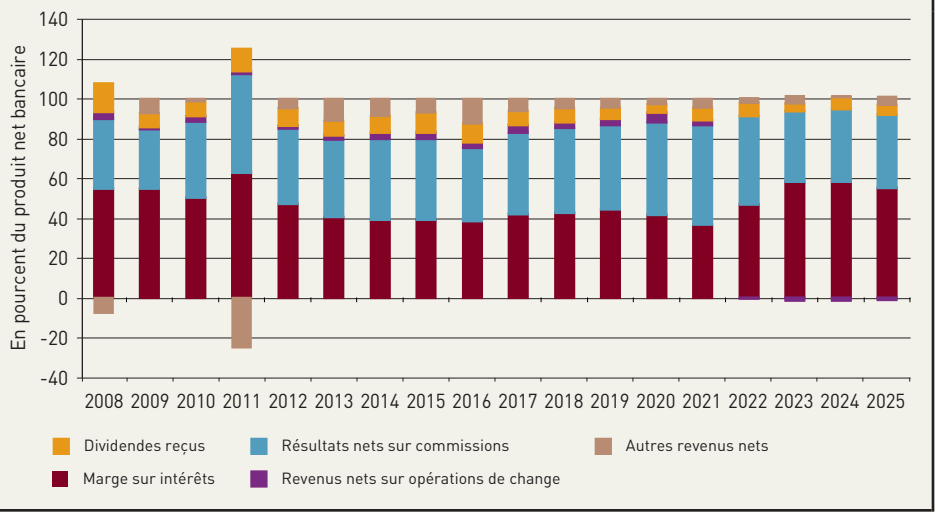
Sources: CSSF, calculs BCL.

1.4.1 Évolutions des revenus

Concernant les revenus bancaires, les principales sources de revenus récurrents, tels que la marge sur intérêts et les commissions nettes perçues, ont connu des évolutions contrastées durant le dernier exercice.

Le graphique 3.19 ci-dessous illustre les contributions des différentes catégories de revenus au produit net bancaire. Le poids relatif des revenus nets sur commission par rapport au produit net bancaire a légèrement augmenté pour s'établir à 37 % en 2025, tandis que la marge sur intérêts a baissé pour s'établir à 55,1 % en 2025. Notons que le niveau de la marge sur intérêts générée en 2025 demeure élevé.

Graphique 3.19 :
Contribution des principales sources de revenus au produit net bancaire (en pourcentage du produit net bancaire)



Sources : CSSF, calculs BCL.

La baisse des revenus nets d'intérêt des banques a affecté le produit net bancaire en 2025. Plus précisément, les produits d'intérêts se sont élevés à 37,4 milliards d'euros, tandis que les intérêts bonifiés ont atteint 26,8 milliards d'euros, portant la marge sur intérêts à 10,6 milliards d'euros.

Les données individuelles confirment cette évolution à la baisse par une diminution de la valeur médiane du rapport entre la marge sur intérêts et le produit net bancaire, comme illustré par le graphique 3.20. En effet, le niveau de cet indicateur central de la distribution s'élevait à 50,7 % en 2025, contre 55,8 % l'année précédente.

En 2022 et en 2023, l'impact positif de la hausse des taux d'intérêt directeurs sur la croissance des revenus nets d'intérêt fut incontestable. Celui-ci peut être observé à travers la décomposition de la croissance des revenus nets d'intérêt entre, d'une part, l'évolution du rendement moyen des actifs générateurs d'intérêts et, d'autre part, l'évolution de leur encours (graphique 3.21). Nous constatons que sur ces deux années, la forte croissance des revenus nets d'intérêt a été portée principalement par l'augmentation du rendement moyen dont la contribution a atteint 49,8 p.p. en 2023, après 44,3 p.p. en 2022. Pour 2024, les données du compte de pertes et profits suggéraient que les revenus d'intérêt étaient proches de leur niveau maximal, alors que la politique monétaire de l'Eurosystème avait entamé un nouveau cycle d'assouplissement.

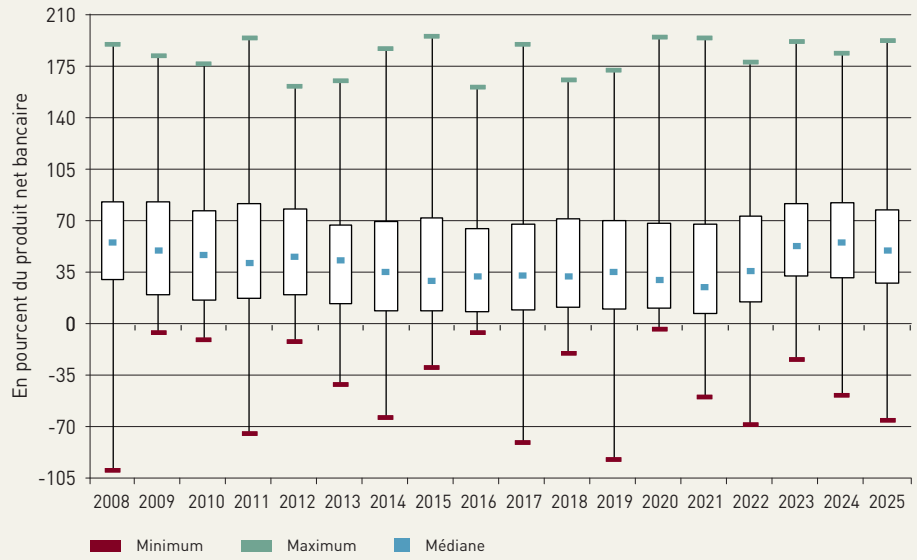
En effet, le graphique révèle que les revenus nets d'intérêt ont fait l'objet d'une baisse de 5,1 % en 2025, dont -7,7 p.p. ont été générés par la baisse du rendement moyen. On constate par ailleurs que la contribution positive de la variation des encours (+2,7 p.p.) fut insuffisante pour contrebalancer l'impact négatif du rendement moyen.

Les données détaillées du compte de pertes et profits révèlent que la baisse des revenus nets d'intérêt en 2025 est induite principalement par des pertes sur des instruments de couverture du risque de taux d'intérêt (« *hedge accounting* »). En effet, le graphique 3.22 montre que les revenus nets d'intérêts sur les activités plus traditionnelles de prêts et de dépôts ont enregistré une progression en 2025 à hauteur de 3,4 %[15].

Les données granulaires sur les revenus d'intérêt révèlent que le secteur des SNF est la contrepartie la plus importante génératrice d'intérêts nets perçus par les établissements bancaires luxembourgeois. La moyenne des intérêts nets perçus des SNF représentait près de 62,5 % du total des intérêts nets perçus depuis 2015. Pendant le resserrement monétaire initié par la BCE, les intérêts nets perçus des SNF avaient bondi, respectivement de 44,2 % et 42,3 % en 2022 et 2023. En 2025, ces revenus ont diminué de 18,8 %. La sensibilité des revenus nets d'intérêt au taux d'intérêt appliqué aux crédits accordés aux SNF est particulièrement élevée dans la mesure où 97 % de ces crédits sont accordés à taux variables.

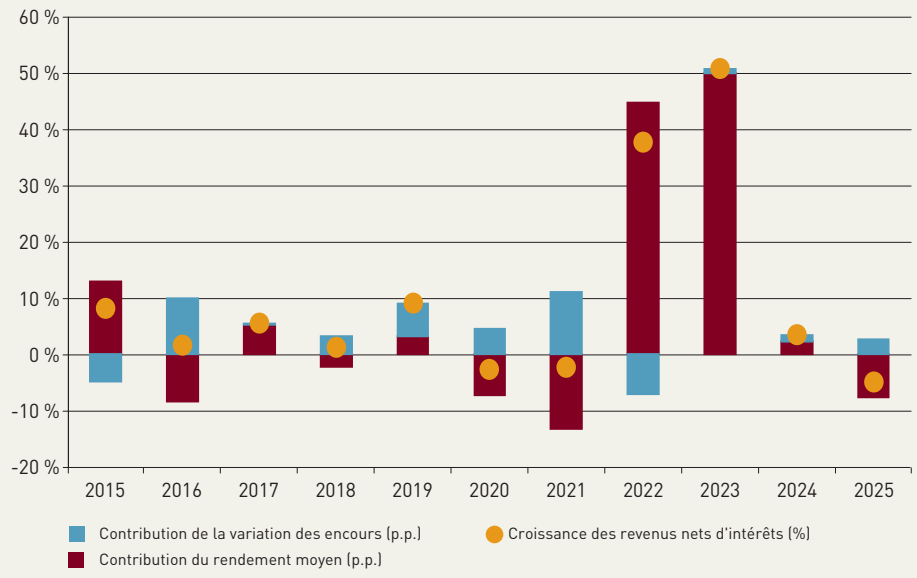
Les intérêts nets issus des ménages demeurent la seconde plus importante composante des revenus nets d'intérêt. Ils représentaient environ 29 % des revenus nets d'intérêt depuis 2015. Après avoir enregistré des baisses substantielles en 2023 et

Graphique 3.20 :
Dispersion de la marge sur intérêts dans le produit net bancaire (en pourcentage du produit net bancaire)



Sources : CSSF, calculs BCL.

Graphique 3.21 :
Les revenus nets d'intérêts et les facteurs contributifs à leur croissance :2015-2025

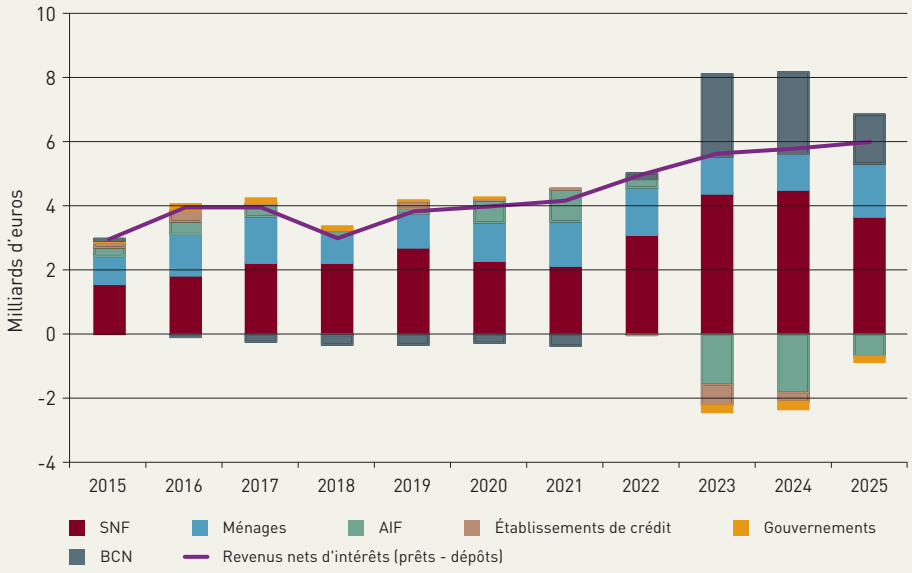


Sources : CSSF, calculs BCL.

[15] Les intérêts nets perçus, tels que mesurés par la différence entre les intérêts perçus sur les crédits et les intérêts versés sur les dépôts, constituent environ 70 % de la marge nette d'intérêt totale des banques luxembourgeoises. Les autres sources de revenus (dépenses) d'intérêts incluent des expositions à des produits dérivés ou encore la détention ou l'émission de titres de dettes.

Graphique 3.22 :

Ventilation des revenus d'intérêts sur les activités de prêts et de dépôts selon les contreparties : 2015-2025



Sources : CSSF, calculs BCL.

2024 de respectivement 21,2 % et 4,2 %, les intérêts nets perçus en provenance des ménages ont augmenté de 47,4 % en 2025, dépassant ainsi légèrement leur niveau maximal antérieur atteint en 2022.

Le rebond des revenus nets d'intérêts émanant des ménages en 2025 a résulté de la combinaison de plusieurs facteurs. Tout d'abord, le léger redressement de l'activité sur le marché de l'immobilier résidentiel et l'augmentation de la demande de crédits hypothécaires ont relancé la croissance des flux de crédits aux ménages et donc les intérêts perçus sur les crédits. Par ailleurs, la baisse des taux d'intérêt directeurs de l'Eurosystème a conduit à un déclin des taux de rémunération des dépôts des ménages, permettant ainsi aux banques de conforter leurs écarts de taux d'intérêt entre les crédits et les dépôts des ménages. Cependant, sur l'ensemble de la période d'assouplissement monétaire récente, l'asymétrie de la sensibilité des taux de rémunération des dépôts bancaires aux taux d'intérêt directeurs a plutôt profité à l'épargne des ménages car les banques n'ont pas répercuté sur leurs taux de dépôt l'entièreté de la baisse des taux directeurs (voir encadré 3.5).

Encadré 3.5 :

MESURE DE LA SENSIBILITÉ DES TAUX DE RÉMUNÉRATION DES DÉPÔTS BANCAIRES AUX TAUX D'INTÉRÊT DIRECTEURS DE L'EUROSYSTÈME (DEPOSIT BETA)

La dynamique sous-jacente à la croissance des revenus d'intérêts des banques a fait l'objet de plusieurs travaux académiques[16]. Un regain d'intérêt pour cette relation est réapparu suite aux durcissements des politiques monétaires face à l'accélération de l'inflation en 2022 et 2023. Dans ce cadre, les travaux conduits par les banques centrales[17] contribuent à une meilleure compréhension du mécanisme de transmission des politiques monétaires, mais également du comportement des banques en matière de politique de marges d'intérêt.

[16] Borio, C., Gambacorta, L., and Hofmann, B. 2015: The influence of monetary policy on bank profitability, Working paper 514, Bank for International Settlements, October, and Claessens, S., Coleman, N., and Donnelly, M. (2017) Low interest rates and banks' net interest margins and profitability: Cross-country evidence, *Journal of Financial Intermediation*, Vol. 35, pp. 1-16.

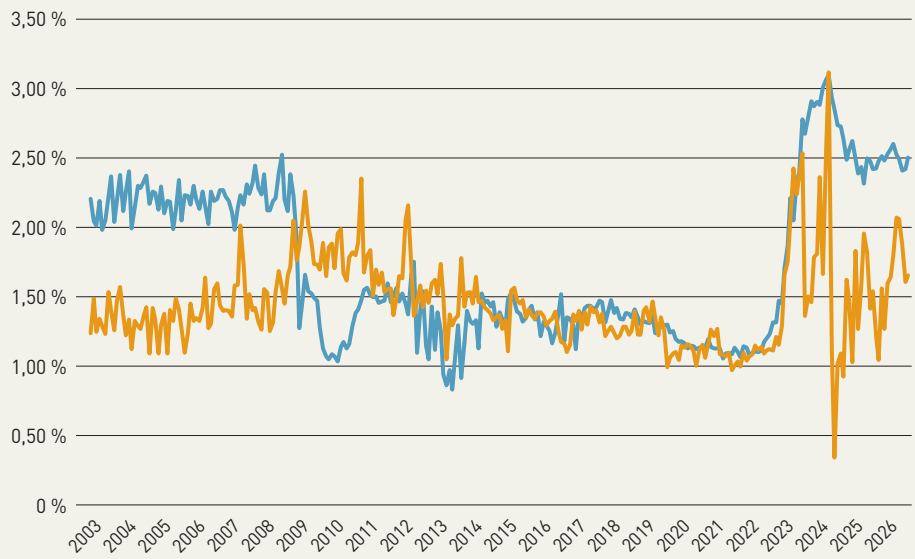
[17] BCE (2023). Euro area bank deposit costs in a rising interest rate environment. *Financial Stability Review*, and Messer, T., and F. Niepmann (2023): "What determines passthrough of policy rates to deposit rates in the euro area?"; *FEDS Notes*. Washington: Board of Governors of the Federal Reserve System, July 28, 2023.

L'analyse des données bancaires révèle qu'en 2022 et 2023 le secteur bancaire a bénéficié d'une augmentation historique de ses revenus nets d'intérêts, en raison à la fois de la hausse des taux d'intérêt directeurs de la BCE, de la continuité des effets des mesures non conventionnelles, telle que le TLTRO, au cours du premier trimestre de 2023 et de la rémunération élevée des réserves et de la facilité des dépôts des établissements de crédit auprès de la banque centrale. Bien que la relation positive entre les revenus nets d'intérêts des banques commerciales et le niveau des taux directeurs des banques centrales soit bien établie, l'importance des revenus générés pendant la phase d'augmentation des taux d'intérêt directeurs de l'Eurosystème était moins anticipée.

L'une des explications avancées serait induite par l'asymétrie de la transmission des taux directeurs à l'actif et au passif bancaires. Les banques de détail auraient répercuté la hausse des taux directeurs sur le taux des crédits accordés aux ménages plus rapidement que sur leurs dépôts. À titre illustratif, les écarts de taux d'intérêt entre les crédits aux ménages et ceux de leurs dépôts, d'une part, et ceux des SNF, d'autre part, ont atteint des niveaux historiques les plus élevés au cours des vingt dernières années (graphique 3.23). Depuis le début de l'année 2024, l'anticipation d'un assouplissement monétaire dans la zone euro et sa concrétisation au mois de juin ont contribué à la baisse des taux d'intérêt rémunérateurs des dépôts, réduisant ainsi les écarts de taux d'intérêt.

Afin d'évaluer le degré de transmission des taux directeurs de la BCE aux taux de rémunération des dépôts des ménages, l'estimation de la sensibilité de ces derniers aux variations des taux d'intérêt directeurs « *bêta des dépôts* » est requise. Dans ce cadre, la valeur de *bêta* est estimée pour deux périodes d'assouplissement de la politique monétaire, en l'occurrence entre septembre 2008 et mai 2009 et entre mai 2024 et juillet 2025. Elle se réfère au rapport entre la variation des taux de dépôts bancaires et celle des taux de facilité des dépôts de la banque centrale à la fois pour le Luxembourg et pour la zone euro :

Graphique 3.23 :
Écarts de taux d'intérêt pondérés entre les crédits et les dépôts des ménages et des entreprises au Luxembourg : 2003M1-2026M03

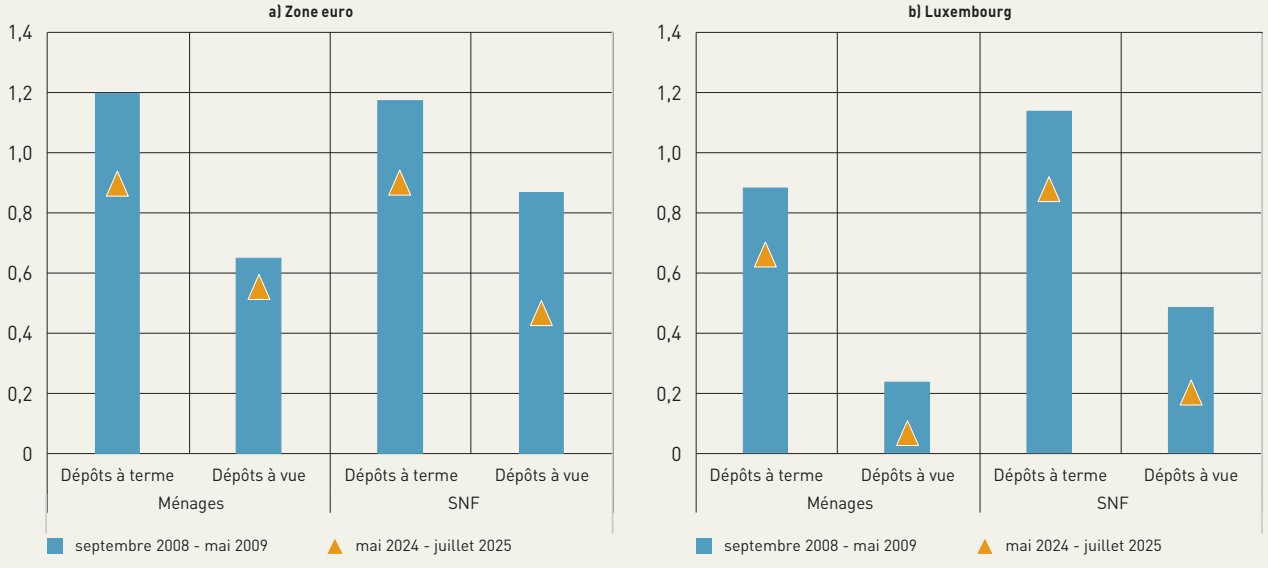


Source : BCL.

$$Beta = \frac{\Delta Taux\ de\ rémunération\ \ des\ dépôts\ des\ ménages\ ou\ des\ entreprises}{\Delta Taux\ de\ facilité\ des\ dépôts\ BCE},$$

Le graphique 3.24b affiche les valeurs obtenues pour les ménages et les entreprises selon la nature de leurs dépôts au Luxembourg. Bien que les sensibilités sur la période la plus récente (triangle rouge) soient inférieures à celles estimées pour la période de la grande crise financière de 2008 (histogramme bleu), elles demeurent élevées durant la phase d'assouplissement monétaire. En particulier, il ressort que le niveau de sensibilité des dépôts à terme au Luxembourg sur l'ensemble de la période d'assouplissement est légèrement inférieur à 1 à la fois pour les ménages et les SNF. Ce résultat contraste avec les sensibilités supérieures à 1 mesurées en cours d'assouplissement entre les mois de mai 2024 et

Graphique 3.24 :
Sensibilité des taux de dépôts au taux directeur de la BCE (deposit beta)



Sources : BCE et BCL, calculs BCL.

décembre 2024.[18] Cette observation suggère que les banques ont réduit moins fortement leurs taux rémunérateurs des dépôts à la clientèle en réponse à l'assouplissement de la politique monétaire de l'Eurosystème. En d'autres termes, la baisse des taux directeurs de la BCE de 1 p.p. se traduirait par une diminution inférieure à 1 p.p. des taux de rémunération des dépôts pratiqués par les banques sur l'ensemble de la phase d'assouplissement. Les taux de rémunération des dépôts, donc de l'épargne des ménages, sont par conséquent légèrement supérieurs au niveau attendu. D'après la BCE, des taux de dépôts plus élevés dans certains pays de la zone euro pourraient être la conséquence d'une compétition accrue entre établissements bancaires cherchant à attirer la clientèle.[19]

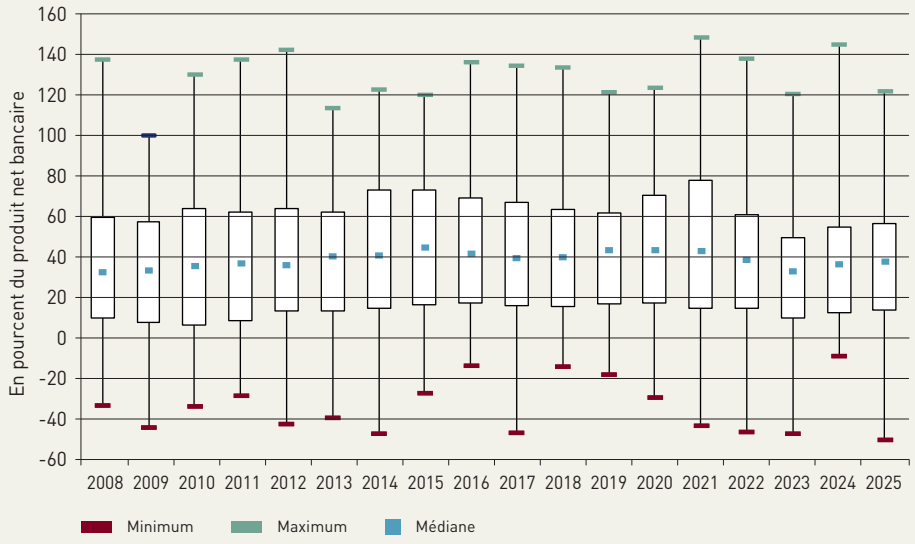
Étant donné les asymétries dans la transmission des variations des taux directeurs sur le taux de rémunération des dépôts à vue, les charges d'intérêt ont eu un impact important sur la marge nette d'intérêts générée par les banques pour l'activité de crédits aux ménages et aux entreprises. Il en est de même pour les dépôts à terme, compte tenu du différentiel des coûts de financement par le marché et ceux induits par les dépôts des ménages et entreprises auprès du secteur bancaire. Ainsi, les dépôts demeurent une source de financement moins coûteuse et stable pour les établissements de crédit que le recours aux financements via le marché interbancaire et/ou financier.

[18] BCL (2025). Revue de stabilité financière. Chapitre 3, Box 3.5, pages 105-107.
[19] BCE (2026). Financial Stability Review. Chapter 3, pages 52-53. May.

Il convient de souligner que la quasi-totalité des revenus hors intérêts a contribué à la hausse du produit net bancaire. Les commissions nettes affichaient une hausse de 2,9 % en glissement annuel pour s'élever à 7,1 milliards d'euros en 2025, après 6,9 milliards en 2024.

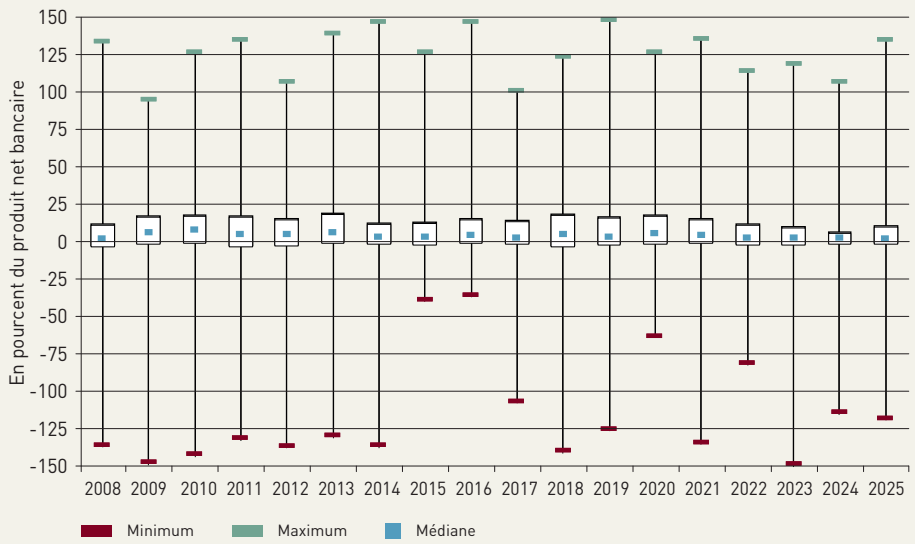
Les données individuelles illustrées par les distributions affichées par le graphique 3.25 confirment cette évolution pour presque l'ensemble des banques en 2025. La valeur médiane de la distribution des commissions nettes dans le produit net bancaire s'est élevée à 38,2 % en 2025, contre 37 % en 2024. En même temps, l'écart entre le premier et le troisième quartile a augmenté par rapport à l'année 2024 sans pour autant retrouver les niveaux observés en 2021.

Graphique 3.25 :
Dispersion des commissions nettes dans le produit net bancaire (en pourcentage du produit net bancaire)



Sources : CSSF, calculs BCL.

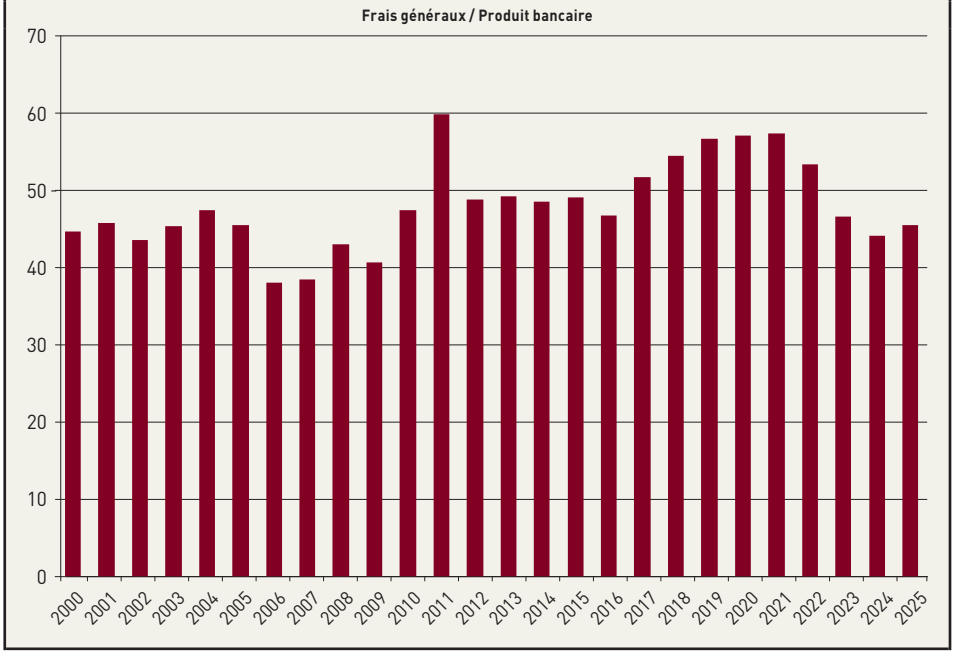
Graphique 3.26 :
Dispersion des autres revenus nets dans le produit net bancaire (en pourcentage du produit net bancaire)



Sources : CSSF, calculs BCL.

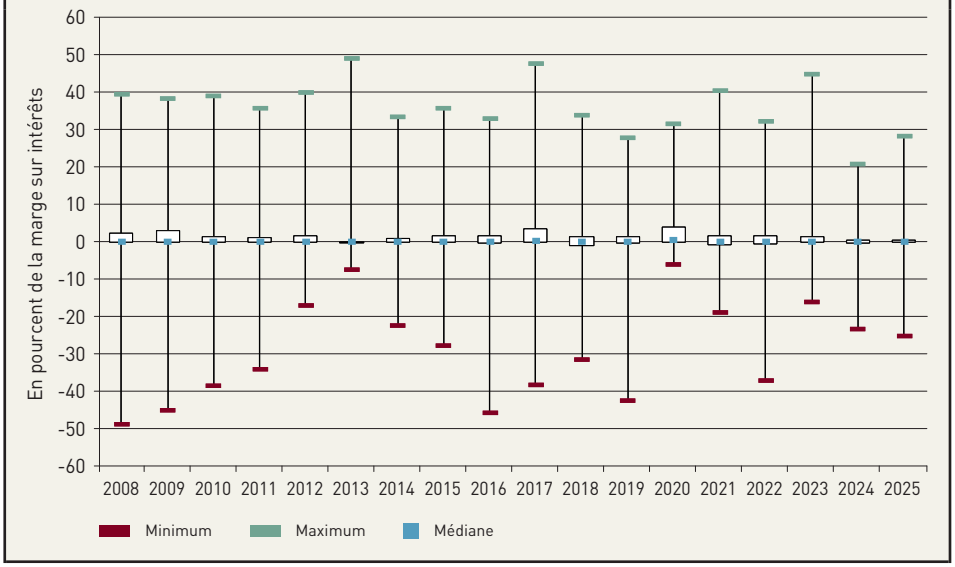
En ce qui concerne les autres sources de revenus, les données de l'exercice 2025 montrent des évolutions hétérogènes au niveau des banques individuelles. Les dividendes perçus en contrepartie des participations ont diminué de 246 millions d'euros pour atteindre 902 millions d'euros en 2025. En revanche, les revenus générés par les activités de change ont enregistré une hausse de 46 millions d'euros, et s'élevaient à 233 millions d'euros. Enfin, la catégorie résiduelle des autres revenus nets affichait une hausse de 728 millions d'euros, soit un solde net de 839 millions d'euros. Toutefois, la valeur médiane a diminué pour s'établir à 2,1 % contre 2,6 % l'année précédente. Cette catégorie de revenus est caractérisée par une forte volatilité et leur contribution au produit net bancaire varie d'une année à l'autre (graphique 3.26).

Graphique 3.27 :
Évolution du coefficient d'exploitation (en pourcentage du produit net bancaire)



Sources : CSSF, calculs BCL.

Graphique 3.28 :
Dispersion du ratio des provisions nettes sur la marge d'intérêts (en pourcentage de la marge sur intérêts)



Sources : CSSF, calculs BCL.

En raison des évolutions décrites ci-dessus, le produit net bancaire, qui regroupe les principales sources de revenus, a progressé de 1,5 % en rythme annuel pour s'élever à 19,2 milliards d'euros en 2025.

1.4.2 Évolution des coûts

Les frais généraux ont légèrement augmenté en comparaison annuelle pour s'établir à 8,6 milliards d'euros en 2025. Les frais de personnel ont augmenté de 5,8 % sur un an pour atteindre 4,4 milliards d'euros. Les autres frais d'exploitation ont également progressé de 3,6 % pour s'élever à 4,3 milliards d'euros.

Le ratio entre les frais généraux et le produit net bancaire a augmenté en 2025. Cet indicateur structurel de maîtrise des coûts a atteint 44,9 % en 2025, contre 43,6 % en 2024. Le graphique 3.27 illustre la trajectoire de cet indicateur depuis 2000.

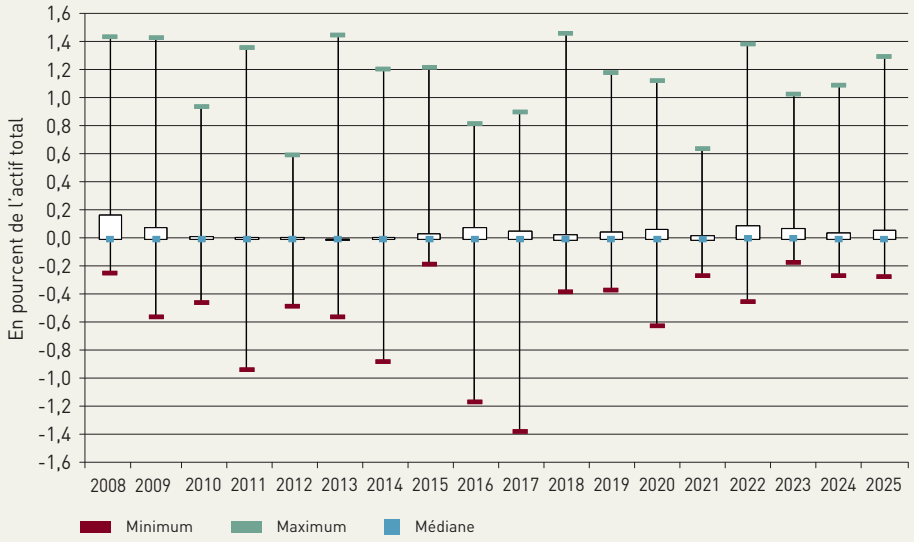
Face à l'évolution de la hausse des coûts, le résultat annuel avant provisions, dépréciations et impôts a diminué de 1,5 % en atteignant 9,7 milliards d'euros en 2025.

Fin 2025, la dotation aux provisions pour risques généraux ainsi que les dépréciations nettes s'élevaient à 0,72 milliard. Ainsi, la baisse de 10,6 % enregistrée en 2025 s'explique par la réduction à la fois des provisions et des déprécations nettes en comparaison avec leurs niveaux de 2024.

Les graphiques 3.28 et 3.29 illustrent la distribution de ces agrégats par rapport aux revenus d'intérêts. Les étendues de variation restent importantes et reflètent le poids des modèles d'activité bancaire dans la détermination de ces ratios.

En dépit de ces améliorations, les créances non productives sont demeurées relativement stables en 2025. L'encadré 3.6 décrit les récentes évolutions des crédits non performants ainsi que les vulnérabilités véhiculées par les différents types de crédits consentis aux contreparties du secteur bancaire luxembourgeois.

Graphique 3.29 :
Dispersion du ratio des dépréciations nettes dans le total de l'actif (en pourcentage de la marge sur intérêts)



Sources : CSSF, calculs BCL.

Encadré 3.6:

ÉVOLUTION DE LA QUALITÉ DE L'ACTIF DES BANQUES AU LUXEMBOURG [20]

En 2025, la conjoncture économique a été plus favorable que les deux années antérieures. Le marché de l'immobilier et le secteur de la construction ont entamé une phase de redressement progressif. Dans ce contexte, la qualité des actifs des banques luxembourgeoises s'est globalement stabilisée.

Le ratio des prêts non performants (*non-performing loans, NPLs*) pour l'ensemble des contreparties est resté stable au cours de l'année 2025 pour s'élever au quatrième trimestre à 1,36 % (graphique 3.30). Le niveau de ce ratio demeure inférieur à la moyenne affichée pour les pays de l'Union européenne (1,8 %).

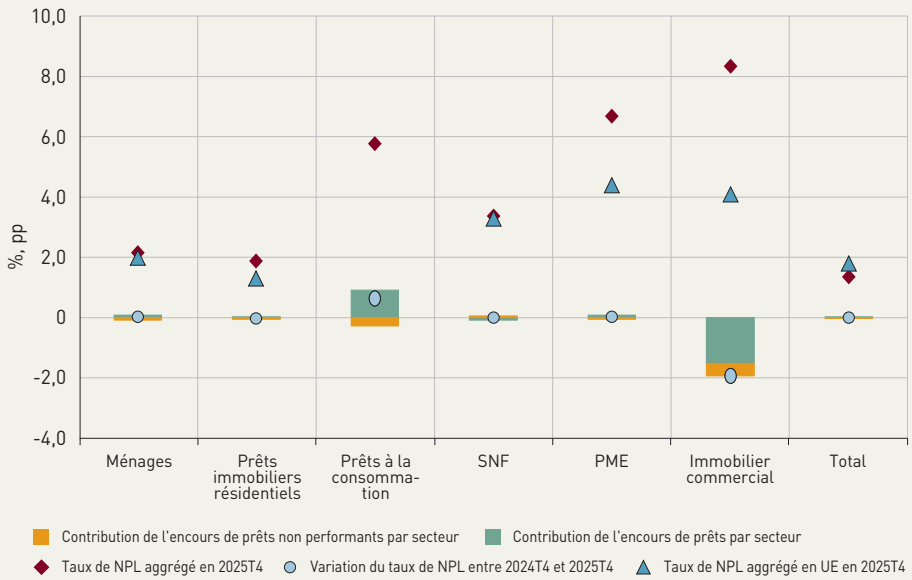
Pour les ménages, le ratio des prêts non performants pour l'ensemble des crédits est également resté stable par rapport à l'année 2024 avec une progression marginale de 0,02 p.p. pour s'élever à 2,2 % en 2025T4. Pour les crédits immobiliers, le taux a atteint 1,9 % en fin d'année 2025, soit un niveau supérieur de 0,6 p.p. à la moyenne européenne.

Le taux de NPLs des SNF est également resté stable au cours de l'année 2025, et s'élevait à 3,4 % au quatrième trimestre. Si le taux de NPLs pour les crédits accordés aux PME n'a pas connu de fortes évolutions tout au long de l'année (+0,05 p.p.), il a enregistré une baisse significative pour le secteur de l'immobilier commercial (-1,9 p.p.). Toutefois, les niveaux des NPLs de ces deux secteurs demeurent relativement élevés avec des ratios respectivement à 6,7 % et 8,4 % à la fin de l'année 2025. Cependant, compte tenu de la taille limitée des encours de crédits pour ces deux contreparties, les taux de défauts observés en 2025 ne sont nullement un facteur d'amenuisement de la résilience du secteur bancaire dans son ensemble.

[20] L'échantillon utilisé dans cet encadré couvre l'ensemble des banques domiciliées au Luxembourg ainsi que leurs branches à l'étranger.

Graphique 3.30 :

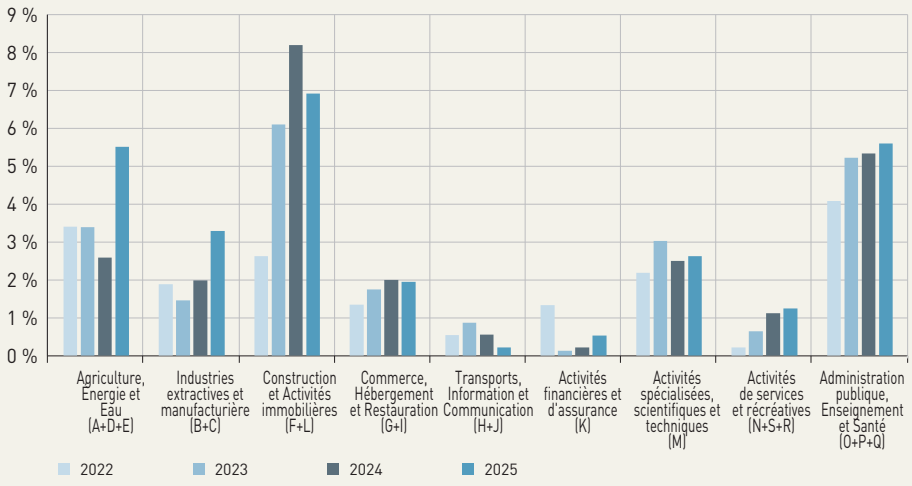
Évolution des ratios de prêts non performants par secteur économique en 2024 T4 et 2025 T4



Sources : CSSF et ABE, calculs BCL pour le Luxembourg.

Graphique 3.31 :

Ratios de prêts non performants des banques luxembourgeoises selon la classification NACE



Sources : CSSF, calculs BCL. Période : 2022T4-2025T4. Note : la mise en œuvre du « paquet bancaire » en janvier 2025 a conduit à des modifications de reporting réglementaires pouvant affecter les calculs pour les années précédentes.

Le graphique 3.31 présente la ventilation des prêts non performants des SNFs selon la nomenclature de l'activité sectorielle.

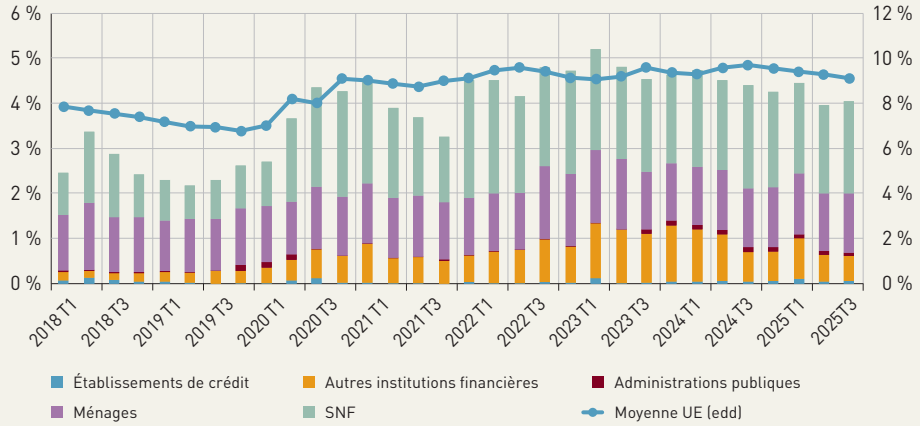
En 2025, les sociétés non financières actives dans les secteurs de la Construction et des Activités immobilières ont subi davantage la faible activité sur le marché de l'immobilier malgré des premiers signes d'amélioration. Le Statec a dénombré 226 faillites en 2025 dans ces deux secteurs, soit une baisse de 12 %. L'amélioration de la situation financière des entreprises de ces deux secteurs s'est traduite par une baisse du taux de NPLs, lequel a atteint 6,9 % en fin d'année 2025, soit -1,5 p.p. en comparaison avec l'année 2024.

L'analyse des prêts non performants peut être complétée par le suivi de l'évolution à la fois de la dépréciation des actifs et des encours de crédit ayant fait l'objet d'une renégociation.

En 2025T4, l'encours des crédits affecté au stage 2 avait atteint 4 % des encours de crédits évalués au coût amorti (graphique 3.32). Ce montant a légèrement baissé (-0,36 p.p.), notamment suite à la diminution des encours de crédits en stage 2 des « Autres institutions financières » (-0,11 p.p.) et des SNFs (-0,25 p.p.). Quant aux encours de crédits accordés aux ménages affectés au stage 2, ils affichaient un état stable au cours de l'année 2025.

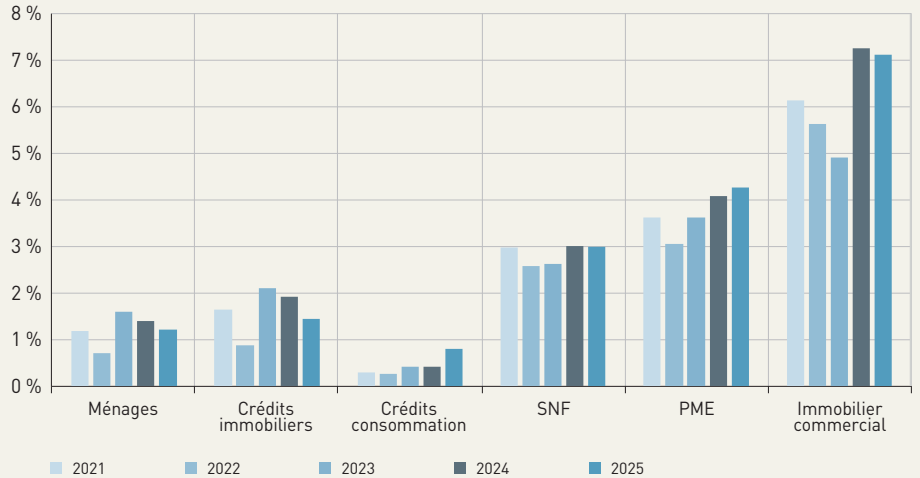
Le graphique 3.33 révèle que la part des emprunts renégociés par les ménages a diminué en 2025 pour s'élever à 1,2 % de l'encours de crédit, contre 1,4 % en 2024. La baisse du taux de renégociation a concerné principalement les crédits immobiliers dont la part renégociée a diminué de 0,2 p.p. en 2025. En 2025, la part des crédits renégociés par les entreprises non financières est restée stable avec un taux de 3 % de l'encours de crédit. Toutefois, les taux de crédits aux PME renégociés ont progressé de +0,2 p.p. en 2025 pour s'élever à 4,3 % en fin d'année.

Graphique 3.32 :
Décomposition de l'encours total de crédit de catégorie stage 2 par secteur économique au Luxembourg : 2018T1-2025T4



Sources : CSSF, calculs BCL.

Graphique 3.33 :
Parts des crédits aux ménages et aux sociétés non financières renégociés au Luxembourg : 2021T4-2025T4



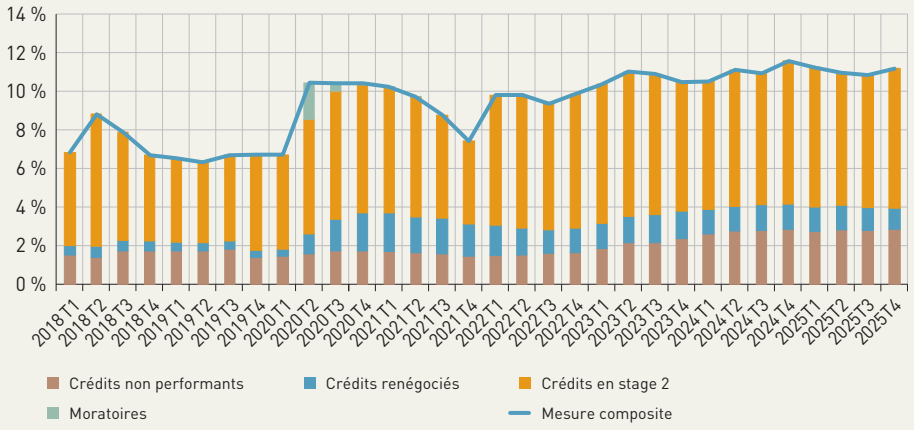
Sources : CSSF, calculs BCL.

Enfin, le graphique 3.34 résume l'information véhiculée par les différentes mesures de la qualité de l'actif selon un indicateur composite de la vulnérabilité des crédits accordés au secteur privé non financier à la manière de l'ABE[21]. L'indicateur reflète le rapport entre la somme des crédits non performants, des crédits renégociés performants, des crédits en stage 2 et des moratoires performants[22] et l'encours de l'ensemble des crédits accordés au secteur privé non financier.

Il ressort que le montant des crédits vulnérables est en progression depuis la fin de l'année 2021. Après les progressions enregistrées au cours des années 2023-2024, l'année 2025 fut caractérisée par une baisse des crédits vulnérables, en dépit

21 Voir Autorité bancaire européenne (2019). EBA Report on NPLs : progress made and challenges ahead. Graphique 33, page 43
22 Les données de moratoires sont issues de la collecte harmonisée de l'ABE (« EBA GL/2020/07 templates »).

Graphique 3.34 :
Mesure composite de la vulnérabilité des crédits au secteur privé non financier au Luxembourg (%)



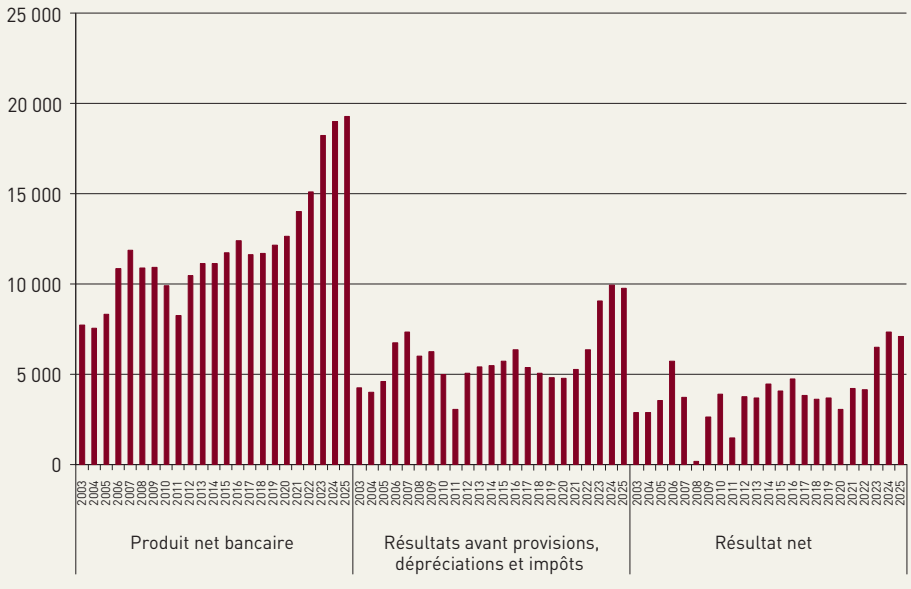
Sources : CSSF ; calculs BCL. Période 2018T1-2025T4. Contreparties domestiques et non domestiques.

de la légère augmentation en fin d'année pour atteindre 11,1 %. La progression de cet indicateur au dernier trimestre s'explique par l'augmentation sensible des crédits en stage 2 et des NPLs, notamment des sociétés non financières. Cependant, compte tenu du niveau élevé des capacités de résilience du secteur bancaire luxembourgeois dans son ensemble, cette progression des crédits vulnérables apparaît, à ce stade, tout à fait gérable.

1.4.3 Résultats et indicateurs de rentabilité

En 2025, l'ensemble des résultats de l'exercice s'est inscrit à la baisse, tandis que le produit net bancaire s'est inscrit en hausse. Ainsi, le résultat net bancaire agrégé a enregistré une baisse annuelle marquée de 3,5 % pour s'établir à 7,1 milliards d'euros en 2025 (graphique 3.35).

Graphique 3.35 :
Évolution des principaux soldes du compte de profits et pertes (en millions d'euros)

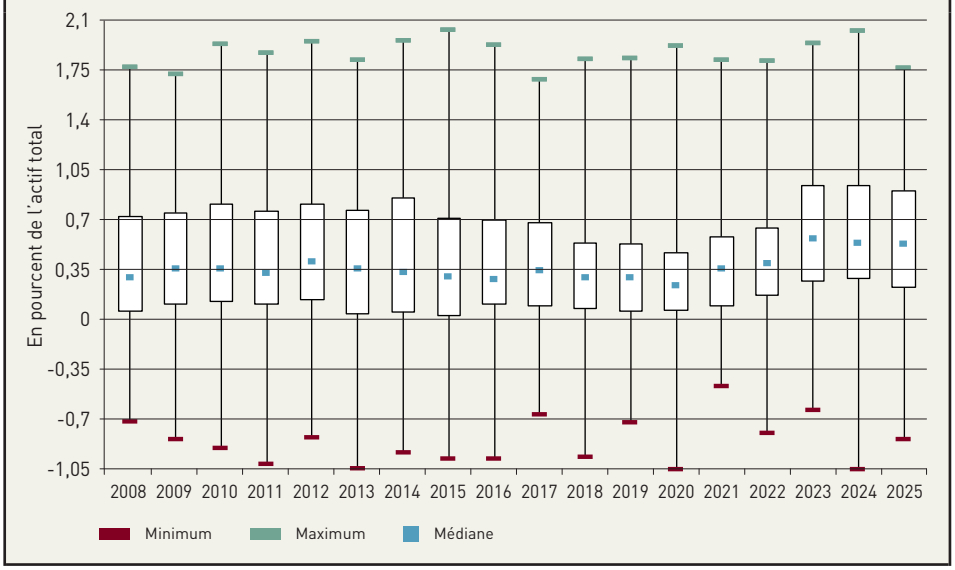


Sources : CSSF, calculs BCL.

Les principaux indicateurs de rentabilité illustrés par les graphiques 3.36 et 3.37 ci-dessous confirment l'importance du rendement généré par le secteur bancaire luxembourgeois en 2025. Le rendement des actifs, mesuré par le rapport du résultat net sur l'actif total, est passé de 0,77 % en 2024 à 0,73 % en 2025 sous l'effet conjugué d'une baisse de la marge nette d'intérêt et d'une légère augmentation du volume d'activité. Le rendement sur fonds propres s'est établi à 9,5 % en 2025 contre 11 % l'année précédente.

Les projections réalisées pour les années 2026-2027 laissent présager une relative stabilité de la profitabilité bancaire autour de 9,5 %.

Graphique 3.36 :
Rendement sur actifs (en pourcentage de l'actif total)



Sources : CSSF, calculs BCL.

1.4.4 Prospective de la profitabilité bancaire au Luxembourg

Cette section décrit les résultats issus des régressions adoptées pour la prévision de la profitabilité du secteur bancaire (*Return on Equity*-RoE) pour les années 2026 et 2027. L'approche adoptée repose sur l'estimation et la projection des principaux soldes intermédiaires du compte de pertes et profits (revenus nets d'intérêt, revenus nets de frais et de commission, autres revenus nets et les provisions). Ces soldes intermédiaires sont expliqués par des variables spécifiques aux banques et par des agrégats macroéconomiques[23]. Les modèles en panel à effets fixes estimés sont de la forme :

$$I_{i,t} = \alpha + \delta I_{i,t-1} + \beta X_{i,t-1} + \gamma C_t + u_{i,t}$$

avec $u_{i,t} = \mu_i + v_{i,t}$

où $I_{i,t}$ est une source de revenu de la banque i à la période t, $X_{i,t-1}$ un ensemble de variables spécifiques aux banques observées à la période $t-1$, C_t un ensemble de variables macroéconomiques, μ_i un effet fixe et $v_{i,t}$ une perturbation résiduelle. Les variables spécifiques aux banques permettent de tenir compte de leurs propres caractéristiques, telles que leurs modèles d'affaires et leurs structures bilancielles. Les variables macroéconomiques sont la croissance du PIB réel de la zone euro, les taux d'intérêt à court terme (Euribor 3-mois), l'écart entre les taux d'intérêt à court et à long terme et les rendements du marché des actions (Euro Stoxx 50).

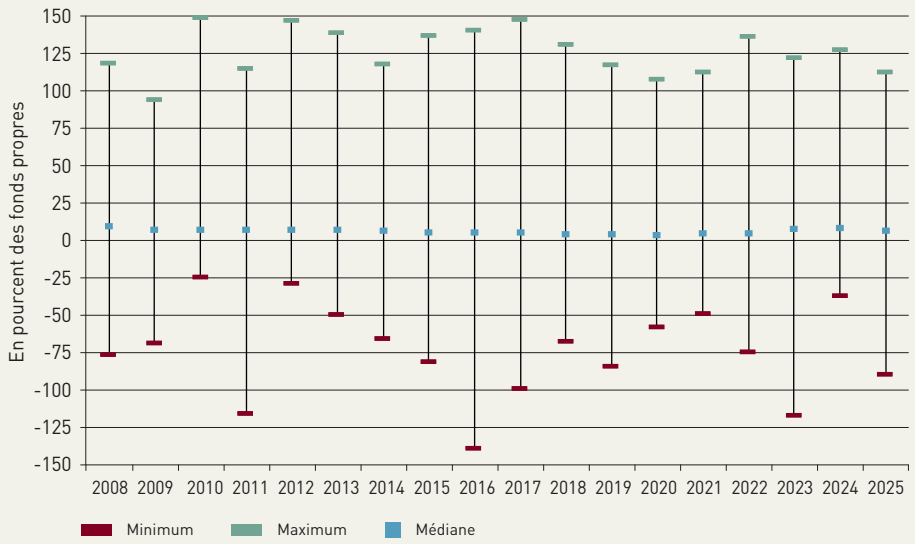
L'exercice de projection s'appuie sur le scénario central des projections macroéconomiques de la BCE du mois de mars 2026[24]. Les taux d'intérêt à 3 mois sont issus des contrats à terme. Ils progresseraient de 0,1 p.p. en 2026 par rapport au niveau de 2025 pour atteindre 2,3 %, puis augmenteraient de nouveau en 2027 pour atteindre 2,6 %. Quant aux taux des obligations souveraines à dix ans de la zone euro, ils resteraient stables à 3,3 % en 2026 et augmenteraient à 3,5 % en 2027.

L'agrégation des projections obtenues permet l'estimation des rendements des fonds propres (RoE) agrégée des banques luxembourgeoises. Selon ces résultats, les rendements des fonds propres des

[23] Les projections reposent sur l'hypothèse que les fonds propres, l'actif total et certains éléments résiduels du compte de pertes et profits évoluent avec la croissance du PIB en zone euro sur l'horizon de la projection. De manière similaire, les coûts opératoires augmentent au même rythme que l'inflation au Luxembourg sur les deux prochaines années.

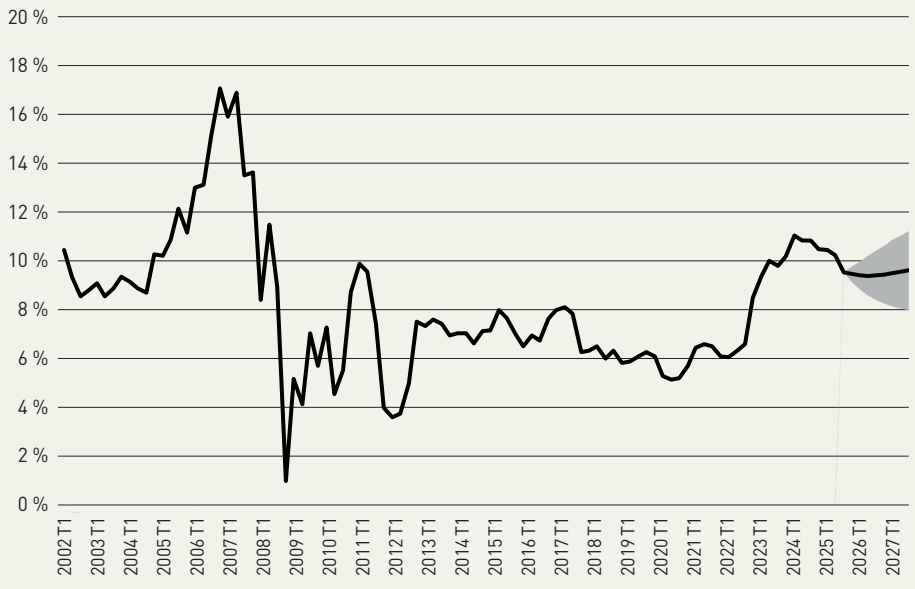
[24] ECB (2026). ECB staff macroeconomic projections for the euro area.

Graphique 3.37 :
Rendement sur fonds propres (en pourcentage des fonds propres)



Sources : CSSF, calculs BCL.

Graphique 3.38 :
Projection de la rentabilité des fonds propres (RoE) des banques luxembourgeoises



Sources : BCL ; Calculs BCL. Projection de 2025T1 à 2026T4

banques devraient baisser de -0,1 p.p. en 2026, soit un RoE de 9,4 %, puis progresser légèrement en 2027 pour s'élever à 9,6 % (graphique 3.38).

Par ailleurs, les projections des soldes intermédiaires suggèrent que la contribution estimée des revenus nets d'intérêt à la variation du RoE en 2026 s'élèverait à -0,1 p.p. et à +0,2 p.p. en 2027 en raison des hypothèses de taux d'intérêt dans le scénario central de la BCE. Quant aux revenus issus des commissions, ils contribueraient positivement à la variation du RoE d'environ 0,8 p.p. en 2026 et de 0,5 p.p. en 2027. Enfin, il ressort des estimations que la légère augmentation des provisions réduirait le rendement des fonds propres de -0,3 p.p. en 2026 et -0,01 p.p. en 2027.

Il est, néanmoins, important de rappeler que ces projections sont entourées de fortes incertitudes notamment au regard de la progression des risques géopolitiques au début d'année 2026.

1.5 LA SOLVABILITÉ

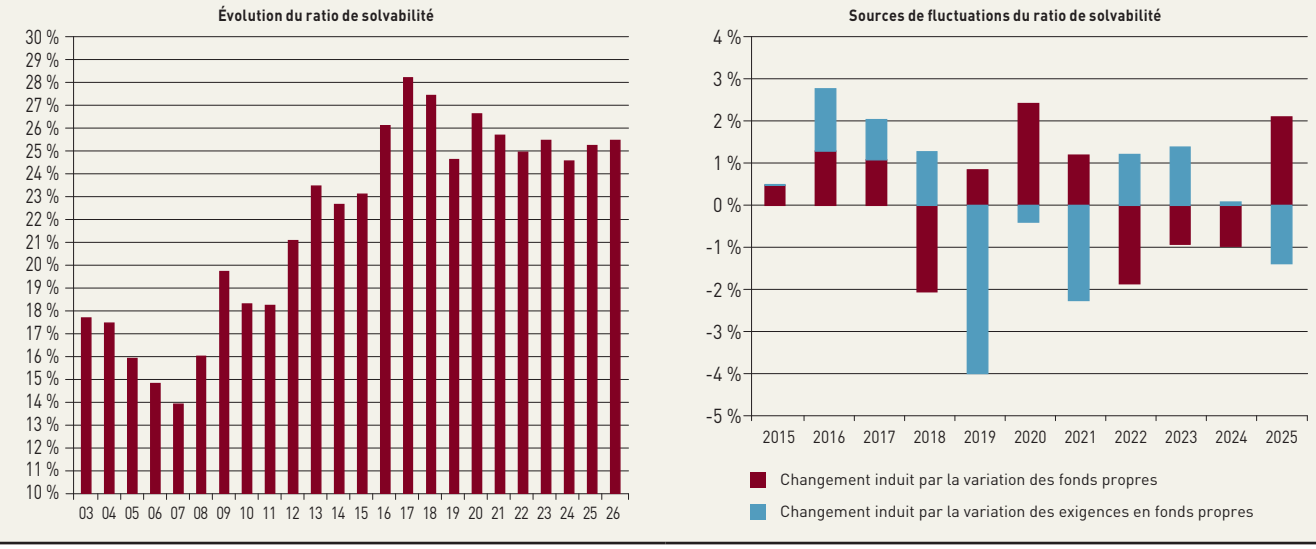
Suite à la mise en application du règlement UE 575/2013 (Capital Requirements Regulation – CRR), les établissements de crédit sont tenus de respecter les trois ratios de solvabilité (CET1, Tier 1 et de fonds propres). En outre, les établissements de crédit luxembourgeois sont tenus de maintenir un coussin de conservation de fonds propres de base de catégorie 1, de sorte que les exigences minimales pour les ratios de fonds propres totaux et de catégorie 1 s'établissent à respectivement 10,5 % et 8,5 %. Afin de renforcer leur résilience structurelle, un coussin de fonds propres est introduit pour les autres établissements de crédit d'importance systémique. Au niveau national, six banques ont été désignées comme autres établissements d'importance systémique

et sont tenues de se doter d'un coussin de fonds propres. De plus, les banques sont tenues de détenir un coussin de fonds propres contracyclique afin de limiter l'accumulation des risques cycliques induite par l'excès de crédits accordés aux agents économiques. En mars 2026, le Comité du risque systémique (CdRS) a recommandé à l'autorité désignée de maintenir le taux de coussin de fonds propres contracyclique à 0,5 %, qui fut introduit en 2021.

La plupart des établissements de crédit luxembourgeois disposent de fonds propres supérieurs aux niveaux requis. Ceci se traduit par des ratios de solvabilité nettement supérieurs aux minima réglementaires et se situant au-dessus des ratios moyens européens. Ainsi, les établissements de crédit luxembourgeois disposent globalement d'une capacité d'absorption additionnelle de pertes en cas de matérialisation de chocs adverses. Ce constat demeure valable sur la période 2025-2026. Il est conforté par les résultats des estimations du z-score pour l'ensemble des établissements de crédit luxembourgeois ainsi que par la dispersion des probabilités de défaut individuelles des banques. En effet, l'année 2025 a été caractérisée par une progression appréciable du z-score et une réduction significative des probabilités de défaut des établissements bancaires luxembourgeois (voir encadré 3.8).

Au niveau agrégé, le niveau du ratio de solvabilité pour l'ensemble des établissements de crédit a légèrement augmenté au cours de 2025 pour atteindre un niveau moyen de 25,3 % contre 24,6 % fin 2024 (graphique 3.39). En considérant les deux composantes du ratio de solvabilité, il est à relever, d'une part, une augmentation des fonds propres (8,6 %) contribuant pour 2,11 points de pourcentage à l'évolution positive du ratio et, d'autre part, une augmentation des actifs pondérés par le risque de 5,6 %, ayant un impact négatif de -1,38 points de pourcentage sur le niveau du ratio. Dans ce contexte, il est à noter que 44 % des établissements de crédit ont enregistré une augmentation de leur ratio de solvabilité par rapport à 2024. Le taux moyen de progression pour ces établissements a été de 21 %, tandis que les autres établissements ont affiché une diminution dont le taux moyen fut de -17 %. Cette hétérogénéité est aussi reflétée par la contribution du profit des établissements bancaires luxembourgeois à l'évolution de leurs ratios de solvabilité. Les données provisoires de solvabilité disponibles datent de fin

Graphique 3.39 :
Évolution et sources de fluctuation du ratio de solvabilité



Sources : CSSF, calculs BCL.

mars 2026. Il y a lieu de noter que ces données affichaient une légère tendance à la hausse du ratio de solvabilité (25,5 %).

Fin 2025, le ratio de solvabilité de base de catégorie 1 (Common Equity tier 1 - CET 1) des banques luxembourgeoises a atteint un niveau de 23,4 %, en légère augmentation par rapport à 2024. Quant aux deux composantes du ratio de solvabilité CET 1, il est à noter une augmentation des actifs pondérés par le risque de 5,6 % et des fonds propres CET 1 de 8,6 %. Au premier trimestre 2026, le ratio de solvabilité CET1 a légèrement augmenté pour s'élever à 23,8 % au 31 mars 2026.

Le niveau agrégé élevé de capitalisation se reflète également dans les données granulaires. Le graphique 3.42 illustre la distribution des ratios CET 1 des établissements de crédit. La distribution des ratios est caractérisée par une asymétrie positive. La médiane s'élevait à 27,9 % en fin décembre 2025 et 27,1 % fin mars 2026. Les premier et troisième quartiles de la distribution s'élevaient, respectivement à 20 % et 35,6 % fin 2025. Enfin, environ 87 % des établissements considérés présentaient un ratio CET 1 supérieur à 15 % pour les périodes sous revue. Toutefois, l'analyse granulaire des données révèle que quelques banques affichent un niveau de fonds propres à la limite des exigences réglementaires et ne disposent pas de suffisamment de coussins de capitaux volontaires pour faire face à la matérialisation de chocs économiques et/ou financiers (voir encadré 3.7).

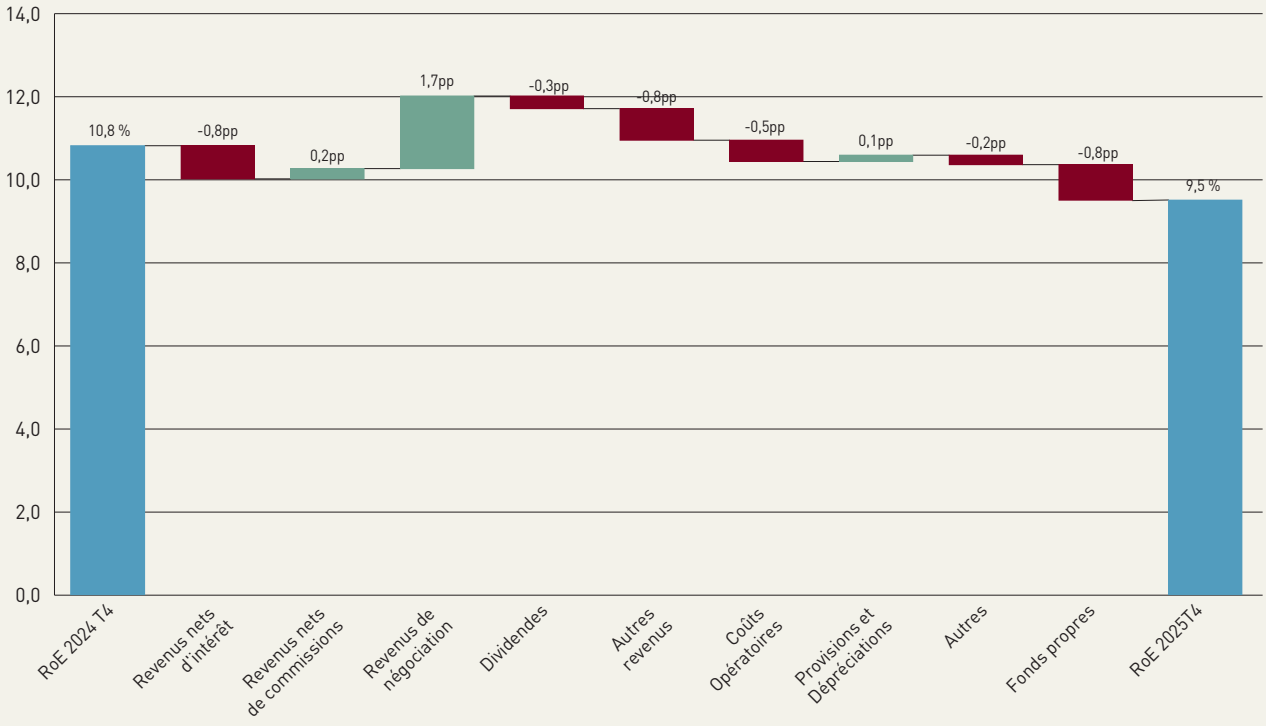
Encadré 3.7 :

PROFITABILITÉ BANCAIRE ET RÉSILIENCE

La profitabilité du secteur bancaire constitue un enjeu pour la stabilité financière et pour la croissance économique dans la mesure où la profitabilité demeure la « première ligne de défense » des banques en cas de matérialisation de chocs négatifs. En effet, des niveaux élevés de profitabilité permettent aux banques d'accroître leurs fonds propres par le biais des bénéfices non distribués et en attirant de nouveaux investisseurs sur la valeur de leurs actions. La baisse tendancielle de la profitabilité pourrait à l'opposé se traduire par une érosion progressive des fonds propres et contraindre les établissements bancaires à limiter leurs flux de crédits à l'économie et réduire leur résilience en cas de chocs futurs[25].

L'augmentation rapide et prononcée en 2022 et 2023 des taux d'intérêt dans la zone euro avait favorisé le rebond significatif de la profitabilité bancaire au Luxembourg, via l'augmentation des marges d'intérêt. Cet impact positif s'est poursuivi en 2024. En 2025, la profitabilité bancaire s'est finalement inscrite en baisse de 1,3 p.p. par rapport à la fin de 2024 pour atteindre 9,5 % au quatrième trimestre 2025. Les données du compte de pertes et profits révèlent notamment une contraction des revenus nets d'intérêt en 2025 de 5,2 %, par rapport à la fin de l'année 2024. En 2025T4, les revenus nets d'intérêt ont contribué négativement (-0,8 p.p.) à la rentabilité des fonds propres (graphique 3.40). Les revenus de frais et de commissions affichaient une légère progression en glissement annuel ; ils ont contribué ainsi positivement à l'augmentation de la rentabilité des fonds propres à hauteur de 0,2 p.p. en 2025.

Graphique 3.40 :
Décomposition de l'évolution de la rentabilité des fonds propres (RoE) des banques luxembourgeoises : 2024T4-2025T4



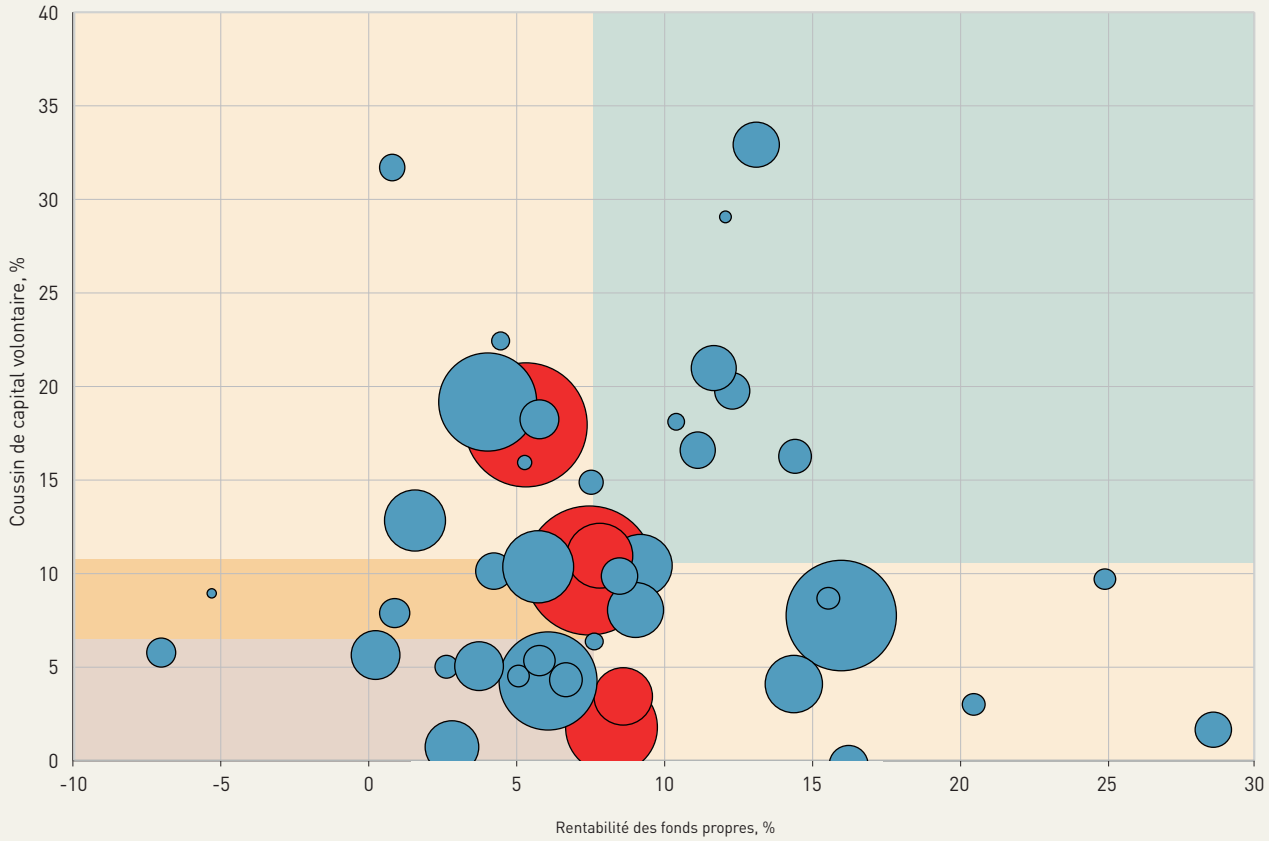
Sources : CSSF, calculs BCL.

25 Une profitabilité faible pourrait se traduire également par une prise de risques excessive et affecter à terme la stabilité financière à long terme.

Bien que le secteur bancaire luxembourgeois soit résilient dans son ensemble avec un ratio de capital CET1 élevé, des poches de vulnérabilités existent au niveau individuel. Le graphique 3.41 illustre les performances des banques en matière de rentabilité des fonds propres et de constitution de coussins de capitaux au-delà des ratios requis. Il ressort que deux établissements disposent de peu de coussins de fonds propres volontaires pour atteindre le seuil du montant maximal distribuable[26] requis, en-dessous duquel des restrictions de distributions de dividendes s'imposeraient.

Graphique 3.41 :

Coussin de capital volontaire et rentabilité des fonds propres en 2025T4 (banques de détail en rouge)

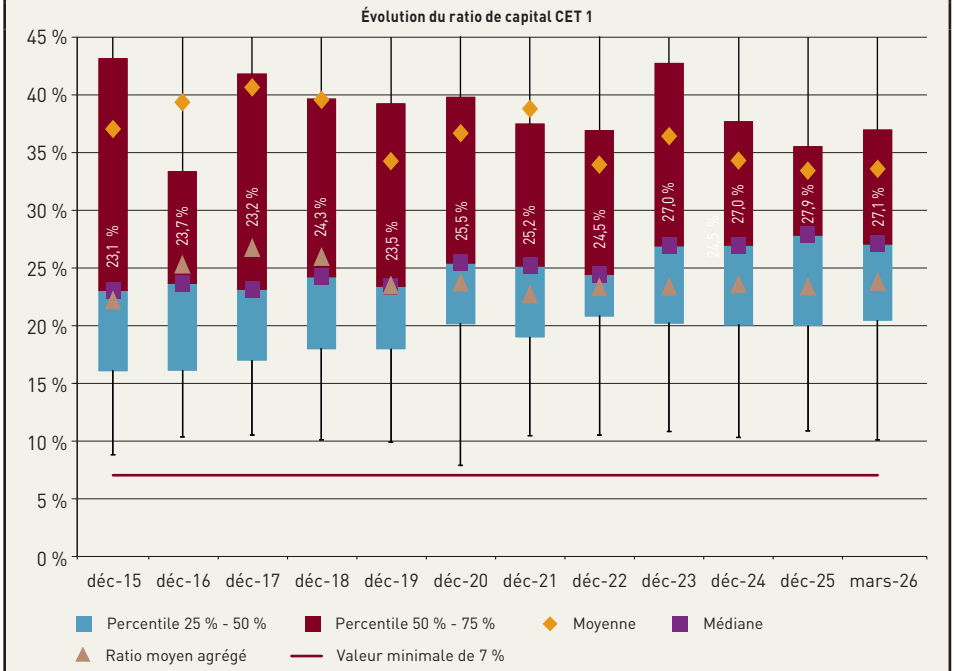


Sources : CSSF ; calculs BCL. La zone rouge (à gauche) affiche la position des banques dont la rentabilité des fonds propres est inférieure à 12 % (8 % plus un coussin de capital de 4 %). Le coussin volontaire est défini comme le capital CET1 supérieur à l'exigence de capital minimal.

[26] En anglais « Maximum Distributional Amount (MDA) threshold ».

Sur base du tableau 3.13, il est à constater que les banques de taille faible et moyenne maintiennent des ratios de solvabilité CET 1 supérieurs aux établissements de crédit de taille importante. Les établissements de crédit dont les encours bilanciels dépassent 10 milliards d'euros affichaient un ratio médian de 23,5 % fin 2024 et 23,7 % au premier trimestre 2026, tandis que le ratio de ceux avec des encours inférieurs à 10 milliards d'euros oscillaient autour des 30 % fin décembre 2025 et entre 27,2 et 33,8 % fin du premier trimestre 2026.

Graphique 3.42 :
Distribution du ratio de solvabilité CET1



Sources : CSSF, calculs BCL.

Tableau 3.13 :
Distribution du ratio de solvabilité CET1

SOMME DE BILAN (€ MILLIONS)	12-2019			12-2020			12-2021			12-2022			12-2023			12-2024			12-2025		
	NOMBRE	RATIO CET 1 MÉDIAN	% SOMME DE BILAN	NOMBRE	RATIO CET 1 MÉDIAN	% SOMME DE BILAN	NOMBRE	RATIO CET 1 MÉDIAN	% SOMME DE BILAN	NOMBRE	RATIO CET 1 MÉDIAN	% SOMME DE BILAN	NOMBRE	RATIO CET 1 MÉDIAN	% SOMME DE BILAN	NOMBRE	RATIO CET 1 MÉDIAN	% SOMME DE BILAN	NOMBRE	RATIO CET 1 MÉDIAN	% SOMME DE BILAN
>= 10 000	13	21,4 %	67 %	15	23,7 %	72 %	18	21,7 %	77 %	16	22,6 %	72 %	15	22,3 %	73 %	14	23,1 %	72 %	15	23,5 %	73 %
>= 2 500 et < 10 000	24	22,5 %	25 %	21	24,6 %	21 %	21	25,2 %	18 %	23	24,3 %	22 %	24	24,3 %	22 %	23	23,8 %	22 %	23	30,3 %	22 %
>= 500 et < 2 500	28	23,6 %	7 %	28	26,4 %	7 %	24	25,4 %	5 %	23	23,9 %	6 %	20	29,7 %	5 %	20	32,4 %	5 %	17	31,0 %	4 %
< 500	19	45,6 %	1 %	20	37,5 %	1 %	16	44,0 %	1 %	14	37,8 %	0 %	13	46,5 %	1 %	12	38,3 %	1 %	12	29,1 %	1 %
Ratio médian	23,5 %			25,5 %			25,2 %			24,5 %			27,0 %			27,0 %			27,9 %		

Sources : CSSF, calculs BCL.

Quant au ratio Tier 1 agrégé, il s'élevait à 24,2 % en 2025, contre 23,5 % en 2024. Il est à noter que le poids des fonds propres qualifiés de Tier 1 des banques représentait 96 % de l'ensemble des fonds propres disponibles en 2025 ; ce poids demeure stable par rapport à 2024. En décembre 2025, la différence entre le ratio Common Equity Tier 1 et le ratio Tier 1 ne représentait que 76 points de base, traduisant à la fois l'utilisation limitée des instruments de fonds propres additionnels par les banques luxembourgeoises et la prépondérance des éléments de fonds propres de qualité supérieure. Au premier trimestre 2026, le ratio de solvabilité Tier 1 agrégé a légèrement augmenté pour s'élever à 24,4 %.

Quant à la composition des exigences en matière de fonds propres, les expositions faisant l'objet de risques de crédit, avec une part relative de 86 %, demeuraient le facteur déterminant du dénominateur du ratio de solvabilité.

Encadré 3.8 :

L'INDICE Z-SCORE ET LA PROBABILITÉ THÉORIQUE DE DÉFAUT DES BANQUES LUXEMBOURGEOISES : INDICATEURS DE STABILITÉ FINANCIÈRE

Le z-score est une mesure très répandue pour l'évaluation de la santé financière des établissements bancaires. L'attractivité de cet indice réside dans son lien étroit avec la probabilité d'insolvabilité d'une banque, c'est-à-dire la probabilité que la valeur de ses actifs soit insuffisante pour couvrir le remboursement du passif contracté.

Le z-score demeure une approximation de l'indicateur reflétant la distance par rapport au seuil de défaillance (DD)[27] d'une banque ou d'une société quelconque. La différence fondamentale entre le z-score et la DD est plutôt d'ordre statistique. Elle se situe dans la nature des données exploitées pour l'évaluation de la solidité financière des banques. Dans ce cadre, le z-score est une mesure conservatrice qui s'appuie exclusivement sur des informations bilancielles historiques, tandis que la DD requiert une combinaison de données de marché et de bilan des banques. En d'autres termes, la distance par rapport au défaut (DD) est reflétée par le nombre d'écarts-types qui sépare la valeur de marché des actifs d'un établissement bancaire de la valeur comptable de ses dettes. En l'absence de cotations boursières pour certains établissements, le z-score représente un substitut approprié pour évaluer la solidité financière du secteur bancaire dans son ensemble et/ou des banques de manière individuelle. Par ailleurs, il peut être complété par le recours à d'autres indicateurs, tels que les indices de vulnérabilité, les ratios macroprudentiels ou encore la modélisation des répercussions des chocs économiques ou financiers sur l'activité bancaire dans le cadre des stress-tests.

Le z-score est défini comme étant la mesure, en nombre d'écarts-types, de la baisse du taux de rendement bancaire aboutissant à une absorption complète des fonds propres. Ainsi, si la valeur du z-score est élevée, le risque de défaillance devrait être assez faible. *A contrario*, le rapprochement du z-score de la valeur de l'écart-type du rendement des actifs est une indication d'une probabilité de défaut élevée de la banque en question.

Le z-score se présente sous la forme suivante :

$$z_{it} = \frac{k_i + \mu_i}{\sigma_i},$$

où (k) représente le ratio des fonds propres de chaque banque, (μ) est la moyenne mobile selon une fenêtre glissante de huit trimestres des rendements des actifs de chaque banque, approximé par le rapport entre le profit après impôts et l'actif total, tandis que (σ) reflète la volatilité du rendement des actifs estimée avec une fenêtre glissante de huit trimestres.

Une fois les résultats du z-score calculés, les probabilités théoriques de défaut relatives à chaque période sont estimées par l'intermédiaire de la formule suivante :

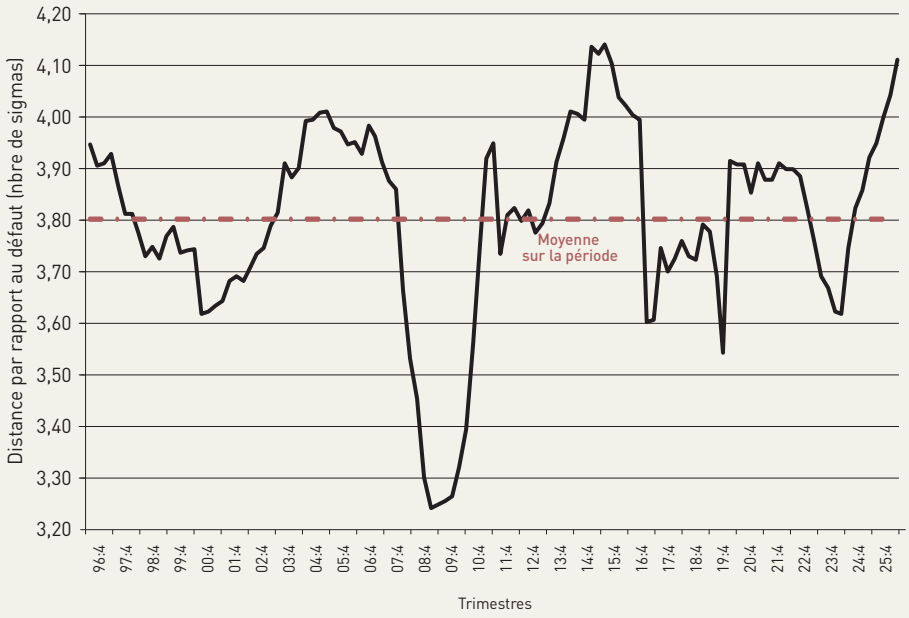
$$PoD_{it} = N(-z_{it}),$$

[27] DD: *Distance to default*. La construction de cet indicateur se base sur le modèle de Merton, lequel est fondé sur la théorie des options (voir Merton, R. (1974) : On the Pricing of Corporate Debt: the Risk Structure of Interest Rate ; *Journal of Finance*, Vol. 29, n° 2, pp. 449-470).

où (*N*) est la fonction de répartition d'une variable normale centrée et réduite.

Pour les besoins de l'analyse, le secteur bancaire luxembourgeois est représenté par l'ensemble des banques et filiales de groupes bancaires étrangers actives durant la période 1996T4 - 2025T4. Les banques disparues suite à des processus de fusions-acquisitions ou à des fermetures de filiales au cours de cette période sont donc exclues de l'échantillon couvert, tandis que les nouveaux entrants sont inclus sous réserve de la disponibilité d'un minimum de données requises, en

Graphique 3.43 :
L'indice logarithmique du z-score des banques luxembourgeoises : 1996T4-2025T4

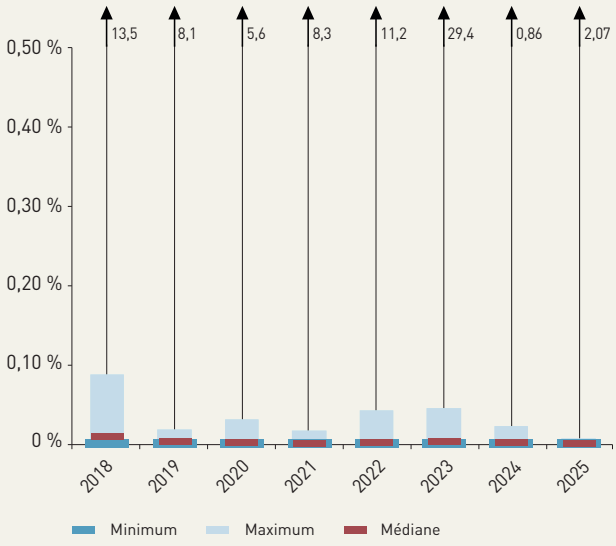


Sources : CSSF, calculs et estimation BCL.

Graphique 3.44 :
Dispersion du z-score des banques luxembourgeoises sur la période 2018-2025



Graphique 3.45 :
Dispersion des probabilités de défaut des banques luxembourgeoises sur la période 2018-2025



Source : BCL.

l'occurrence huit trimestres de disponibilité de données. L'analyse est conduite sur des données en panel à fréquence trimestrielle. La valeur des variables utilisées pour le calcul de l'indice z-score est une moyenne calculée pour chaque banque en adoptant une fenêtre glissante fixée à huit trimestres. L'évolution temporelle de l'indice z-score agrégé est reflétée par la moyenne de l'ensemble des observations disponibles au cours d'un trimestre donné. Le graphique 3.43 illustre les résultats agrégés obtenus.

D'une manière générale, les variations de l'indice agrégé z-score sont caractérisées par une évolution plutôt cyclique. Toutefois, le niveau enregistré au cours de la période 2019-2021 a été caractérisé par une très grande stabilité comparativement aux périodes précédentes. Cet épisode de stabilité s'est estompé et la tendance affichée en 2022 et 2023 était orientée à la baisse. Depuis le début de l'année 2024, le z-score a affiché une progression constante et son niveau à la fin de l'année 2025 s'écarte sensiblement de sa moyenne historique. Ceci s'explique par l'importante progression de la profitabilité des banques, mais également de leurs fonds propres.

La tendance ascendante affichée depuis le début de l'année 2024 du niveau du z-score est reflétée par l'étroitesse des disparités des probabilités de défaut individuelles des établissements de crédit et par la baisse de leurs niveaux comparativement aux résultats des périodes antérieures aux années 2024-2025. Les graphiques 3.44 et 3.45 présentent conjointement le résumé de la dispersion des z-scores trimestriels des banques et celui de leurs probabilités de défaut pour la période 2018-2025.

Néanmoins, il ressort de l'analyse que le niveau maximum de cette probabilité en 2025 est en hausse de plus de 1 point de pourcentage par rapport au niveau enregistré en 2024. Toutefois, cette hausse du niveau maximum est limitée à une seule banque de petite taille. Autrement dit, l'exclusion de cette donnée se traduirait par une stabilité très appréciable des probabilités de défaut à des niveaux très proches de zéro. En outre, la stabilité des probabilités de défaut de la plupart des établissements bancaires luxembourgeois en 2025 reflète un environnement plutôt favorable aux marges d'intérêts bancaires, mais également à la poursuite de la reprise économique entamée en 2024. Ces éléments sont un facteur contributeur à la résilience et à la stabilité financière. Par ailleurs, les scores des établissements bancaires luxembourgeois de tailles systémiques sont plutôt appréciables dans la mesure où elles disposent de suffisamment de coussins de capitaux propres et le taux de leur profitabilité en 2025 est plutôt très réconfortant. Néanmoins, la nouvelle guerre au Moyen-Orient véhicule des risques très importants pour les économies européennes et pour leurs secteurs bancaires. La poursuite d'une telle guerre affecterait davantage l'approvisionnement en produits d'énergie et les secteurs les plus exposés au coût de l'énergie. Une telle évolution se traduirait par un rebond de l'inflation, mais également la croissance économique globale et par ricochet les performances du secteur bancaire.

Les résultats issus du z-score sont relativement compatibles avec les résultats obtenus par l'indicateur de fragilité bancaire (FSB). Celui-ci mesure la probabilité qu'au moins deux banques fassent défaut simultanément. Cette probabilité est estimée en combinant les probabilités marginales de détresse, issues d'un modèle « structurel » de risque de crédit[28] (CIMDO[29]) et du modèle généralisé à facteurs dynamiques[30]. Cette démarche permet d'appréhender le risque induit par des évènements peu fréquents affectant les portefeuilles d'actifs bancaires de manière dynamique.

L'indice FBS est construit pour un échantillon de 34 banques domiciliées au Luxembourg sur la période 2004M1- 2026M3 ainsi que 30 groupes bancaires européens auxquels elles sont affiliées. Afin de tenir compte des liens entre les établissements de crédit luxembourgeois et leurs maisons-mères, l'indice FBS est calculé sur la base d'un échantillon constitué des cinq banques les plus importantes et pondéré par la taille de leurs bilans. Si la collecte des données permet une

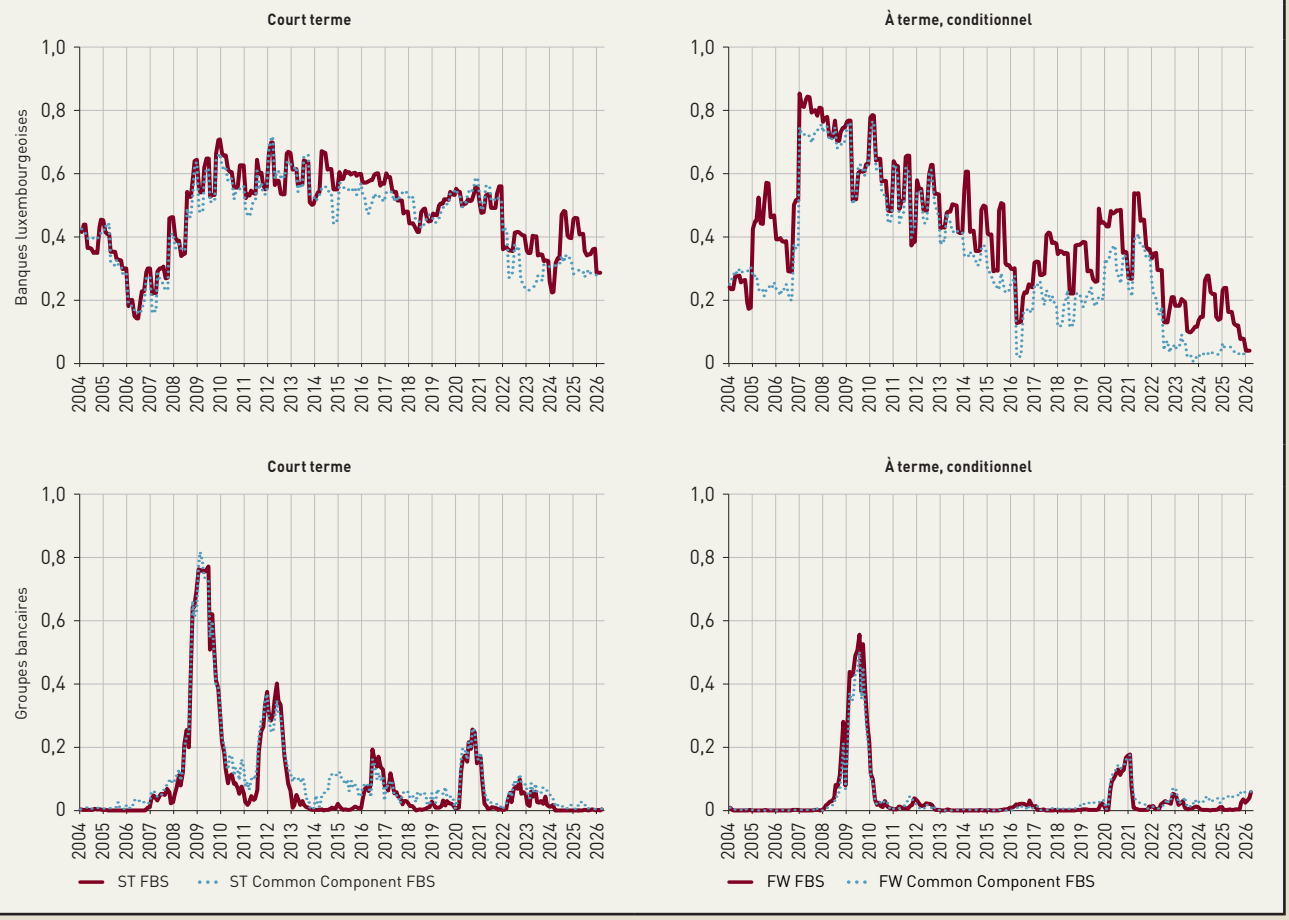
[28] Delianedis, G., Geske, R., (2003) : "Credit Risk and Risk Neutral Default Probabilities: Information about Rating Migrations and Default", Working Paper, University of California at Los Angeles.
[29] Segoviano, M., (2006) : "Consistent Information Multivariate Density Optimization Methodology", FMG Discussion Papers #557.
[30] Forni M., M. Hallin, M. Lippi and L. Reichlin, (2000):"The Generalized Dynamic-factor Model: Identification and Estimation", The Review of Economics and Statistics, 82, pp. 540-554.

analyse des groupes bancaires et des banques luxembourgeoises, il est important de préciser que les indices FBS calculés pour ces deux ensembles ne sont pas tout à fait comparables. Les estimations proposées pour les banques domestiques sont effectuées sur la base des valeurs bilancielles, car elles ne sont pas cotées sur le marché boursier. En outre, les probabilités de défaut sont « neutres au risque » et non pas de « véritables » probabilités de défaut. L'analyse qui suit se focalise uniquement sur les variations des indices et non pas sur leurs niveaux.

Outre l'indice FBS principal, l'analyse permet également de calculer la « composante commune » du FBS (CC FBS). Celle-ci est calculée de manière similaire à l'indice principal, à l'exception du fait qu'elle se base exclusivement sur des variables macroéconomiques et financières. L'indice CC FBS reflète donc l'impact de l'environnement macroéconomique et financier sur l'évolution du niveau de l'indice, alors que l'indice FBS intègre également la composante idiosyncratique.

Le graphique 3.46 présente l'indice FBS à court terme ainsi que la probabilité à terme conditionnée au fait qu'aucune banque n'a été en faillite pendant la première année. Il ressort de l'analyse que les indices FBS des banques luxembourgeoises se sont nettement améliorés en 2025. En revanche, l'indice FBS à terme estimé pour les groupes bancaires européens a légèrement augmenté, reflétant vraisemblablement la hausse du coût de la dette à long terme.

Graphique 3.46 :
Fragilité Bancaire Systémique (FBS) – Probabilité qu'au moins deux banques fassent défaut au même moment



Sources : CSSF, calculs BCL.

1.5.1 L'impact de la mise en œuvre d'un niveau plancher de fonds propres par le CRR pour les expositions des banques domestiques

L'objectif de cette section est d'évaluer l'impact de la mise en œuvre de nouvelles règles prudentielles en termes de pondérations pour le risque et d'exigences de fonds propres pour les banques domestiques exposées au marché de l'immobilier résidentiel.

Il y a lieu de rappeler que le « Paquet bancaire CRR III/CRD VI » est entré en vigueur le 9 juillet 2024 ; il s'applique à l'ensemble des établissements de crédit de l'Union européenne. Les États membres disposaient jusqu'au 10 janvier 2026 pour transposer la CRD VI dans leur droit national, tandis que l'application du règlement (CRR III) a été effective depuis le 1er janvier 2025. Ce Règlement a permis la mise en œuvre du dernier volet des réformes de Bâle III, en particulier en termes de risques de crédit et d'exigence d'un plancher de fonds propres[31] afin de limiter les écarts entre l'utilisation des modèles internes (IRB) et de l'approche standardisée. À l'horizon 2030, les pondérations pour le risque issues des modèles internes ne peuvent plus être inférieures à 72,5 %, un niveau imposé par l'approche standardisée. Le niveau plancher a été fixé à 50 % en 2025 ; il sera annuellement relevé par paliers de 5 p.p. jusqu'en 2029, puis de 2,5 p.p. en 2030[32]. L'entrée en vigueur du CRR III implique que les banques utilisant l'approche IRB devront réviser leur pondération pour le risque afin de converger, *in fine*, vers les niveaux issus de la nouvelle approche standardisée.

Afin d'isoler l'impact du CRR sur les pondérations des risques relatives aux expositions spécifiques à l'immobilier résidentiel, il est important de supposer que les nouveaux standards seraient neutres en termes d'exigences de fonds propres pour les autres catégories d'expositions, c'est-à-dire que leur adoption n'affecte que les pondérations de risques relatives aux expositions bilancielles des établissements bancaires à l'immobilier résidentiel. La nouvelle approche standard encadrant le traitement prudentiel des expositions garanties par une hypothèque sur un bien immobilier résidentiel a été revue afin de rendre les pondérations pour le risque davantage sensibles au niveau de risque mesuré par le ratio prêt-valeur (LTV). Dans ce contexte, la quantification de l'impact de cette nouvelle approche est décrite en trois étapes ci-après.

Le paragraphe 1 de l'article 125 du CRR III stipule que « pour une exposition garantie par un bien immobilier résidentiel [...], la part de l'exposition ne représentant pas plus de 55 % de la valeur du bien reçoit une pondération de risque de 20 % ». Par conséquent, la partie restante de l'exposition doit être pondérée à 75 %, un niveau identique à celui prévu pour les expositions vis-à-vis de la clientèle de détail non garanties. En outre, un crédit accordé avec un ratio LTV inférieur ou égal à 55 % est considéré comme étant entièrement garanti, et bénéficie d'une pondération de 20 %. Ainsi, la pondération totale des expositions aux crédits immobiliers consiste en la somme pondérée des poids attribués à la partie garantie et non garantie.

Les résultats issus de l'application de ces nouveaux standards sont basés sur une simulation à partir des données propres aux quatre plus grandes banques de détail au Luxembourg utilisant les modèles internes[33]. L'échantillon couvre près de 80 % de l'encours de crédits immobiliers accordés aux ménages en 2025Q4. Les données du LTV sur les encours de crédits sont issues de la collecte de la CSSF relative au second semestre 2025.

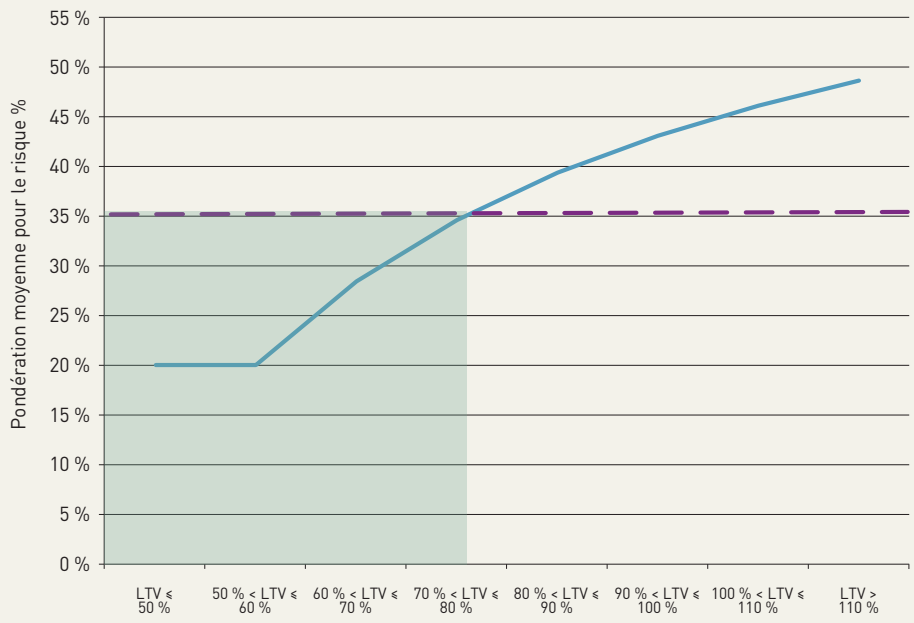
31 Article 92 CRR, tel que modifié au point 28 de la CRR III, page 30.
32 Article 465 CRR « Dispositions transitoires concernant le plancher de fonds propres » tel que modifié au point 237 de la CRR III, page 172.
33 Les simulations pour cet exercice 2026 ne proposent pas de résultats pour les banques utilisant l'approche standardisée étant donné que le « paquet bancaire » s'applique pour ces banques depuis le 1er janvier 2025, sans période transitoire.

L'approche adoptée pour la quantification de l'impact de la nouvelle régulation consiste en trois étapes. Dans une première phase, les valeurs marchandes moyennes des biens immobiliers mis en garantie par tranche de LTV sont déterminées. Dans une seconde étape, une séparation entre les montants garantis et non garantis selon la règle des 55 % pour chaque tranche de LTV est effectuée. Enfin, les pondérations prévues pour les parties garanties et non garanties de respectivement 20 % et 75 % sont estimées. La pondération moyenne issue des trois étapes précédentes est illustrée par le graphique 3.47.

Il ressort que la progression de la pondération moyenne suit une forme de fonction concave. Elle traduit une exigence croissante de fonds propres par rapport à l'évolution du niveau du LTV. Ainsi, une banque dont le LTV moyen pondéré de ses encours de crédits immobiliers est inférieur à 75 % aboutirait à une pondération moyenne pour le risque inférieure à 35 %, c'est-à-dire un niveau inférieur au seuil prévu jusqu'au 31 décembre 2024 par le CRR (rectangle vert sur le graphique)[34].

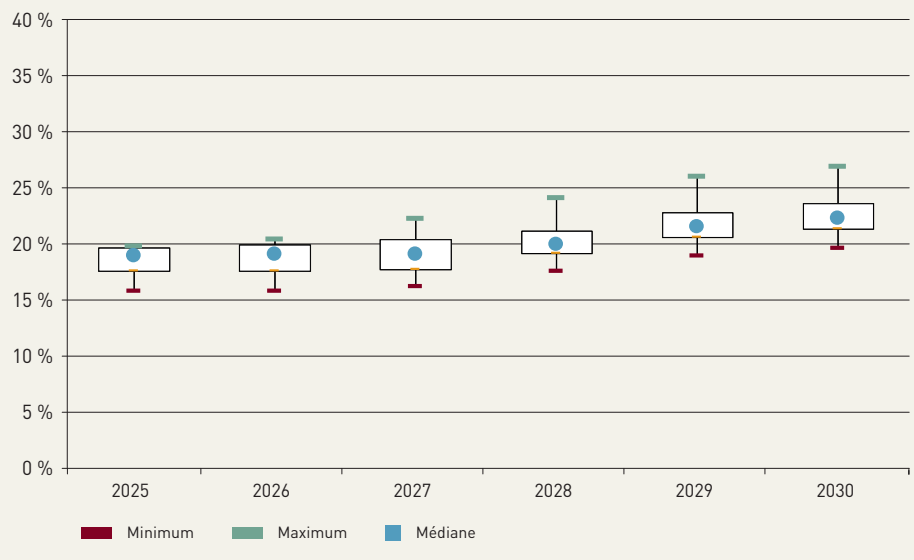
Le graphique 3.48 présente l'évolution de la dispersion des pondérations pour le risque issue des simulations conduites sur les données bancaires de notre

Graphique 3.47 :
Pondérations moyennes pour des expositions garanties par un bien immobilier résidentiel selon les tranches de ratios LTV



Sources : Données CSSF ; Calculs : BCL.

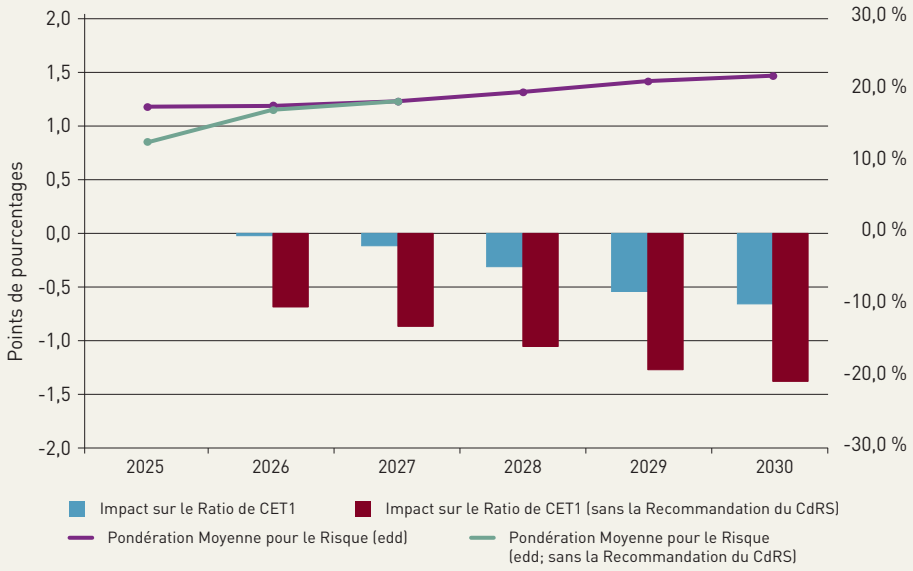
Graphique 3.48 :
Évolution de la dispersion des pondérations moyennes pour le risque suite à l'entrée en vigueur de la nouvelle régulation



Sources : Données CSSF ; Calculs BCL.

[34] Conformément au point a) du paragraphe 1 de l'article 125 CRR « les expositions ou toute partie d'une exposition parfaitement garantie par une hypothèque sur un bien immobilier résidentiel [...] reçoivent une pondération de risque de 35 % ». Néanmoins, conformément au point d) du paragraphe 2 de l'article 125 CRR « la fraction du prêt à laquelle s'applique la pondération de risque de 35 %, ne dépasse pas 80 % de la valeur de marché du bien immobilier en question ». Par conséquent, la pondération moyenne pour une exposition garantie par un bien immobilier résidentiel pouvait dépasser sensiblement les 35 % (voir graphique B).

Graphique 3.49 :
Impact du niveau plancher de fonds propres sur le ratio CET1 des banques IRB



Sources : Données CSSF ; Calculs BCL.

échantillon couvrant la période 2025-2030.

Pour les banques IRB, l'application d'un niveau plancher pour les fonds propres se traduit par une augmentation progressive de la pondération moyenne. Ainsi, la médiane progresse de 3,9 p.p. durant la période pour atteindre 22,2 % en 2030. À partir de 2029, une seule banque se caractériserait par la pondération la plus élevée, atteignant jusqu'à 26,8 % en 2030. Par ailleurs, la différence entre la pondération maximale et le percentile de 75 % de la distribution s'agrandit progressivement en passant de 0,1 p.p. en 2025 à 3,2 pp en 2030.

Le graphique 3.49 affiche les résultats de l'impact de l'augmentation des pondérations moyennes sur le niveau agrégé du CET1 de l'ensemble des banques IRB de l'échantillon. Dans ce contexte, deux *scénarii* sont envisagés. Le premier tient compte de la recommandation prise en 2016 par le Comité du risque systémique (CdRS) relative à l'exigence d'un niveau plancher minimum de 15 % de la pondération des risques pour les banques IRB[35], tandis que le second ignore ladite mesure.

Le graphique 3.49 illustre l'importance de la mesure du CdRS en matière de pondération des risques. Elle a permis d'atténuer significativement les effets de l'entrée en vigueur du CRR sur les établissements bancaires domestiques et de limiter un « effet dit de falaise » en 2025. En tenant compte de la mesure prise par le CdRS, l'impact simulé du CRR III demeure plus lisse avec un impact sur le CET1 de -0,03 p.p. en 2026 et un effet cumulé de -0,7 p.p. en 2030. À l'opposé et en l'absence de la mesure du CdRS, les répercussions immédiates des nouvelles règles du CRR sur les fonds propres CET1 des banques domestiques s'élèveraient à -0,7 p.p., tandis que l'impact cumulé à l'horizon 2030 serait de -1,4 p.p.

En conclusion, l'impact de la mise en œuvre du niveau plancher de fonds propres pour les banques domestiques utilisant l'approche IRB demeure limité et sans conséquences majeures pour les établissements de crédit domestiques. Ceci est d'autant plus vrai que le ratio moyen des fonds propres agrégés (CET1) s'élevait en fin d'année 2024 à 25,9 %.

[35] Avis et Recommandation (CRS/2016/04) du Comité du risque systémique du 1er juillet 2016 concernant la pondération des risques appliquée à l'ensemble des expositions sur la clientèle de détail (non PME) garanties par des biens immobiliers résidentiels au Luxembourg.

1.6 LE RATIO DE LEVIER

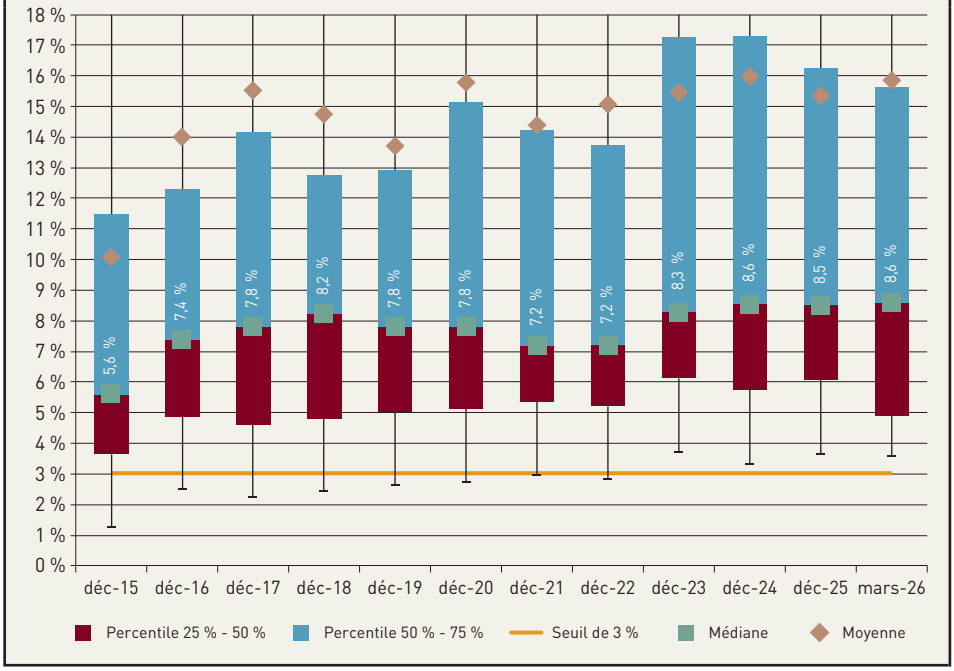
Contrairement au ratio de solvabilité, le ratio de levier ne tient pas compte de la pondération des actifs par le risque. Il est exprimé par le rapport entre les fonds propres Tier 1 et la somme des actifs totaux et de certains éléments du hors bilan. Il permet de fixer le montant minimum de fonds propres Tier 1 par rapport à l'encours total des actifs, afin d'éviter qu'une augmentation rapide de l'octroi de crédits à des contreparties bénéficiant d'une faible pondération des risques n'entraîne une hausse excessive de l'effet de levier. Ce ratio permet de fixer un besoin minimal de capital (« *backstop measure* ») et de réduire la procyclicité des besoins en capital. L'objectif macroprudentiel du ratio est de contribuer à une meilleure stabilité du système financier dans son ensemble.

Le ratio de levier a été introduit comme mesure de Pilier I au niveau européen à partir de juin 2021. Depuis, les banques sont appelées à respecter un niveau de fonds propres de catégorie 1 minimum de 3 % par rapport à leurs expositions totales.

Le graphique 3.50 affiche la dispersion du ratio de levier des banques luxembourgeoises depuis l'année 2015.

Sur une base annuelle, la médiane du ratio de levier a baissé de 0,1 p.p. en 2025 par rapport à 2024 pour s'établir à 8,5 %, tandis que la moyenne est passée de 16 % à 15,4 % durant la même période. Les données du ratio de levier du mois de mars 2026 utilisées sont provisoires, néanmoins, elles affichaient une progression par rapport au niveau de fin d'année 2025. Les différentes valeurs se situent largement au-dessus du minimum légal requis de 3 % reflétant le niveau élevé de capitalisation des banques luxembourgeoises.

Graphique 3.50 :
Distribution du ratio de levier



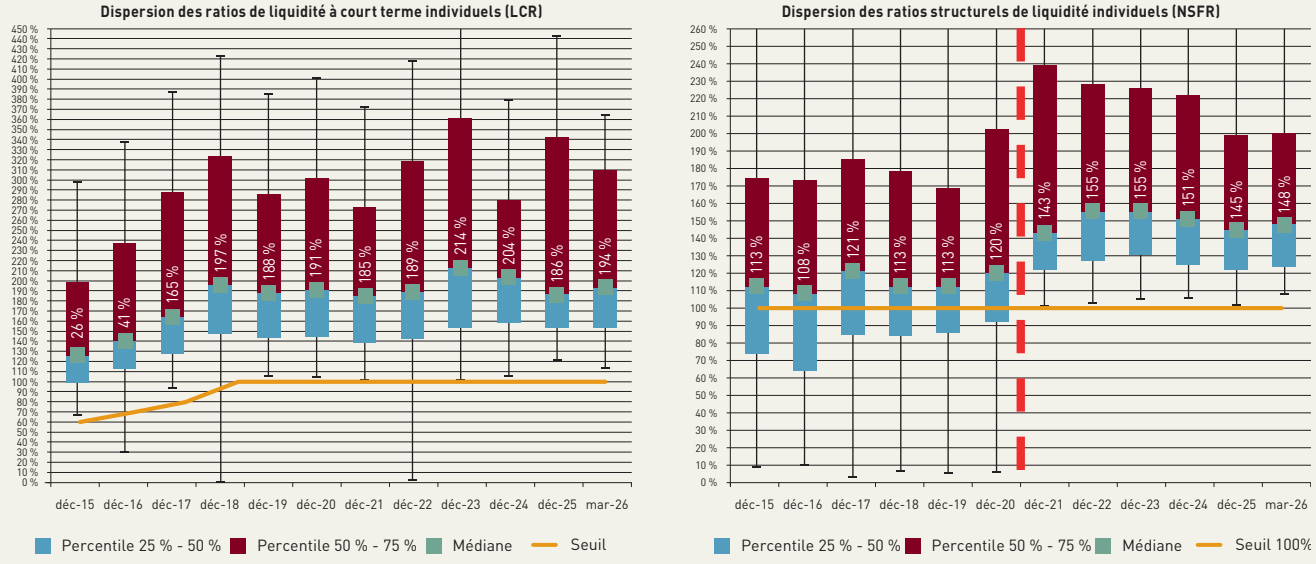
Sources : CSSF, calculs BCL.

1.7 LA LIQUIDITÉ

Le dispositif réglementaire de Bâle III a introduit deux normes internationales harmonisées en matière de liquidité, d'une part, le ratio de liquidité à court terme (LCR, *Liquidity Coverage Ratio*) et, d'autre part, le ratio structurel de liquidité à long terme (NSFR, *Net Stable Funding Ratio*). Les règles en vigueur relatives au ratio LCR exigent que les banques disposent de suffisamment d'actifs liquides pour couvrir leurs besoins en liquidités pendant 30 jours en période de stress, tandis que pour le NSFR, elles requièrent des banques d'assurer l'appariement des durations de leurs actifs et passifs.

Graphique 3.51 :

Évolution des ratios de liquidité LCR et NSFR



Sources : CSSF, calculs BCL.

Selon les données de fin décembre 2025 et du premier trimestre de 2026, les banques luxembourgeoises détiennent en moyenne des coussins de liquidité suffisants, leur permettant de faire face à des chocs de liquidité en période de tensions. Le niveau médian du LCR affiché en 2025 est de 186 %, en diminution de 18 points de base par rapport à fin décembre 2024. Ce niveau a atteint 194 % au premier trimestre 2026. Il y a lieu de rappeler que les données individuelles des banques révèlent que près de 38 % des banques disposaient en 2025 d'un ratio de liquidité à court terme plus élevé qu'en décembre 2024. Le graphique 3.51 illustre la dispersion du ratio de liquidité, qui se caractérise par une asymétrie positive.

L'analyse des données granulaires révèle qu'aucune banque ne disposait d'un ratio inférieur au seuil minimum requis de 100 % au 31 décembre 2025 et 31 mars 2026, ce qui est synonyme d'une position de liquidité confortable à court terme.

La plupart des établissements de crédit ont amélioré significativement leur LCR depuis 2015 (voir tableau 3.14). En décembre 2025, ainsi qu'en mars 2026, les banques de taille plus importante maintenaient des niveaux de LCR en dessous de la médiane. Ainsi, les établissements de crédit ayant des sommes de bilan supérieures à 10 milliards d'euros affichaient un ratio LCR médian de 150 % fin décembre 2025 et de 162 % à la fin du premier trimestre 2026. En revanche, le ratio LCR affichait un niveau plus élevé pour les banques de taille plus petite.

Tableau 3.14 :

Distribution des ratios de liquidité à court terme

SOMME DU BILAN (€ MILLIONS)	12-2020			12-2021			12-2022			12-2023			12-2024			12-2025			03-2026		
	NOMBRE	RATIO DE LIQUIDITÉ MÉDIAN	% SOMME DE BILAN	NOMBRE	RATIO DE LIQUIDITÉ MÉDIAN	% SOMME DE BILAN	NOMBRE	RATIO DE LIQUIDITÉ MÉDIAN	% SOMME DE BILAN	NOMBRE	RATIO DE LIQUIDITÉ MÉDIAN	% SOMME DE BILAN	NOMBRE	RATIO DE LIQUIDITÉ MÉDIAN	% SOMME DE BILAN	NOMBRE	RATIO DE LIQUIDITÉ MÉDIAN	% SOMME DE BILAN	NOMBRE	RATIO DE LIQUIDITÉ MÉDIAN	% SOMME DE BILAN
>= 10 000	18	136 %	71 %	22	138 %	76 %	19	147 %	70 %	19	149 %	72 %	18	160 %	73 %	19	150 %	74 %	17	162 %	72 %
>= 2 500 et < 10 000	27	179 %	22 %	26	217 %	18 %	29	178 %	24 %	29	215 %	23 %	27	213 %	22 %	27	191 %	22 %	28	188 %	23 %
>= 500 et < 2 500	30	199 %	6 %	26	191 %	5 %	24	217 %	5 %	23	218 %	5 %	23	230 %	5 %	20	202 %	4 %	21	210 %	4 %
< 500	21	343 %	1 %	17	286 %	0,5 %	16	500 %	0,4 %	13	500 %	0,4 %	12	479 %	0,4 %	13	500 %	0,5 %	12	455 %	0,4 %
Ratio médian		191 %			185 %			189 %			214 %			204 %			186 %			193 %	

Sources : CSSF, calculs BCL.

Quant à la composition des actifs liquides, une forte concentration du coussin d'actifs liquides au sein des actifs de niveau 1 (Level 1 assets) est à relever. Les avoirs en compte auprès de la Banque centrale, considérés comme des actifs liquides de haute qualité éligibles pour le calcul du LCR, constituaient la majeure partie des actifs liquides de niveau 1.

Le LCR est complété par le NSFR qui est censé réduire la transformation excessive de la maturité et favoriser la stabilité du financement. Le NSFR veille à ce que les asymétries d'échéances entre les actifs et les passifs d'une banque ne soient pas excessives, ce qui la rend plus résiliente en cas de perturbation sur les marchés de financement.

Conformément au texte législatif CRR II publié en juin 2019, le NSFR a été introduit en tant que mesure contraignante au niveau européen à partir du 28 juin 2021 et l'exigence minimale a été fixée à 100 %. Les schémas de recensement prudentiel du NSFR ont été adaptés et sont d'application depuis le 30 juin 2021[36].

D'après les données de fin 2025, les banques présentent de manière générale des structures de financement stables pour financer leurs activités. Le précédent graphique 3.51 affiche également la dispersion du NSFR sur la période allant de décembre 2015 à fin mars 2026. Il révèle que la médiane a atteint 145 % en décembre 2025 contre 151 % en décembre 2024. Il y a lieu de rappeler que les données individuelles des banques indiquent que 59 % des banques disposaient en décembre 2025 d'un ratio de liquidité structurel NSFR moins élevé qu'en décembre 2024. Néanmoins, l'ensemble des banques affichaient en décembre 2025 un ratio supérieur à 100. Quant au NFSR du premier trimestre de l'année 2026, les données provisoires disponibles révèlent que la médiane a légèrement augmenté pour s'élever à 148 %.

Deux indicateurs complémentaires communément utilisés pour appréhender la situation de liquidité des banques sont le niveau de charge des actifs (*asset encumbrance ratio*) et le ratio prêts/dépôts (*loans to deposits*).

Le niveau de charge des actifs est une mesure qui évalue le poids des charges pesant sur les actifs et les sûretés reçues relatifs au total des actifs et sûretés reçues. Un actif est considéré comme grevé s'il a été donné en nantissement ou s'il fait l'objet d'un quelconque arrangement visant à garantir ou

[36] Avant juin 2021, le NSFR était un ratio d'observation et les banques ont envoyé des données aux autorités de supervision selon un rapport provisoire. Des estimations de ratios ont été effectuées sur la base d'un modèle de calcul développé par l'ABE, dont les résultats ne sont que partiellement comparables aux données prudentielles définitives disponibles depuis juin 2021.

sécuriser une transaction ou à rehausser son crédit. D'une manière générale, le niveau des charges au niveau agrégé des actifs des banques luxembourgeoises demeure faible et s'élevait à 5,5 % fin décembre 2025, soit en légère augmentation par rapport à fin 2024 et bien inférieur au ratio moyen européen. En revanche, le niveau de charge des actifs au premier trimestre 2026 a, selon les données provisoires, légèrement diminué de 0,3 p.p. pour s'établir à de 5,2 %.

Le ratio « *loan to deposit* » (LtD) est une mesure du gap de liquidité structurel généré par l'activité d'intermédiation. L'objectif de ce ratio est de déterminer si les crédits à la clientèle non bancaire sont financés par des dépôts non bancaires ou en partie par d'autres sources de financement. D'une manière générale, les établissements de crédit luxembourgeois disposent d'un surplus de liquidité. Ainsi, à la fin de 2025, le volume des dépôts non bancaires représentait 1,8 fois celui des prêts non bancaires et 1,9 au premier trimestre 2026.

Au-delà des ratios réglementaires, la BCL s'appuie également, dans sa mission de supervision de la liquidité, sur des outils complémentaires pour évaluer la liquidité des établissements de crédit, et plus particulièrement sur un outil permettant de conduire des tests d'endurance (voir encadré 3.9), une collecte journalière du niveau de la liquidité à court terme pour un sous-ensemble d'établissements de crédit ainsi que sur une approche et un outil d'analyse dédiés à appréhender le risque de liquidité en devises étrangères des établissements de crédit luxembourgeois.

Encadré 3.9 :

LA SENSIBILITÉ DU SECTEUR BANCAIRE LUXEMBOURGEOIS AUX CHOCS DE LIQUIDITÉ

La BCL effectue des tests de résistance aux chocs de liquidité (« *top-down* ») sur le secteur bancaire luxembourgeois dans le cadre de sa surveillance continue des risques prudentiels, à la fois sur une base agrégée et au niveau de banques individuelles. Les simulations de crise de liquidité sont l'un des outils de surveillance utilisés pour évaluer le profil de risque de liquidité des banques luxembourgeoises.

La BCL s'appuie sur le cadre de stress de liquidité développé par la BCE (*Sensitivity Analysis of Liquidity Risk* - LiST) en particulier pour la fixation de l'horizon temporel du test et la détermination des facteurs de risques. Ainsi, le récent exercice réalisé pour l'ensemble du secteur bancaire luxembourgeois consiste en une analyse de sensibilité à des chocs de liquidité hypothétiques, mais également de gravités différentes qui se déroulent simultanément au niveau de chaque établissement sur une période prédéfinie.

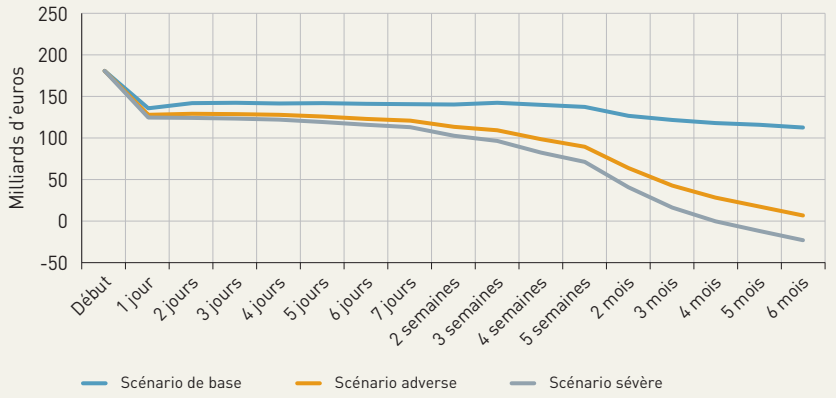
L'objectif des tests de résistance en matière de liquidité est d'identifier, selon différents scénarios, les asymétries d'échéances potentielles sur un horizon de six mois et d'évaluer la disponibilité d'un coussin d'actifs liquides (ou capacité de rééquilibrage) pour compenser les sorties nettes de liquidités. La simulation de crise de liquidité est un exercice ponctuel dont l'objectif n'est pas de prévoir les conditions de liquidité futures du secteur bancaire ou des banques individuelles.

L'objectif du test de résistance des liquidités est de mesurer « la position nette de liquidité » (NLP). Celle-ci consiste en l'assimilation de la différence entre le coussin d'actifs liquides d'une banque et les sorties nettes de liquidités suite à la matérialisation d'un choc. Une position de liquidité nette positive signifie qu'une banque dispose de suffisamment de liquidités pour résister au choc de liquidité pris en compte dans le scénario adopté.

Trois types de chocs de liquidité sont considérés dans le cadre du test de résilience : (a) Scénario central (flux de trésorerie contractuels dans des conditions « normales »), (b) Scénario adverse (choc de liquidité modéré) et (c) Scénario sévère (choc de liquidité sévère mais plausible).

L'échantillon comprend 83 établissements bancaires, lesquels sont tenus de reporter le tableau des échéances réglementaires sur la liquidité. Les données utilisées dans le cadre des simulations sont celles de la fin de l'année 2025. Les résultats agrégés sont illustrés par le graphique 3.52.

Graphique 3.52 :
Évolution de la position nette agrégée de liquidité du secteur bancaire luxembourgeois selon trois scénarios (en milliards d'euros)



Source : BCL.

Sur l'horizon considéré de six mois, les résultats suggèrent que le secteur bancaire luxembourgeois est en mesure de résister à des chocs de liquidité de différentes importances. Le NLP du secteur luxembourgeois dans son ensemble reste positif tout au long de l'horizon de six mois pour les *scenarii* de base et adverse. Cependant, le scénario le plus sévère se traduit par un déficit de liquidité (valeur négative) après quatre mois.

Il convient de noter que ce résultat n'exclut pas que des banques individuelles puissent potentiellement subir un déficit de financement (ou un NLP négatif) dans l'intervalle de temps considéré.

Par ailleurs et afin d'évaluer les risques de financement des banques au niveau macroprudentiel, la BCL s'appuie sur des indices composites, développés initialement par le Comité du risque systémique européen. Dans ce cadre, le CERS a développé un indice de liquidité qui comprend trois grandes catégories de risques[37] (voir encadré 3.10).

[37] CERS (2025). Systemic liquidity risk: a monitoring framework. Février

Encadré 3.10 :

INDICATEUR COMPOSITE DE L'ACCÈS AU FINANCEMENT DES BANQUES LUXEMBOURGEOISES

Considérant le changement du cycle de la politique monétaire et l'accroissement de la volatilité sur les marchés obligataires, la BCL porte une attention particulière aux conditions d'accès au financement du secteur bancaire. En effet, si les banques ont bénéficié d'une croissance soutenue des revenus d'intérêt au cours des trois dernières années, la normalisation progressive de la politique monétaire et la réduction de l'assouplissement quantitatif ont pesé sur les coûts de financement.

Le risque de financement englobe trois sous-catégories de risques. Il s'agit du risque de marge, du risque de refinancement et du risque de retrait. Le risque de marge se manifeste lorsque l'augmentation des taux d'intérêt affecte négativement la valeur des actifs mis en garantie et conduit à une progression des appels de marges. L'augmentation des taux d'intérêt peut alimenter un risque de retrait car elle incite la clientèle à retirer ses dépôts à vue dans le but de les investir dans des actifs plus rémunérateurs. Le risque de refinancement couvre l'ensemble des difficultés pour les banques à refinancer leurs dettes échues, même à des taux d'intérêt plus élevés.

Cet encadré propose de reproduire cet indice pour les banques luxembourgeoises selon l'axe principal de leur modèle d'affaires. L'analyse par modèles d'affaires peut être particulièrement riche en informations dans la mesure où ces derniers ne disposent pas de la même structure de passif et que leurs expositions aux risques de financement diffèrent d'une catégorie de banques à une autre.

Chaque type de risque de financement est mesuré par une combinaison de plusieurs variables, telles que les indices de marchés et les ratios financiers de chaque banque. Les poids accordés à chaque sous-catégorie de risques sont déterminés en adoptant l'approche dite de composante principale.

Le graphique 3.53 présente l'indicateur composite de l'accès au financement des banques luxembourgeoises selon leurs modèles d'affaires. On constate que les conditions de financement se sont durcies pendant la période de resserrement de la politique monétaire pour l'ensemble des modèles d'affaires. Or, l'inversion du cycle en faveur d'un assouplissement de la politique monétaire a bénéficié à l'ensemble des banques luxembourgeoises. Il ressort de l'analyse des indices que le profil de risque est plutôt équilibré pour les banques de détail, pour lesquelles les différentes sous-catégories de risques contribuent dans des proportions relativement similaires. Pour ces banques, l'indicateur suggère une nette amélioration des conditions de financement depuis 2024, portée notamment par la baisse des risques de marge et de retrait. Par ailleurs, le risque de refinancement pour les banques de détail est en net repli depuis l'année 2024 et n'a pas affecté les conditions de financement en 2025.

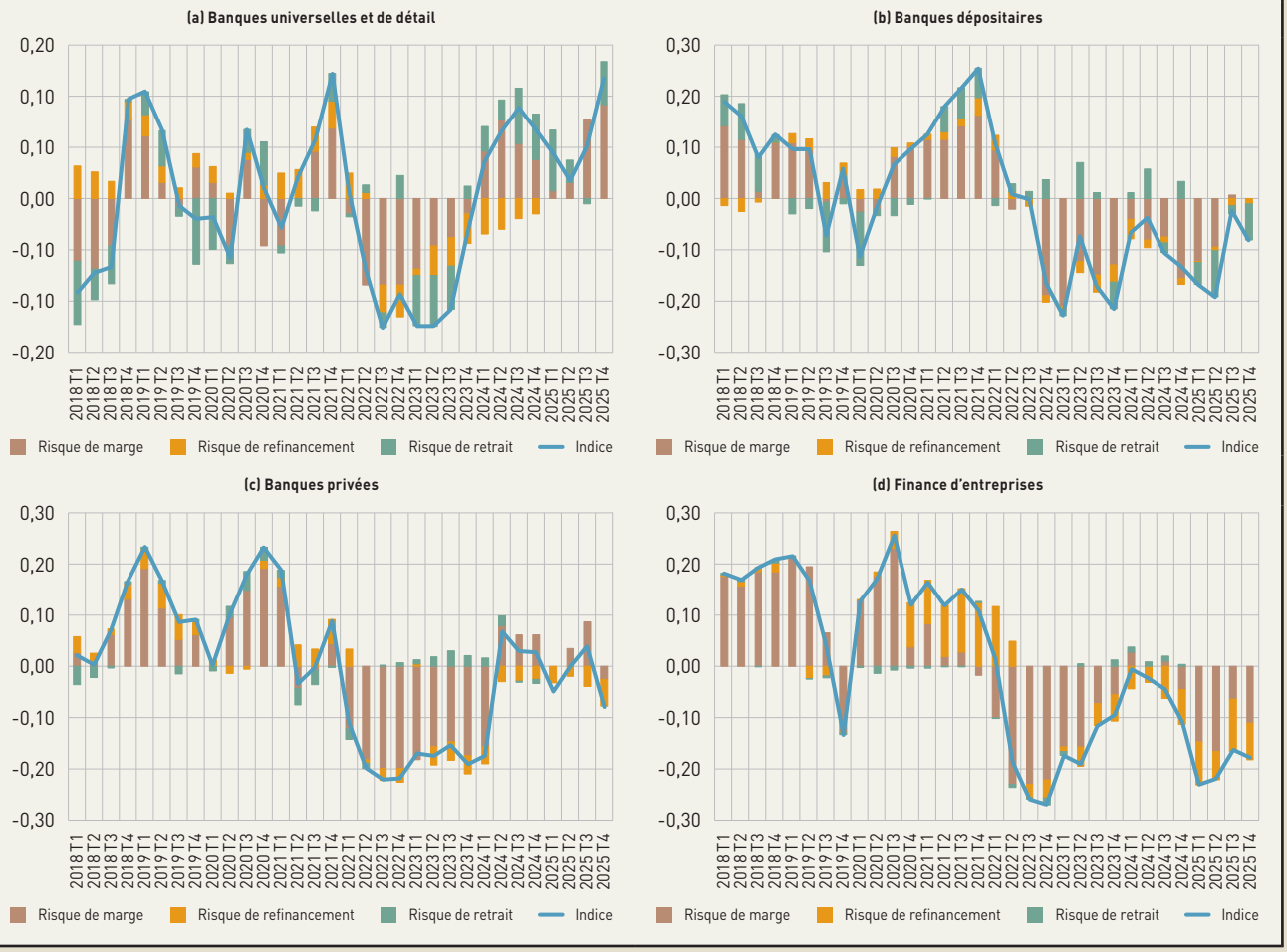
Pour les banques dépositaires, les conditions d'accès au financement sont redevenues favorables en 2025 malgré un risque de retrait comparativement plus prononcé, ce qui traduit leur plus grande vulnérabilité face aux retraits de dépôts, en particulier ceux émanant des fonds d'investissement.

Quant aux banques privées, le risque de marge constitue la principale source de risque de financement. La nette amélioration de l'indicateur composite en 2025 pour ces banques est due à une baisse quasi continue du ratio des actifs hypothéqués depuis l'année 2024.

En ce qui concerne les banques dont la principale activité est orientée vers le financement des entreprises, leurs conditions en 2025 ont été principalement affectées par une augmentation du risque de marge et de refinancement liée à l'augmentation des taux d'actifs hypothéqués au-delà de leur moyenne de long terme, dans un contexte de marché du financement à court terme plus volatile.

Graphique 3.53 :

Indicateur composite de l'accès au financement des banques luxembourgeoises : 2018T1-2025T4



Sources : BCE, BCL et CSSF. Calculs BCL. Écart de l'indice par rapport à sa moyenne sur l'échantillon. Le risque de marge comprend le ratio d'encombrement des actifs et la volatilité des obligations souveraines allemandes d'une maturité inférieure à deux ans. Le risque de refinancement comprend la maturité moyenne des dépôts des ménages et des SNF, le taux d'intérêt moyen sur les dépôts des ménages et des SNF, le rendement moyen des titres de créance émis par les banques, le taux d'intérêt du marché des pensions de titres (repurchase agreements) et le taux de swap indexé au jour le jour. Le risque de retrait comprend le taux de croissance annuel de l'encours des dépôts des ménages, des SNF et des AIF et le ratio de couverture des liquidités. Des différences peuvent apparaître par rapport à la version publiée en 2025 en raison d'ajustements méthodologiques mineurs.

L'indicateur composite suggère une normalisation des conditions de financement en 2025 pour la plupart des modèles d'affaires, mis à part pour les banques orientées vers le financement des entreprises. Par ailleurs, il convient de rappeler que le risque de liquidité et de financement au niveau agrégé était très limité pour les banques luxembourgeoises en 2025. Celles-ci disposaient, en effet, d'un ratio de couverture de la liquidité et de financement stable, mais supérieur au minimum règlementaire requis.

1.8 ÉVALUATION DE LA VULNÉRABILITÉ DU SECTEUR BANCAIRE

1.8.1 Indicateur de vulnérabilité

L'indicateur de vulnérabilité élaboré par la BCL est un indice construit à partir d'un éventail de variables, telles que des variables bilancielles et de pertes et profits (dépôts à vue et interbancaires, profitabilité, variabilité des fonds propres, provisions pour les larges expositions, FRBG), macro-financières (rendements de l'indice boursier européen) et de structure compétitive (nombre de banques), susceptibles de constituer autant d'indicateurs avancés de la vulnérabilité du système face à des chocs macroéconomiques ou macro-financiers[38].

En réalité, il s'agit de procéder à des transformations sur les variables désaisonnalisées afin de capter l'impact des chocs sur leurs évolutions. Le procédé consiste à calculer le ratio du niveau de la variable à la date (t) ramené au maximum observé au cours d'une période donnée (ratio Cmax)[39]. Pour cela, la période 1993T1-2025T4 est découpée en intervalles de trois mois, selon une fenêtre glissante. Dans chaque fenêtre, la mesure de valeur absolue maximale est retenue.

Afin de contourner les limites des résultats issus de l'application d'une seule méthodologie d'agrégation et de s'assurer de leur robustesse, les diverses composantes de l'indice de vulnérabilité sont agrégées selon différentes approches. La vraisemblance de l'indice est testée par une analyse de sa dynamique en périodes de vulnérabilité ou de crises avérées.

Enfin, un modèle économétrique composé de trois équations est utilisé pour prédire l'évolution de l'indice de vulnérabilité. Les variables explicatives retenues pour la prévision de cet indice sont le PIB et l'investissement physique de la zone euro, le volume des crédits accordés à l'économie luxembourgeoise ainsi que les rendements de l'indice boursier Euro Stoxx. Les prévisions sont obtenues à partir de simulations de type Monte-Carlo du modèle stochastique. D'un point de vue macroprudentiel, la dynamique de cet indice constitue un outil d'analyse pertinent de la vulnérabilité du secteur bancaire dans son ensemble.

Le graphique 3.54 illustre la dynamique historique de l'indice et les projections de son évolution au cours des huit prochains trimestres (2026T1-2027T4). Elle est exprimée en déviation par rapport à sa moyenne historique. Ainsi, tout écart positif ou négatif est synonyme d'un stress d'intensité respectivement supérieure ou inférieure à cette moyenne. Compte tenu de la standardisation de l'indice, le franchissement du seuil, caractérisé par deux fois l'écart-type inconditionnel, reflète l'entrée dans une phase de vulnérabilité importante du secteur bancaire.

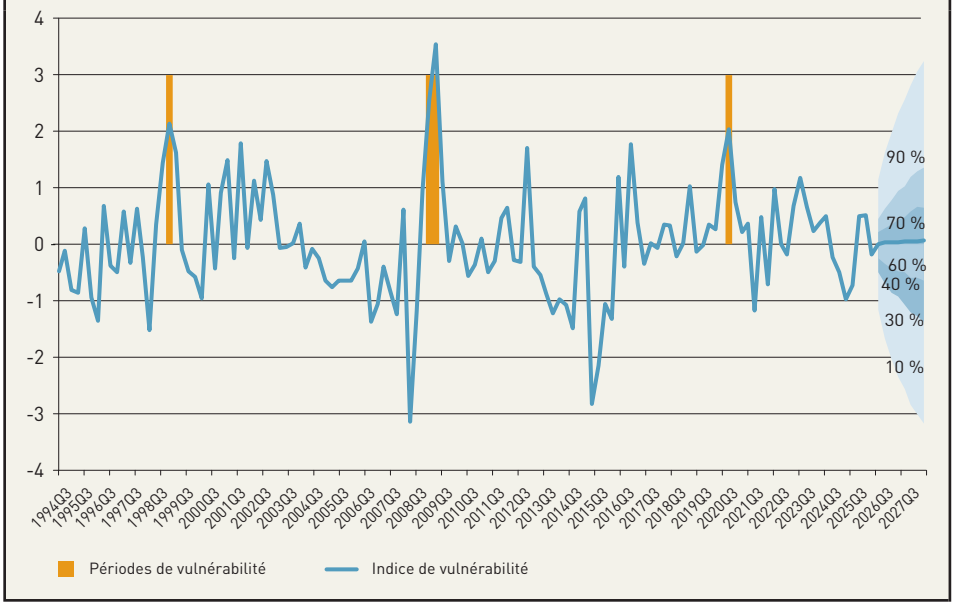
À partir des résultats du graphique 3.54, il est à noter que la dynamique de l'indice affiche des ruptures plus ou moins importantes durant les périodes de crises et de turbulences financières. En effet, il ressort du graphique plusieurs pics reflétant les périodes de vulnérabilité du secteur bancaire luxembourgeois. La plus récente est enregistrée au cours des deux premiers trimestres de l'année 2020 ; elle reflète l'interruption abrupte de l'activité économique induite par l'activation des mesures de confinement par les pouvoirs publics suite à la pandémie de la Covid-19. En outre, une certaine progression est enregistrée suite à l'agression de l'Ukraine par la Russie. Après cette période courte de volatilité,

[38] Pour une présentation détaillée de la méthodologie, cf. Rouabah A. (2007) : Mesure de la Vulnérabilité du Secteur Bancaire Luxembourgeois, *Banque centrale du Luxembourg, Cahier d'études,* n° 24, avril.

[39] Cette mesure est qualifiée dans la littérature de « CMAX ». Elle s'apparente à la notion de « Maximum Drawdown » utilisée couramment en gestion de portefeuille. Elle est quantifiée par le ratio : CMAXt = (variable à l'instant t)/(maximum de la variable au cours des 3 mois).

l'indice a affiché une tendance baissière jusqu'à la fin de l'année 2024, puis a convergé vers sa moyenne historique.

Graphique 3.54 :
Prévision de l'évolution de l'indice de vulnérabilité des banques luxembourgeoises : 2026Q1-2027Q4



Source : BCL.

L'examen de la trajectoire prévue pour cet indice au cours des huit trimestres à venir (2026-2027) indique une stabilité du niveau de la vulnérabilité autour de la moyenne historique du risque. Bien que la trajectoire à venir de l'indice laisse présager une résilience appréciable du secteur bancaire luxembourgeois, il est important de rappeler que ces projections reposent sur les hypothèses du scénario de base retenu dans les projections du mois de décembre 2025 de l'Eurosystème. En outre, il convient de tenir compte de l'incertitude reflétée par les intervalles de confiance ainsi que du type d'enchaînement qui peut résulter de la poursuite de la guerre contre l'Iran et ses conséquences sur les économies du pays de l'Union et sur l'inflation. La persistance de la guerre au Moyen-Orient ou l'émergence de nouveaux risques amplifierait vraisemblablement l'incertitude et rendrait les perspectives économiques et financières extraordinairement incertaines, en particulier dans un contexte d'endettement élevé des agents économiques et de tensions géopolitiques exceptionnelles.

1.8.2 L'analyse des risques cycliques du marché du crédit domestique : l'apport des fonctions dites d'efficacité du récepteur dans l'analyse des risques macroprudentiels

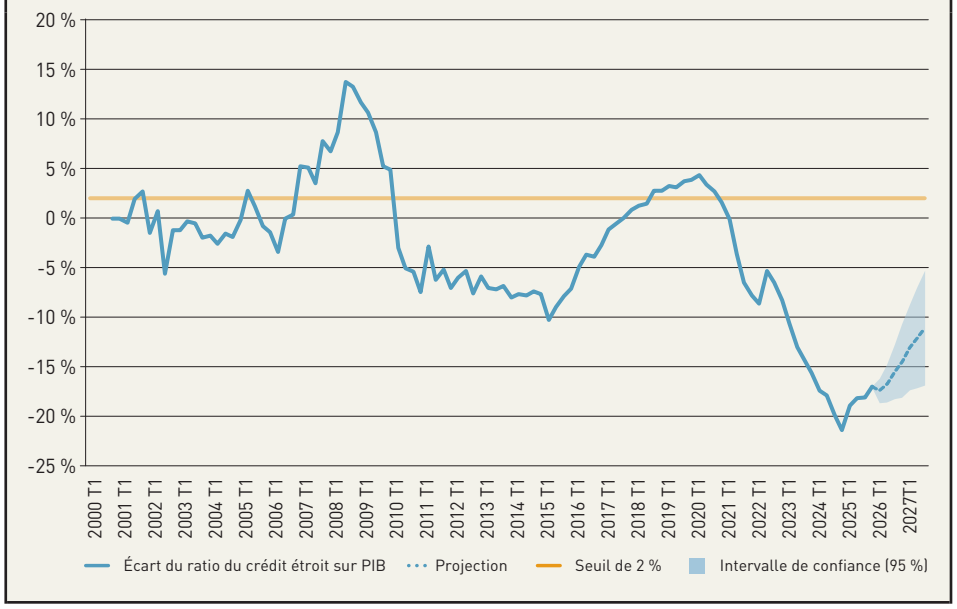
L'activation des instruments de la politique macroprudentielle nécessite une surveillance de l'accumulation des risques cycliques ou structurels au sein du système financier dans son ensemble ou dans l'une de ses composantes, telles que le secteur bancaire, les fonds d'investissement, les assurances, etc. En ce qui concerne les risques non structurels propres au secteur bancaire, le règlement et la directive sur les exigences prudentielles bancaires (CRR et CRD) prévoient l'usage du coussin contracyclique de fonds propres (CCyB) pour atténuer les risques induits par un développement excessif du crédit à l'économie nationale. Dans ce cadre, une évaluation trimestrielle de l'écart du ratio de l'encours des crédits domestiques au PIB par rapport à sa tendance historique est nécessaire.

En particulier, le ratio du crédit-PIB est calculé en utilisant la « définition étroite » du crédit qui considère uniquement les crédits bancaires accordés aux ménages et aux sociétés non financières domestiques. Conformément à l'approche proposée par le CERS[40], l'extraction de la composante cyclique du ratio du crédit-PIB est réalisée à l'aide d'un filtre statistique. Cet écart est représenté sur le graphique

[40] Recommandation du Comité européen du risque systémique du 18 juin 2014 sur les orientations concernant la fixation des taux de coussin contracyclique

Graphique 3.55 :

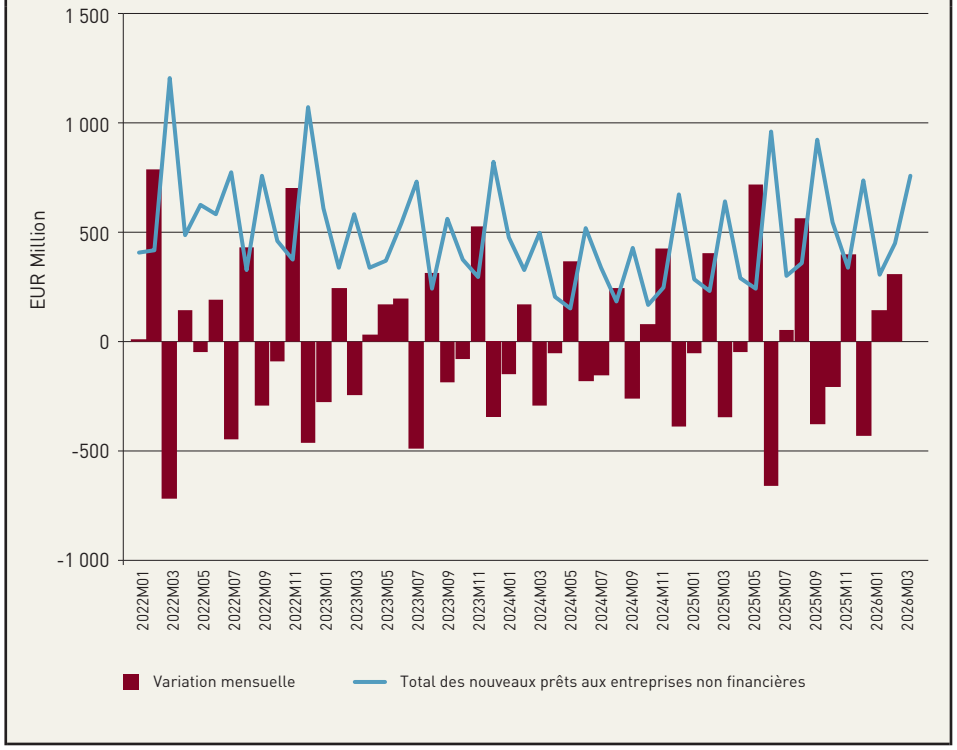
Écart du ratio du crédit-PIB à sa tendance historique (définition étroite du crédit)



Source : Calculs BCL. Période d'estimation : 2001T2-2026T1. Projection : 2026T2-2027T4.

Graphique 3.56 :

Flux de crédits aux entreprises non financières domestiques



Source : BCL. Période : 2022M01-2026M03.

3.55, avec le seuil d'activation du CCyB de 2 %. Au premier trimestre 2026, l'écart du ratio du crédit-PIB à sa tendance de long terme est estimé à -16,99 %.

Au premier trimestre 2026, l'écart du ratio du crédit-PIB à sa tendance de long terme est estimé à -16,99 %. Cependant, il masque certaines divergences sectorielles.

Le graphique 3.55 affiche également une prévision de l'écart du ratio crédit-PIB à sa tendance historique au cours des deux prochaines années (2026-2027). Cette projection est réalisée en se basant sur un modèle vectoriel autorégressif bivarié similaire à celui de Afanasyeva *et al.* (2018)[41]. Il ressort des projections que l'écart du ratio du crédit-PIB devrait rester négatif, mais un début de reprise caractérisée par la réduction de l'écart n'est pas à exclure compte tenu de l'amélioration des perspectives économiques au Luxembourg selon les dernières projections du STATEC pour 2026 et 2027. Cependant, cette évolution positive est susceptible d'être inversée suite aux tensions géopolitiques et à la guerre au Moyen-Orient.

Quant à l'encours des crédits accordés aux entreprises non financières, il affichait des signes d'amélioration, tandis que l'encours des crédits hypothécaires accordés aux ménages entamait une légère reprise. Le taux de croissance nominal de l'encours

[41] Afanasyeva, E. *et al.* (2018): The Relationship between Macroeconomic Overheating and Financial Vulnerability: A Quantitative Exploration, *FEDS Notes*, October, 12.

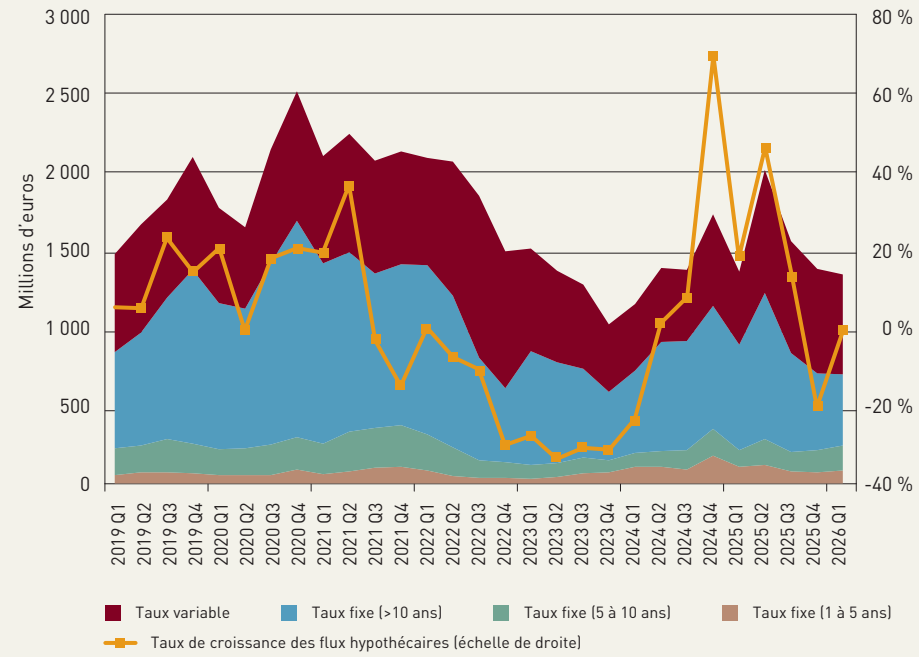
des crédits aux entreprises non financières est redevenu positif et s'est établi à 12,2 % en mars 2026 par rapport au premier trimestre de l'année 2025. En outre, l'analyse des flux de crédit révèle qu'une récente reprise du crédit aux entreprises, bien qu'elle soit modeste, a débuté (graphique 3.56).

De même, les flux de crédit hypothécaire accordés aux ménages ont affiché une reprise modérée, après les chutes profondes enregistrées en 2022 et 2023 (graphique 3.57). La reprise des flux de crédit aux ménages a affiché une croissance vigoureuse en 2024 et 2025, avant que la tendance ne s'inverse au dernier trimestre 2025.

D'ailleurs, l'estimation de la composante cyclique de l'écart du ratio des flux des crédits immobiliers aux ménages sur le PIB révèle que la phase de reprise est entamée et l'écart négatif par rapport à la tendance est en phase d'être absorbé. Selon nos dernières estimations cet écart s'élevait à -1,7 % en 2026T1 (graphique 3.58).

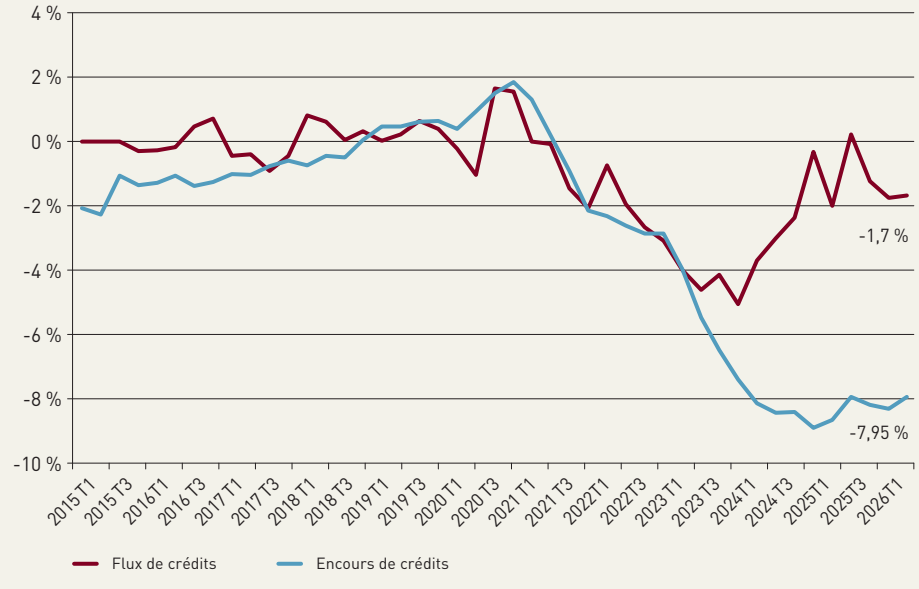
Bien que le niveau actuel de l'écart entre le crédit et le PIB soit inférieur au seuil d'activation de 2 %, le CdRS a jugé utile de maintenir le taux du CCyB à 0,5 %. L'analyse fondée uniquement sur le ratio du crédit total-PIB demeure insuffisante au vu des incertitudes induites par l'adoption de simples méthodes statistiques pour l'extraction du cycle de crédit. Autrement dit, il est nécessaire de compléter cet indicateur, tel que le préconise le CERS, avec d'autres indicateurs basés sur des composantes sectorielles du crédit et des approches plus robustes afin de minimiser les risques d'erreurs (voir encadré 3.11).

Graphique 3.57 :
Les flux de crédits hypothécaires accordés aux ménages : 2019T1-2026T1



Source : BCL, calculs BCL.

Graphique 3.58 :
Écart du ratio du crédit immobilier aux ménages-sur-PIB à sa tendance historique



Source : Calculs BCL. Période d'estimation : 2001T2-2026T1.

Encadré 3.11 :

L'ÉVALUATION DES RISQUES SYSTÉMIQUES CYCLIQUES À TRAVERS L'ANALYSE DU CYCLE FINANCIER

La pertinence de l'analyse du cycle financier pour la détection de vulnérabilités cycliques, mais d'une nature systémique, est unanimement partagée dans la littérature économique. Les travaux de Jordà *et al.* (2011)[42], Schularick et Taylor (2012)[43] et Boissay *et al.* (2016)[44] montrent que les périodes de récessions financières suivent effectivement des périodes de *boom* de crédit, confirmant ainsi les travaux précurseurs de Minsky (1977)[45] sur l'évolution du crédit comme source d'instabilité financière. Borio (2012)[46] et Drehmann *et al.* (2012)[47] mettent en évidence la synchronicité des risques systémiques avec des périodes d'expansion financière qui se caractérisent par l'abondance du crédit bancaire et une faible aversion pour le risque, conduisant ainsi à une augmentation significative des prix des actifs financiers et des prix immobiliers.

L'étude du cycle financier, notamment par Borio (2012) et Claessens et al. (2012)[48], met également en évidence plusieurs faits stylisés, en particulier en ce qui concerne la durée et l'amplitude des cycles financiers supérieures à celles des cycles réels. Enfin, Borio (2012) et Drehmann et al. (2012) s'accordent sur une description parcimonieuse du cycle financier par une double analyse des cycles de crédit et des prix immobiliers, excluant ainsi les cycles des prix des actifs financiers en raison de leurs faibles co-mouvements avec les flux de crédit et les prix immobiliers. L'évolution du crédit peut être appréhendée par le ratio du crédit sur PIB en raison de la pertinence de cette mesure à rendre compte de la matérialisation de vulnérabilités dans le cycle de crédit. La recommandation du CERS[49] propose l'usage du filtre Hodrick et Prescott (HP) avec un paramètre de lissage $\lambda = 400\,000$ pour extraire la composante cycle de la série temporelle du ratio crédit sur PIB, permettant ainsi la détermination du taux de coussin de fonds propres contracyclique. Au numérateur du ratio, la variable de crédit est représentée par l'encours de crédit bilanciel octroyé au secteur privé non financier. Selon la définition stricte adoptée par la BCL, l'encours de crédit est constitué des crédits accordés aux ménages et aux sociétés non financières. Une analyse granulaire des contributions à l'évolution du crédit fournit un aperçu approprié de l'évolution des cycles de crédit au niveau désagrégé et notamment de leur stabilité à travers le temps.

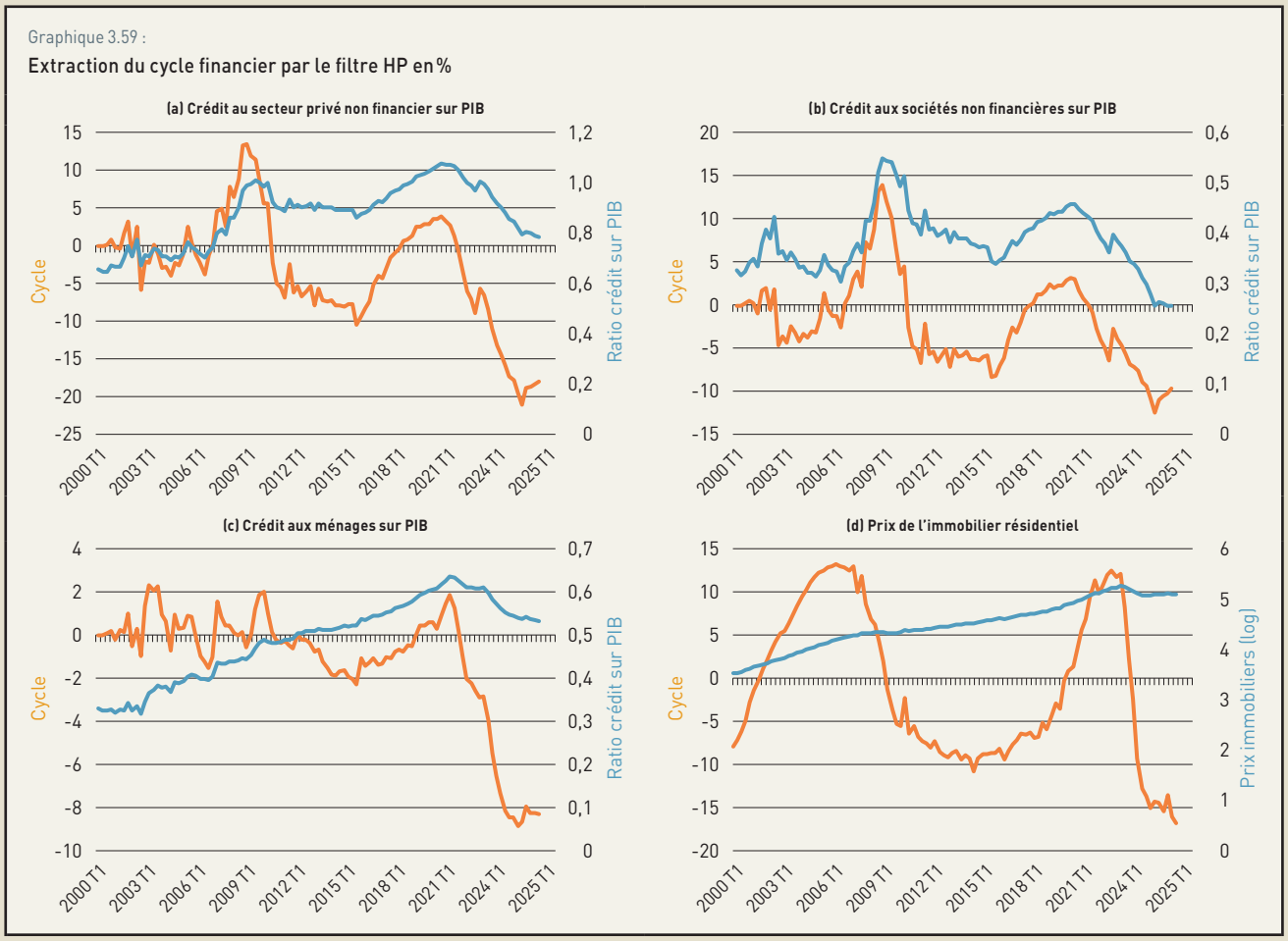
Le graphique 3.59 affiche l'évolution des ratios du crédit au secteur privé non financier, aux sociétés non financières et aux ménages sur le PIB, ainsi que celle des prix de l'immobilier. Il présente également les estimations des composantes cycliques de ces variables issues du filtre HP, mesurées par les écarts par rapport à leurs tendances respectives sur la période 2000T1- 2026T1[50]. Il ressort notamment de ce graphique qu'après avoir augmenté de 87 % à 108 % entre mi-2015 et mi-2020, le ratio des crédits accordés au secteur privé non financier rapporté au PIB a diminué pour atteindre 79 % au premier trimestre 2026 (graphique 3.59 (a)).

L'estimation du cycle par le filtre HP montre une phase ascendante initiée en mi-2015 qui a atteint un pic au deuxième trimestre de 2020 avec un écart positif de 4 %, suivi d'une phase descendante jusqu'au début 2025 où l'écart a atteint une valeur minimale de -21,1 %. Les deux composantes des crédits attribués au secteur privé non financier ont contribué à

42 Jordà, O., Schularick, M. et Taylor, A. (2011): When credit bites back: leverage, business cycles and crises. Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper n° 2011-27.
43 Schularick, M. et Taylor, A. M. (2012): Credit Booms Gone Bust: Monetary Policy, Leverage Cycles, and Financial Crises, 1870-2008. *American Economic Review*, 102 (2): 1029-61.
44 Boissay, F., Collard, F. et Smets, F. (2016): Booms and Banking Crises. *Journal of Political Economy* 124, no. 2: p. 489-538.
45 Minsky, H.P. (1977): The Financial Instability Hypothesis: An Interpretation of Keynes and an Alternative to "Standard" Theory. *Challenge*, 20:1, p. 20-27.
46 Borio C. (2012): The financial cycle and macroeconomics: what have we learnt? Working Paper BIS.
47 Drehmann M., Borio, C. et Tsatsaronis, K. (2012): Characterising the financial cycle: don't lose sight of the medium-term! Working Paper BIS n°380.
48 Claessens, S., Kose, A. et Terrones, M. (2012): How do business and financial cycles interact? *Journal of International Economics*, 87, issue 1, p.178-190.
49 Recommandation CERS/2014/1 sur les orientations concernant la fixation des taux de coussin contracyclique, disponible sous le lien suivant : https://www.esrb.europa.eu/pub/pdf/recommendations/140630_ESRB_Recommendation.fr.pdf.
50 Toutes les données utilisées sont ajustées des variations saisonnières. Les prix immobiliers sont déflatés par l'IPCN et transformés en logarithme. Pour plus de détails sur la base de données et certains enjeux méthodologiques, voir notamment Giordana, G. et Gueddoudj, S. (2016): Characterizing the financial cycle in Luxembourg. Cahier d'études N° 103, Banque centrale du Luxembourg. Octobre.

Graphique 3.59 :

Extraction du cycle financier par le filtre HP en %



Sources : BCL, Statec ; calculs BCL. Période : 2000T1-2026T1 (sauf pour les prix immobiliers : 2000T1-2025T4).

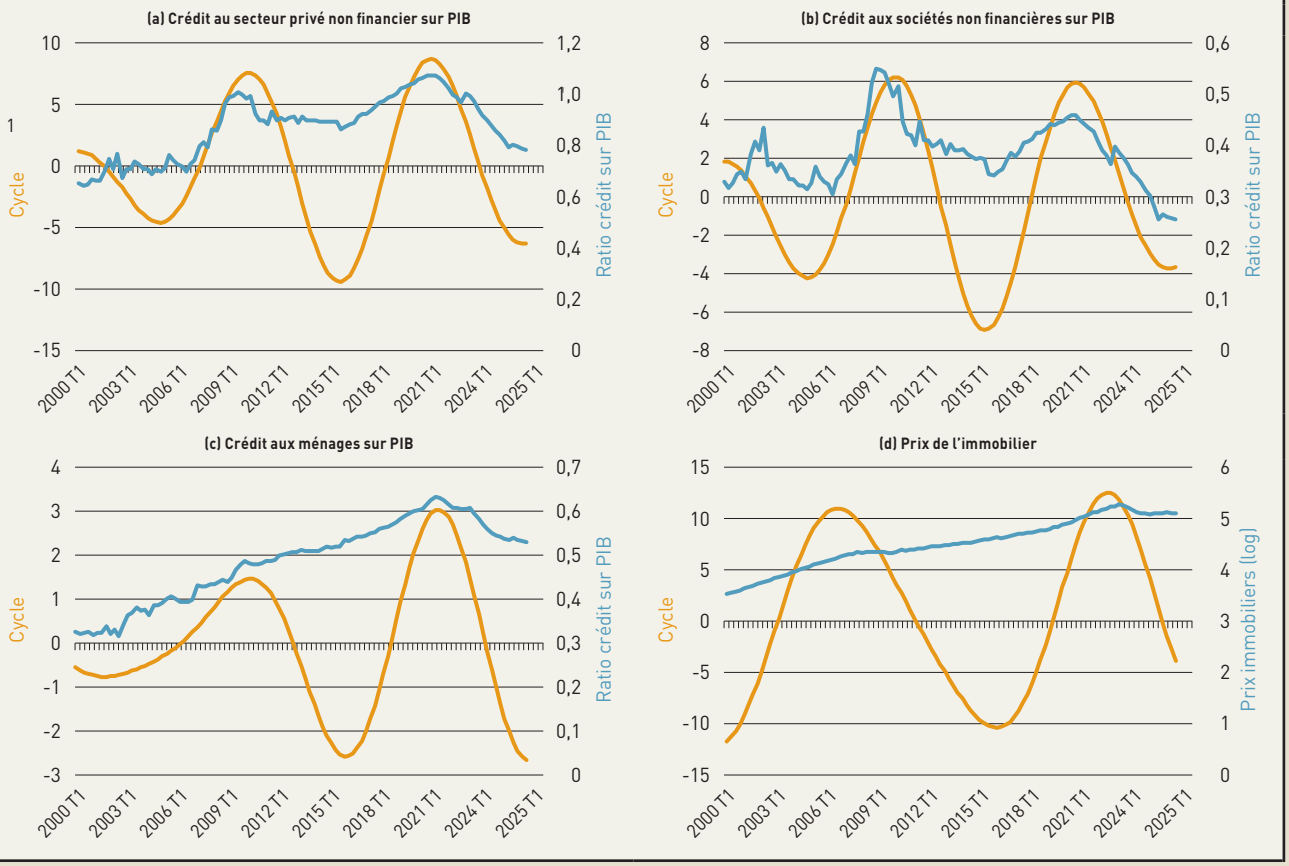
cette évolution dans la mesure où leurs ratios au PIB ont enregistré des mouvements analogues au cours de la même période. D'une part, le ratio des crédits aux sociétés non financières au PIB s'insère depuis le deuxième trimestre 2020 dans une phase de repli, aboutissant à un écart négatif de 12,4 % au premier trimestre 2025 qui s'est depuis réduit à 9,6 % à la fin de la période analysée (graphique 3.59 (b)). D'autre part, la dynamique ascendante de l'écart du ratio du crédit aux ménages au PIB à sa tendance depuis 2018 s'est inversée au premier trimestre 2021 et a atteint un creux de -8,9 % au dernier trimestre 2024, qui s'est réduit à -8,4 % au premier trimestre 2026 (graphique 3.59 (c)).En l'absence de chocs additionnels, ces dynamiques indiquent que le cycle de crédit pourrait avoir atteint le creux de sa phase de repli amorcée au milieu de 2020.

Par ailleurs, il est à noter qu'entre fin 2022 et mi-2024, les prix immobiliers ont baissé pour la première fois depuis 2009, avant de croître légèrement (graphique 3.59 (d)). Selon l´estimation issue du filtre HP, le cycle des prix immobiliers a atteint son pic au premier trimestre 2021 pour débuter une nouvelle phase descendante. L'écart des prix immobiliers à sa tendance a enregistré sa valeur négative maximale de -16,8 % à la fin de la période analysée.

Compte tenu de la multiplicité des chocs, en particulier géopolitiques, et afin de minimiser le risque d'erreur qui pourrait résulter de l'utilisation d'une seule méthodologie d'analyse du cycle financier, le recours à un filtre statistique alternatif offre un complément d'analyse qui s'avère pertinent. Ainsi, la décomposition cycle-tendance des ratios crédit sur PIB et

Graphique 3.60 :

Extraction du cycle financier par le filtre de Christiano et Fitzgerald (2003) en %



Sources : BCL, Statec, calculs BCL. Période : 2000T1-2026T1 (sauf pour les prix immobiliers : 2000T1-2025T4).

des prix immobiliers par le filtre de Christiano et Fitzgerald (2003)[51] permet de pallier les insuffisances de la méthodologie du Comité de Bâle[52]. L'utilisation du filtre de Christiano et Fitzgerald (2003) nécessite le choix d'une fenêtre d'estimation du cycle de base. En cohérence avec les extractions menées trimestriellement par la BCL dans le cadre du tableau de surveillance des risques, cette fenêtre est fixée à 32-60 trimestres afin d'extraire les cycles de base d'une durée de 8 à 15 ans.

Le graphique 3.60 (a) confirme le repli du cycle du crédit au secteur privé non financier depuis fin 2020, et qui s'explique par la phase récessive du cycle du crédit aux sociétés non financières (graphique 3.60 (b)), qui fut accentuée par la phase descendante du crédit aux ménages depuis le deuxième trimestre de 2021 (graphique 3.60 (c)). L'estimation du cycle par le filtre de Christiano et Fitzgerald (2003) suggère aussi que la phase de repli a atteint un plateau. À la fin de la période analysée, l'écart du crédit au secteur privé à sa tendance était -6,3 % et ceux du crédit aux entreprises non financières et aux ménages s'élevaient respectivement à -3,6 % et -2,7 %. De même, le graphique 3.60 (d) confirme aussi le renversement du cycle des prix immobiliers quantifié par le filtre HP dans la première moitié de 2022. Le fait que l'écart à la tendance estimée par le filtre de Cristiano et Fitzgerald (2003) n'est devenu négatif qu'à la fin de la période analysée, cette évolution suggérait que la phase de repli devrait se prolonger pour quelques trimestres additionnels.

[51] Christiano, LJ et Fitzgerald, TJ, (2003): The band pass filter. *International economic review.*

[52] Pour plus de détails, voir notamment Hamilton J. D. (2018): Why you should never use the Hodrick-Prescott filter, *Review of Economics and Statistics*, 100(5), pp.831-843 et Lang J.H. et al. (2017): Measuring credit gaps for macroprudential policy, *Financial Stability Review*, ECB.

Pour compléter les indicateurs statistiques utilisés pour l'extraction du cycle du crédit, l'adoption d'approches alternatives à celles mises en œuvre par le CERS, par la Banque centrale européenne (BCE), ainsi que par la Banque des règlements internationaux (BRI), permet d'obtenir des résultats complémentaires et utiles pour le Luxembourg. L'utilisation de la méthode des signaux peut fournir des résultats complémentaires. Il est important d'identifier, tout d'abord, les indicateurs les plus pertinents pour le contexte national et de sélectionner les seuils de risque y afférents pour le déclenchement des mesures macroprudentielles.

Pour cela, il est d'usage de déterminer les seuils de risque en fonction des données décrivant les crises bancaires passées par l'utilisation de données en panel, nécessaires pour distinguer les pays ayant connu des crises bancaires systémiques de ceux n'ayant aucune expérience en la matière[53].

Plusieurs indicateurs de l'évolution du crédit au secteur réel privé domestique – notamment le crédit hypothécaire pour sa contribution au marché de l'immobilier résidentiel – sont évalués. Les signaux émis par les indicateurs individuels (méthode des signaux univariée) sont analysés dans l'objectif de mesurer la probabilité d'une « crise bancaire » au cours des quatre années à venir. Les signaux sont émis lorsque la valeur d'un ou de plusieurs indicateurs dépasse un certain seuil fixé à l'avance. Néanmoins, les signaux peuvent comporter de fausses alertes (alerte positive fausse) ou des diagnostics erronés (alerte négative fausse). L'évaluation du risque nécessite alors un arbitrage entre les deux types d'erreurs. La qualité des signaux des indicateurs est évaluée à l'aide de l'aire se situant sous la courbe d'efficacité du récepteur dite AUROC (« *Area Under the Receiver Operating Characteristic Curve* »). L'aire sous cette courbe permet de mesurer la probabilité que la distribution conditionnelle d'une période de pré-crise domine celle relative à une période normale. Quant aux seuils de risque, ils sont fixés en tenant compte de l'arbitrage entre les deux types d'erreurs. Lorsque la valeur de l'indicateur dépasse le seuil inférieur, le risque d'évoluer dans une période de pré-crise est relativement élevé. Le dépassement du seuil supérieur serait synonyme d'une « probabilité élevée » de l'imminence d'une crise.

Le tableau 3.15 présente les résultats des estimations. Bien que tous les indicateurs soient utiles pour identifier les périodes de pré-crise (valeur de l'AUROC supérieure à 0,5), le taux de croissance du crédit immobilier semble être relativement plus performant pour détecter les périodes de crises. Compte tenu de l'existence d'interdépendances entre les prix de l'immobilier résidentiel et le taux de croissance des crédits immobiliers, ce dernier est utile en tant qu'indicateur avancé pour détecter les périodes de fragilités induites par une évolution soutenue des prix de l'immobilier résidentiel. Ce constat est conforté par une valeur de 78,95 % de l'AUROC, mais aussi par une probabilité conditionnelle relative à la dernière observation de 46,33 %.

[53] La définition de la variable binaire de crises bancaires systémiques adoptée par Detken *et al.* (2014) est retenue dans cette analyse. Pour plus de précisions, voir Detken *et al.* (2014): « Operationalising the countercyclical capital buffer: indicator selection, threshold identification and calibration options », ESRB Occasional Paper Series 05.

Tableau 3.15 :

Les valeurs de l'AUROC et des seuils de vulnérabilité des niveaux de variables adoptées

INDICATEURS	DÉFINITION DU CRÉDIT	AUROC	SEUIL INFÉRIEUR	SEUIL SUPÉRIEUR	DERNIÈRE OBSERVATION
Taux de croissance annuel réel	Définition étroite BCL du crédit	77,72 % (p = 0,00)	-1,31 % (pc = 43,91 %)	7,58 % (pc = 80,42%)	0,18 % (pc = 50,83 %)
	Crédit immobilier résidentiel	78,859 % (p = 0,00)	4,10 % (pc = 65,12%)	7,50 % (pc = 75,81 %)	-0.97 % (pc = 46,33 %)
Écart du ratio crédit sur PIB	Définition étroite BCL du crédit	72,63 % (p = 0,00)	-4,88 % (CP=30,66 %)	12,41 % (CP=88,84%)	-16,99 % (CP=5,52 %)
	Crédit immobilier résidentiel	72,93 % (p = 0,00)	-1,86 % (CP=24,39 %)	4,61 % (CP=74,17 %)	-7,07 % (CP=18,84 %)

Source : BCL, p = la probabilité statistique que la valeur de l'AUROC soit différente de 0,5, cp = la probabilité conditionnelle. Modèle Logit. Estimation 2026T1 (conditionnelle sur la prévision de croissance du PIB).

1.8.3 Les tests d'endurance en tant qu'outils macroprudentiels

Les dernières crises financières et sanitaires et les récentes tensions géopolitiques ont illustré de nouveau les liens entre les différents acteurs économiques ainsi que les canaux de propagation des chocs. Les pertes sociales, en termes de croissance économique, d'emploi, de progression des déficits et de l'endettement publics ainsi qu'en termes d'instabilité du système financier, induites par ces crises sont très élevées. Ces faits exigent le dépassement des approches microprudentielles privilégiant le suivi de la solidité financière des établissements individuels. Autrement dit, il est important d'adopter une approche macroprudentielle du système financier, permettant ainsi d'analyser ses interactions avec les composantes sectorielles de l'économie et leurs impacts potentiels sur la stabilité financière. À cet égard, les tests de résistance macroprudentiels constituent un outil reconnu permettant l'analyse des liens entre les évolutions macroéconomiques et la stabilité du système financier ou de l'une de ses composantes.

Caractéristiques du stress test macroprudentiel de la BCL

L'approche adoptée dans la conduite du test de résistance s'appuie sur l'estimation d'un modèle macro-économétrique composé de plusieurs équations selon la technique MVAR appliquée à des données à fréquence trimestrielle[54]. Les principales variables du modèle sont :

- la probabilité de défaut des contreparties des banques, approximée par le ratio des créances douteuses ;
- le produit intérieur brut réel du Luxembourg ;
- le produit intérieur brut réel de la zone euro ;
- le taux d'intérêt réel (EURIBOR 3 mois) ;
- les prix de l'immobilier résidentiel au Luxembourg déflatés par l'indice des prix à la consommation (IPCN).

Le scénario de base du test de résistance est basé sur les projections macroéconomiques du mois de décembre 2025 de la BCE[55], tandis que le scénario adverse s'appuie sur celui développé par la « Task force » du CERS dans le cadre du récent stress test des banques développé pour l'Autorité bancaire européenne (EBA). Toutefois, des ajustements de la taille des différents chocs ont été introduits afin de

[54] Pour plus de détails sur le modèle voir P. Guarda, A. Rouabah et J. Theal (2013): A mixture vector autoregressive framework to capture extreme events in macroprudential stress tests, *Journal of Risk Model Validation* 7(4), pp. 21-51.

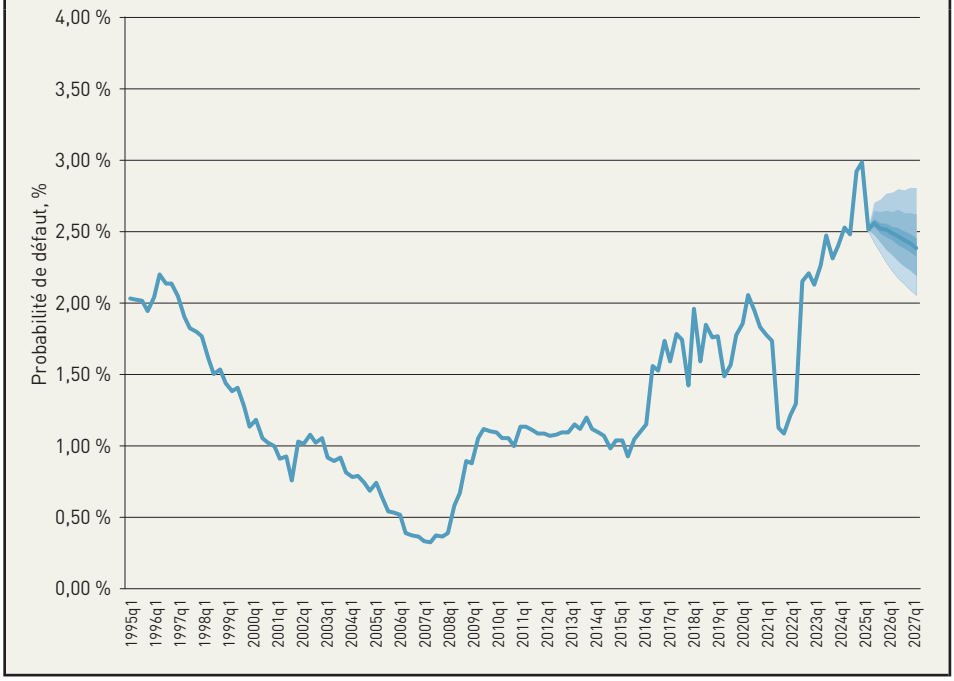
[55] ECB staff macroeconomic projections for the euro area, December 2025.

tenir compte des évolutions récentes propres à l'économie luxembourgeoise. Les stress tests réalisés sont conduits selon une approche « *top-down* » et le modèle satellite adopté permet de relier explicitement l'évolution des probabilités de défaut à l'évolution de variables économiques. Autrement dit, il traduit un scénario macroéconomique donné en paramètre de risque au niveau du secteur bancaire (PD ou LGD ou les deux à la fois). L'horizon de projection retenu pour ces *scénarii* est de deux ans, soit la période 2026-2027. Pour chaque scénario de stress, l'effet du choc est quantifié à travers son impact sur le niveau des probabilités de défaut, lequel demeure un facteur déterminant des exigences de capitaux propres (Tier 1 commun). Autrement dit, les probabilités de défaut simulées à partir des spécifications du modèle sont ensuite traduites en termes d'exigences de capitaux, conformément aux standards établis par la régulation européenne (CRD et CRR).

Les résultats du scénario de base concernant l'évolution de la probabilité de défaut en 2026 et 2027 laissent présager que la tendance est plutôt à la poursuite de la baisse débutée au dernier trimestre 2025. La projection et les intervalles de confiance associés sont illustrés dans le graphique 3.61. Cette baisse relative s'explique principalement par l'assouplissement des conditions financières dans un contexte d'une politique monétaire à tendance neutre et par l'amélioration des perspectives de la croissance du PIB au Luxembourg et au sein de la zone euro et la reprise graduelle des prix de l'immobilier résidentiel. Ces effets positifs seraient susceptibles de s'inverser si les tensions géopolitiques actuelles, en particulier la guerre au Moyen-Orient, se poursuivaient.

Quant à l'impact des chocs sur le niveau des probabilités de défaut, le graphique 3.62 affiche les résultats de 5 000 simulations issues du modèle satellite adopté pour conduire des tests d'endurance macroprudentiels propres au secteur bancaire luxembourgeois. L'ensemble des *scénarii* de stress prévoit bien un déplacement de la distribution des probabilités de défaut par rapport à celles estimées à partir du scénario de base qui reflète la tendance économique « centrale ». Ainsi, les *scénarii* adoptés ont une incidence défavorable sur le niveau des probabilités de défaut des contreparties des banques luxembourgeoises. Les résultats affichés laissent présager que les probabilités de défaut sont sensibles aux multiples chocs économiques simulés pour évaluer le degré de résilience des banques luxembourgeoises. Dans ce cadre, l'impact le plus important est induit par les prix de l'immobilier résidentiel. En effet, les simulations révèlent que l'impact d'un choc sur ces derniers est beaucoup plus important que ceux issus du PIB ou du taux d'intérêt réel. En d'autres termes, la matérialisation d'un choc sur les prix de

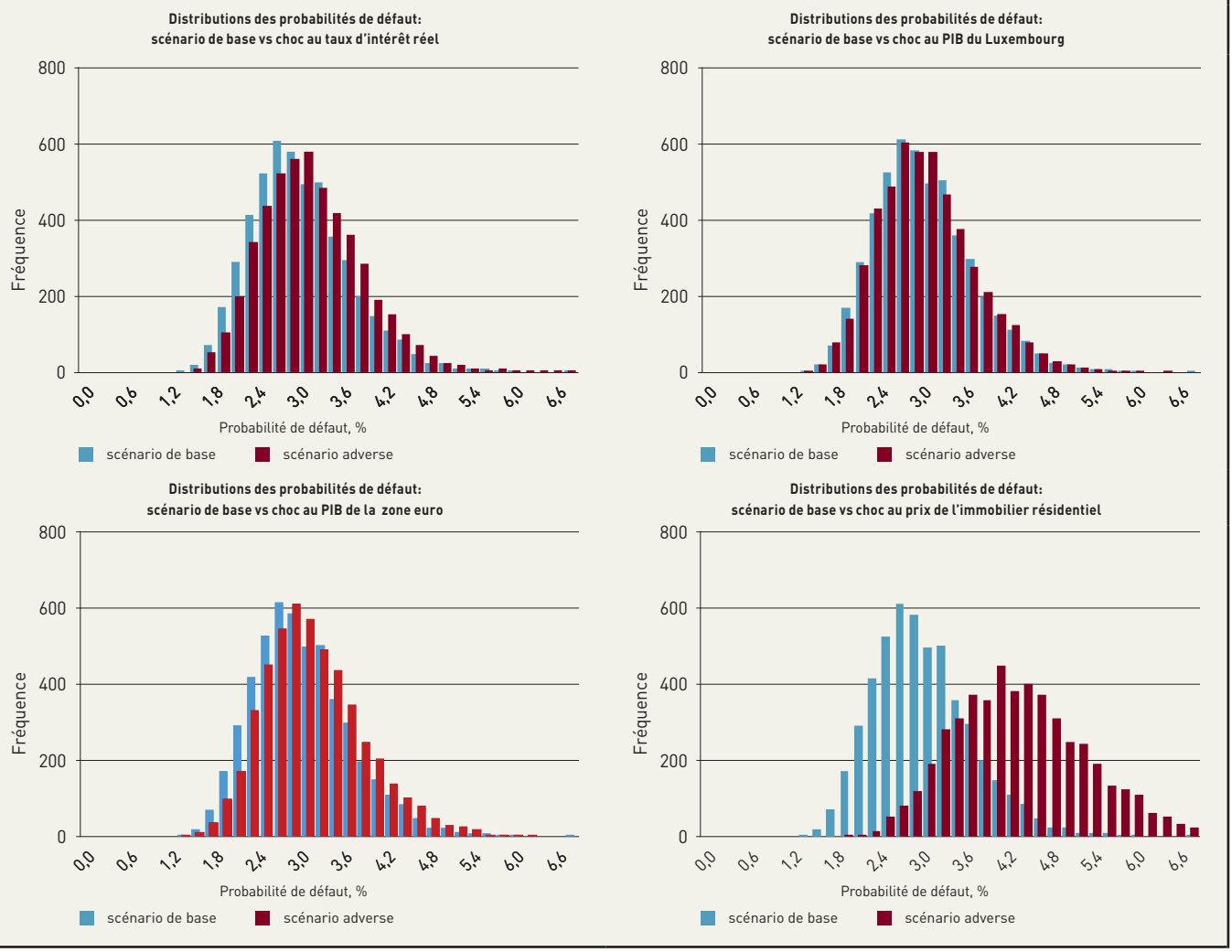
Graphique 3.61 :
Évolution et prévision des probabilités de défaut des contreparties des banques luxembourgeoises (risque de crédit)



Sources : données CSSF, calculs, estimation et projections BCL

Graphique 3.62 :

Distribution des probabilités de défaut : scénarii d'un choc du PIB du Luxembourg, du PIB de la zone euro, du taux d'intérêt réel et des prix de l'immobilier résidentiel



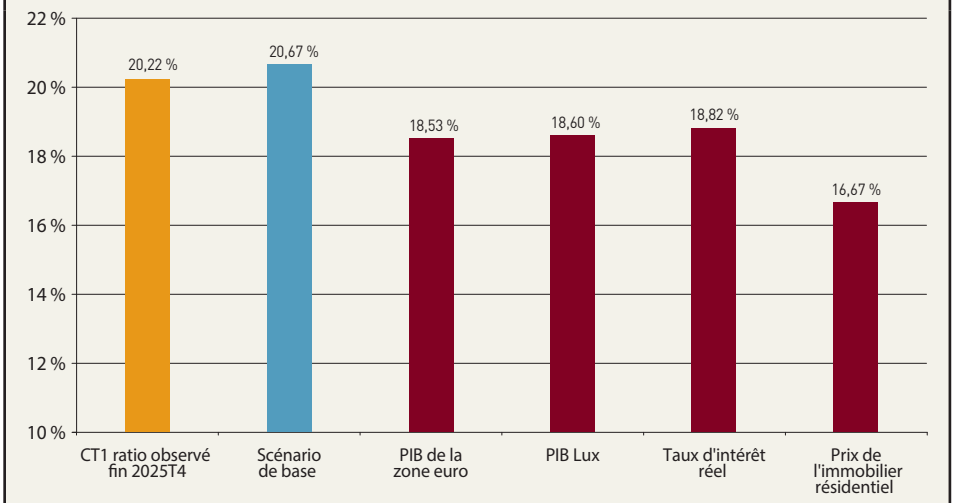
Source : BCL.

l'immobilier serait le principal risque pour les banques domestiques dont l'activité du crédit immobilier représente une partie significative de leurs expositions bilancielles.

Après avoir estimé et simulé les probabilités de défaut propres à chaque scénario, ces dernières ont été utilisées pour quantifier l'impact de leur progression sur les exigences en termes de capitaux propres des banques. Les résultats agrégés sont affichés dans le graphique 3.63. Ils révèlent que les simulations de stress ont bien une incidence défavorable sur le niveau des capitaux propres des banques en comparaison avec le niveau du scénario de base. Les effets des chocs entraîneraient une baisse du ratio de solvabilité allant de -2,07 à -4,0 points de pourcentage pour atteindre un ratio de 16,67 % dans le cas du choc sur les prix de l'immobilier résidentiel. Ceci représente un impact significatif sur le ratio de solvabilité des banques individuelles actives sur le segment des crédits aux ménages et aux entreprises non financières. Bien que le système bancaire dans son ensemble disposerait de fonds propres suffisants selon les du scénario de base (20,67 %) pour absorber de tels chocs, une grande hétérogénéité en matière de solvabilité des établissements de crédit est observée. Au vu des

résultats obtenus au niveau agrégé, quelques banques ne disposant pas de suffisamment de coussins de capitaux propres seraient amenées à réduire la taille de leur bilan ou renforcer leurs fonds propres en cas de matérialisation des chocs adoptés pour la conduite de ce test d'endurance.

Graphique 3.63 :
Impact des chocs sur le niveau du capital Tier 1 à la fin de l'année 2027



Source : calculs et estimation BCL.

Compte tenu de l'importance de la sensibilité du portefeuille des crédits des banques luxembourgeoises à la croissance économique, au taux d'intérêt et aux prix de l'immobilier résidentiel, les autorités compétentes devraient accorder une importance particulière aux trajectoires vraisemblables de ces agrégats, en particulier celles des prix de l'immobilier résidentiel au Luxembourg. Ceci est d'autant plus important que le resserrement rapide des politiques monétaires dans un contexte d'endettement élevé des ménages au Luxembourg aurait inévitablement des coûts économiques réels pour les ménages endettés à des taux variables. La matérialisation d'un choc important affectant les prix de l'immobilier ou les autres variables macroéconomiques serait susceptible d'engendrer des déséquilibres financiers importants, en particulier pour les établissements de crédits dont l'activité est plutôt orientée vers l'économie domestique. L'activation en 2021 par le Comité du risque systémique (CdRS) du ratio LTV différencié est un levier approprié pour renforcer la résilience des établissements de crédit et réduire leurs pertes en cas de défaut de leurs contreparties. Dans la mesure où le LTV à lui seul risque d'être insuffisant pour atténuer les risques induits par l'importance de l'endettement des ménages et par la contrainte persistante d'une offre insuffisante de logements, la poursuite de la surévaluation des prix de l'immobilier résidentiel est susceptible de persister, en dépit de la baisse significative enregistrée en 2023 et 2024. C'est pourquoi il serait souhaitable que les autorités responsables de la politique macroprudentielle envisagent l'activation des instruments additionnels fondés sur les revenus des ménages dès le retournement du cycle réel et/ou financier, tels que le ratio de la dette au revenu ou celui du service de la dette.

1.8.4 L'indice alpha et la densité du réseau bancaire : mesures de l'intensité des interconnexions bancaires et de la concentration des liens interbancaires

Afin d'évaluer l'intensité des interconnexions bancaires au Luxembourg, il convient de recourir à des indicateurs tels que la densité du réseau ou l'indice alpha en s'appuyant sur la théorie des graphes. Un réseau est constitué d'un ensemble de nœuds (représentant les établissements bancaires) reliés entre eux par des arêtes (représentant les connexions ou expositions entre les établissements bancaires). La structure du réseau peut être décrite à travers la taille des nœuds, reflétant l'importance des banques dans le réseau interbancaire, et le nombre d'arêtes qui représente quant à lui le degré de connectivité entre les établissements bancaires actifs au sein du réseau. À partir de ces deux éléments constitutifs du réseau, il est possible de construire des indicateurs synthétiques permettant l'identification et la

mesure du degré de connectivité au sein du réseau (l'indice alpha) ainsi que sa densité. Ces indicateurs se révèlent être particulièrement utiles pour appréhender les risques potentiels induits par la concentration et/ou la multiplicité des canaux de contagion.

Mesure du degré de connectivité du réseau

Le degré de connectivité du réseau est mesuré par l'évolution de **l'indice alpha**. Ce dernier se définit comme étant le rapport entre le nombre de circuits effectifs dans un réseau non orienté[56] et le nombre maximum de circuits possibles. Par circuit, on entend une trajectoire s'achevant au niveau du nœud d'où elle est issue et se composant de nœuds et d'arêtes. Plus l'indice alpha est élevé, plus le degré de connectivité du réseau est important. Ainsi, un réseau simple (respectivement complexe ou entièrement connecté) aura une valeur de 0 (respectivement de 1). L'indice alpha mesure également le degré de connectivité du réseau indépendamment du nombre de nœuds[57].

Les formules de calcul de l'indice alpha sont décrites ci-dessous :

Graphes planaires :

σ = *nombre de circuits effectifs / nombre maximum de circuits possibles*
$\sigma = c / (2n - 5)$,
où "*c*" est le nombre de circuits et "*n*", le nombre de nœuds ;
$c = e - n + p$,
où "*e*" est le nombre d'arêtes dans un réseau non orienté et "*p*" le nombre de sous-graphes isolés.

Graphes non planaires :

$\sigma = (e - n+p)/ [(n (n - 1)/2) - (n - 1)]$

En principe, un graphe planaire est un graphe ayant la particularité de pouvoir se représenter sur un plan sans qu'aucune arête n'y croise une autre. En d'autres termes, il peut être dessiné sur le plan de telle sorte que ses arêtes se coupent uniquement au niveau de leurs extrémités, sans intersection au niveau des arêtes. Inversement, un graphe non planaire présente des arêtes qui peuvent se croiser. Dans ce contexte, la méthode de Boyer et Myrvold (2004)[58] est employée pour tester la planéité selon le théorème de Kuratowski (1930)[59].

Mesure de la densité du réseau

La **densité d'un réseau** est mesurée par le rapport entre le nombre de connexions effectives des nœuds et l'ensemble des connexions possibles au sein d'un réseau orienté[60]. Une « connexion possible » est définie comme tout lien susceptible d'exister entre deux « nœuds ».

[56] Un réseau non orienté traite les expositions d'une banque, à l'actif et au passif, à une même contrepartie comme étant une seule arête.
[57] Voir Ducruet C., Rodrigue J.-P., «Graph Theory: Measures and Indices», *The Geography of Transport Systems*.
[58] Boyer J. M., Myrvold W. J., (2004) : "On the Cutting Edge: Simplified O(n) Planarity by Edge Addition", *Journal of Graph Algorithms and Applications*, Vol. 8, No. 3, pp. 241–273
[59] Kuratowski K., (1930) : « Sur le Problème des Courbes Gauches en Topologie », *Fund. Math.*, Vol. 15, pp. 271–283.
[60] Un réseau orienté traite les expositions d'une banque à l'actif et au passif à une même contrepartie comme étant deux arêtes différentes.

Densité du réseau :

PC = nombre de connexions effectives / nombre de connexions possibles
PC = T / n (n - 1),
où "T" est le nombre d'arêtes dans un réseau orienté.

Source des données pour la construction du réseau interbancaire

Le réseau interbancaire national est construit à partir de données trimestrielles issues du tableau prudentiel relatif aux « grands risques ». La disponibilité de telles données facilite la surveillance et la prévention d'une éventuelle concentration excessive des risques en matière d'exposition des établissements de crédit vis-à-vis d'un client particulier ou d'un groupe de clients liés.

D'importants travaux ont été entrepris récemment au sujet de la révision de la structure des rapports ayant trait aux grands risques. Des améliorations significatives ont ainsi pu être apportées en termes de granularité et de qualité des informations collectées. Pour le système bancaire luxembourgeois, les seuils minima de notification en matière de grands risques au niveau individuel ont été fixés par la CSSF.

Pour les risques pris sur des « établissements », les banques doivent renseigner toutes les expositions dont la valeur est supérieure ou égale à *10 % des fonds propres de catégorie 1 ou de 25 millions d'euros.*

Propriétés structurelles du réseau interbancaire domestique

S'agissant de l'analyse du réseau interbancaire domestique, les transactions intragroupes domestiques sont exclues. Les transactions (arêtes) entre deux établissements bancaires sont des valeurs brutes et non compensées. Autrement dit, chaque banque peut être exposée à une même contrepartie à la fois à l'actif et au passif (correspondant respectivement aux fonds attribués et reçus). Par conséquent, le nombre d'arêtes, dans la colonne 4 du tableau 3.16, représente le nombre de transactions brutes entre les banques au sein du réseau.

Le tableau 3.16 affiche également, pour chaque trimestre, la valeur totale des transactions entre les banques domestiques au cours de la période analysée. La somme agrégée des transactions au niveau du réseau, estimée à 6,2 milliards d'euros au quatrième trimestre 2025, a augmenté par rapport aux trimestres précédents. Globalement, le nombre d'établissements de crédit prenant part aux transactions interbancaires domestiques est resté stable au cours des derniers trimestres, tandis que le nombre total de transactions déclarées a diminué.

Tableau 3.16 :

Propriétés structurelles du réseau interbancaire domestique entre 2021T1 et 2025T4

PÉRIODES	SOMME TOTALE DES TRANSACTIONS AU NIVEAU DU RÉSEAU (EN MILLIARDS D'EUROS)	NOMBRE D'ÉTABLISSEMENTS DE CRÉDIT (NŒUDS)	TRANSACTIONS INTERBANCAIRES (ARÊTES)
2021 T1	4,5	73	144
2021 T2	4,1	69	139
2021 T3	3,8	68	126
2021 T4	3,9	61	120
2022 T1	4,7	73	134
2022 T2	4,2	66	124
2022 T3	4,3	72	127
2022 T4	4,4	70	120
2023 T1	4,4	69	118
2023 T2	4,5	66	111
2023 T3	4,5	66	109
2023 T4	4,9	63	104
2024 T1	5,1	64	106
2024 T2	4,6	63	107
2024 T3	4,1	61	103
2024 T4	5,1	61	97
2025 T1	5,4	58	80
2025 T2	5,2	60	97
2025 T3	5,6	60	90
2025 T4	6,2	61	86

Source : Calculs BCL.

Alors que la valeur nominale moyenne des expositions interbancaires par établissement de crédit a légèrement augmenté au cours des derniers trimestres, le nombre moyen de transactions par établissement de crédit est resté constant (graphique 3.64).

Analyse de la connectivité du réseau interbancaire domestique

Les mesures de connectivité du réseau interbancaire domestique affichent une légère divergence au cours de la période analysée. Les chiffres associés à la densité du réseau sont plus homogènes que ceux fournis par l'indice alpha. Les valeurs liées à la densité du réseau évoluent entre 0,023 et 0,033, tandis que celles fournies par l'indice alpha varient entre 0,14 et 0,66. Après une hausse passagère en 2021, la densité a retrouvé son niveau observé avant la pandémie. L'indice alpha a enregistré des baisses significatives au cours des dernières années, ce qui est synonyme d'une baisse des interconnexions interbancaires.

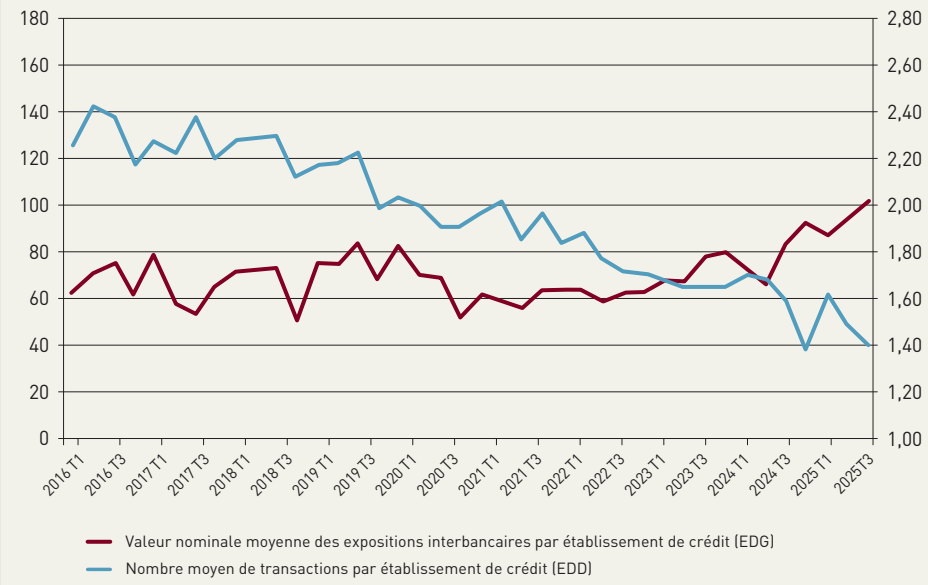
Cependant, la connectivité du réseau interbancaire national, telle que mesurée par la densité, reste assez faible compte tenu de la faible proportion de tous les liens possibles prévalant entre les établissements de crédit intervenant sur le marché interbancaire domestique. En outre, les valeurs obtenues pour l'indice alpha indiquent un niveau relativement faible de redondance au sein du réseau (graphique 3.65).

1.8.5 Les interconnexions entre les établissements de crédit et les fonds d'investissement

Les expositions réciproques entre les établissements de crédit luxembourgeois et le secteur des fonds d'investissement peuvent être utilisées pour décrire et évaluer l'importance des interconnexions au sein du système financier domestique. Alors que l'exposition des banques est très limitée à l'actif, avec un montant agrégé d'environ 2,2 % du bilan agrégé du secteur bancaire, les sources de financement en provenance des fonds d'investissement et figurant dans le passif des banques s'élevaient à 154 milliards d'euros, soit 15,7 % du bilan agrégé du secteur bancaire en fin d'année 2025. En dépit de son importance, cet encours a considérablement diminué après le pic enregistré au premier trimestre 2022. Toutefois, au cours des derniers trimestres, il a de nouveau enregistré une légère augmentation (graphique 3.66).

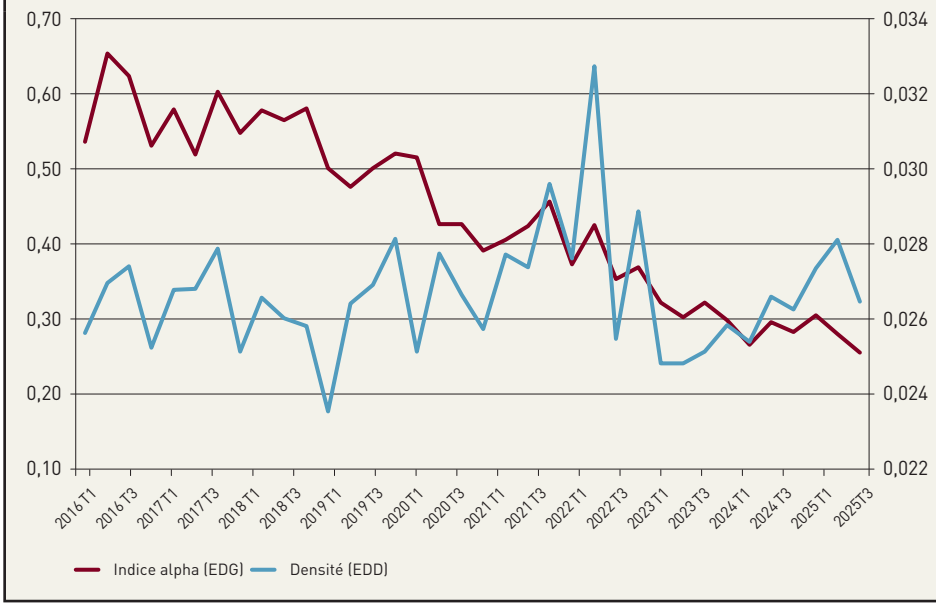
Le niveau élevé de dépôts à vue des fonds d'investissement auprès des banques serait susceptible de constituer un vecteur de contagion, en cas de rachats massifs de parts de fonds par les investisseurs. Ceci est d'autant plus vrai que le réseau des interconnexions entre les fonds d'investissement et les banques dépositaires au Luxembourg est relativement dense (graphique 3.67).

Graphique 3.64 :
Valeur nominale moyenne des expositions interbancaires par établissement de crédit et nombre moyen de transactions par établissement de crédit entre 2016T1 et 2025T4 (en millions d'euros)



Source : Calculs BCL.

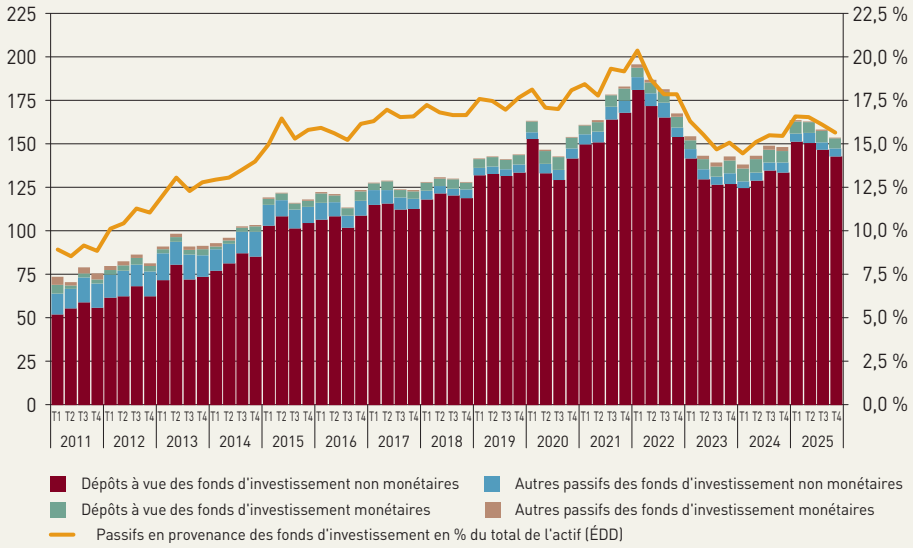
Graphique 3.65 :
Indice alpha et densité du réseau entre 2016T1 et 2025T4



Source : Calculs BCL.

Graphique 3.66 :

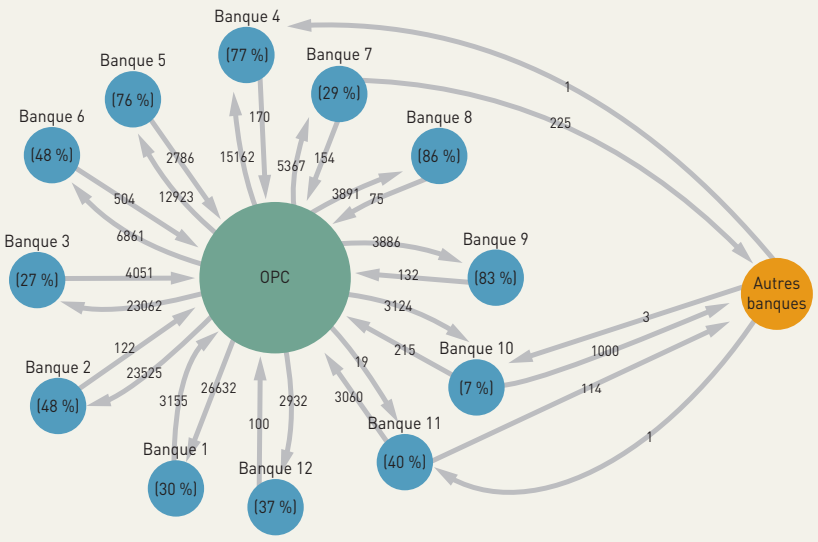
Évolution des passifs des établissements de crédit domestiques provenant des fonds d'investissement (en milliards d'euros)



Source : BCL.

Graphique 3.67 :

Réseau des interconnexions entre les banques dépositaires et les fonds d'investissement au Luxembourg en 2025T4



Source : BCL. Note : les expositions sont en millions d'euros. Le pourcentage de dettes envers les OPC relativement au total bilanciel des banques est indiqué entre parenthèses.

Afin d'évaluer l'accumulation potentielle de risque de nature systémique émanant de ces interconnexions, des outils d'analyse de réseaux sont utilisés par la BCL. Dans le contexte du système financier luxembourgeois, l'analyse porte sur le réseau constitué d'un côté par les expositions entre les banques individuelles et le secteur des fonds d'investissement et, de l'autre côté, par les expositions interbancaires domestiques. Pour la construction du réseau, chaque établissement de crédit est représenté par un nœud tandis que l'ensemble du secteur des fonds est agrégé dans un seul nœud. Les expositions entre les nœuds sont représentées par des arêtes. L'analyse des indicateurs du réseau montre que la structure est restée très stable dans le temps.

Au quatrième trimestre 2025, le réseau est hautement centralisé sur le nœud représentant le secteur des fonds d'investissement. De plus, un faible nombre d'arêtes existantes (densité de 2,4 %) combiné avec de courtes distances entre les nœuds indique que plusieurs banques remplissent potentiellement le rôle de pivot dans le réseau et pourraient être qualifiées d'établissements systémiques. L'importance systémique des nœuds au sein du réseau peut être quantifiée à l'aide des mesures de centralité. Le tableau 3.17 résume les distributions des scores pour cinq mesures de centralité fréquemment utilisées dans le domaine de l'analyse des réseaux[61].

[61] Ces mesures ont, par exemple, été employées dans la Revue de stabilité financière de la BCE de juin 2012.

Tableau 3.17 :
Distribution des scores pour différentes mesures de centralité

	ÉCART-TYPE	MINIMUM	MÉDIANE	90e PERCENTILE	MAXIMUM
In-degré	7	0	1	3	60
Out-degré	6	0	1	3	60
Intermédiarité	632	0	0	131	5 858
Proximité	18	3	116	117	117
Degré	524	0	8	111	4 829
Centralité de vecteur propre	303	0	10	326	2 154
In-PageRank	402	19	24	172	3 711
Out-PageRank	356	25	30	181	3 238

Source : BCL. Période : 2025T4. Notes : In-degré (Out-degré) d'un nœud est égal au nombre d'arêtes rentrantes (sortantes)[62].

Selon la mesure d'intermédiation, la majorité des banques obtient un score de zéro, impliquant ainsi qu'elles ne remplissent pas de fonction de pivot au sein du réseau. Un nombre limité d'établissements orientés vers le marché domestique est caractérisé par une importante centralité en raison de leur activité intense sur le marché interbancaire. La mesure de proximité a un écart-type très faible, indiquant ainsi que les distances entre les nœuds ne varient pas beaucoup et que l'indicateur n'est donc pas très instructif pour déterminer les banques systémiques. La centralité de vecteur propre indique que les banques dépositaires, qui ont les liens les plus prononcés avec les fonds d'investissement, sont les institutions les plus importantes. Les deux mesures PageRank donnent plus de poids aux expositions interbancaires, qui ont en général un volume plus faible, que la centralité de vecteur propre, ce qui explique le score médian plus élevé pour les mesures PageRank.

Par conséquent, PageRank est une mesure plus adéquate, car un vecteur de contagion potentiel pourrait s'étendre du secteur des fonds d'investissement à l'ensemble du secteur bancaire via le marché interbancaire. In-PageRank est préféré à Out-PageRank puisque les passifs des banques provenant des fonds d'investissement sont beaucoup plus importants que les expositions à l'actif. Les banques les plus systémiques en termes de score PageRank sont généralement les banques dépositaires ainsi que les banques commerciales et de détail dont le modèle d'affaires est axé sur le marché domestique.

Une grande partie de ces banques a également été identifiée comme Autres établissements d'importance systémique (A-EIS). En effet, l'évaluation des A-EIS luxembourgeois inclut la mesure In-PageRank et les avoirs de tiers déposés par les fonds d'investissement en tant qu'indicateurs supplémentaires aux critères établis par l'Autorité bancaire européenne afin de capter adéquatement les interconnexions entre les fonds d'investissement et le secteur bancaire au Luxembourg.

En outre, le potentiel de contagion peut aussi dépendre du degré de transformation de liquidité effectuée par les fonds d'investissement et/ou les banques. En effet, les fonds d'investissement détenant des encours importants de titres liquides, par exemple les obligations d'État à notation élevée, seraient moins susceptibles de recourir à leurs dépôts bancaires lorsqu'ils sont confrontés à des rachats de

[62] Les autres mesures sont calculées à partir de réseaux qui prennent en compte les volumes échangés et la somme des scores est égale à 10 000. Un score d'intermédiarité élevé indique qu'un nœud est placé sur un nombre important de chemins les plus courts reliant les autres nœuds du réseau. Un score de proximité élevé indique une faible distance moyenne vers les autres nœuds du réseau. Le degré d'un nœud est égal à la somme des actifs et passifs dans le réseau. La centralité de vecteur propre est une extension du degré qui prend aussi en compte la centralité des contreparties. In- et Out-PageRank sont des extensions de la centralité de vecteur propre qui distinguent les actifs et les passifs.

parts massifs. De même, les banques qui détiennent des quantités importantes d'actifs liquides devraient être en mesure de faire face à d'importants retraits de dépôts. L'encadré 3.12 révèle que les fonds d'investissement au Luxembourg détiennent des quantités importantes d'actifs liquides pour faire face à un choc sévère de rachat de parts. De plus, les banques dépositaires ayant un lien fort avec les fonds d'investissement disposaient de suffisamment d'actifs liquides.

Encadré 3.12 :

ANALYSE DE LA QUALITÉ DES PORTEFEUILLES DES FONDS D'INVESTISSEMENT

La hausse des taux d'intérêt directeurs des principales banques centrales occidentales en 2022 et 2023 a affecté le niveau de taux d'intérêt de long terme, ainsi que la pente de la courbe des taux. La progression des taux a atténué l'appétit des investisseurs sur les marchés financiers à l'égard du risque. Cela s'est traduit par une hausse des taux sans risque lors de ces deux années. L'inversion du cycle de la politique monétaire avec une succession de baisses des taux d'intérêt en 2024 et 2025 n'a eu cependant que peu d'effets sur les taux des obligations souveraines dans un contexte de tensions géopolitiques, d'incertitudes importantes et de résurgence des craintes liées au niveau d'endettement de certains États.

Ces deux dernières années, les investisseurs ont affiché un appétit stable à l'égard du risque en dépit de l'importance cumulée des baisses des taux d'intérêt directeurs. Le secteur des fonds au Luxembourg s'est inscrit dans cette tendance, avec le maintien d'une stratégie d'investissement en faveur des titres à maturité plus courte que lors de la période précédente. Ainsi, la maturité moyenne de leurs portefeuilles obligataires a baissé au cours des cinq dernières années de 1,5 années pour s'établir aux alentours de huit ans en 2025.

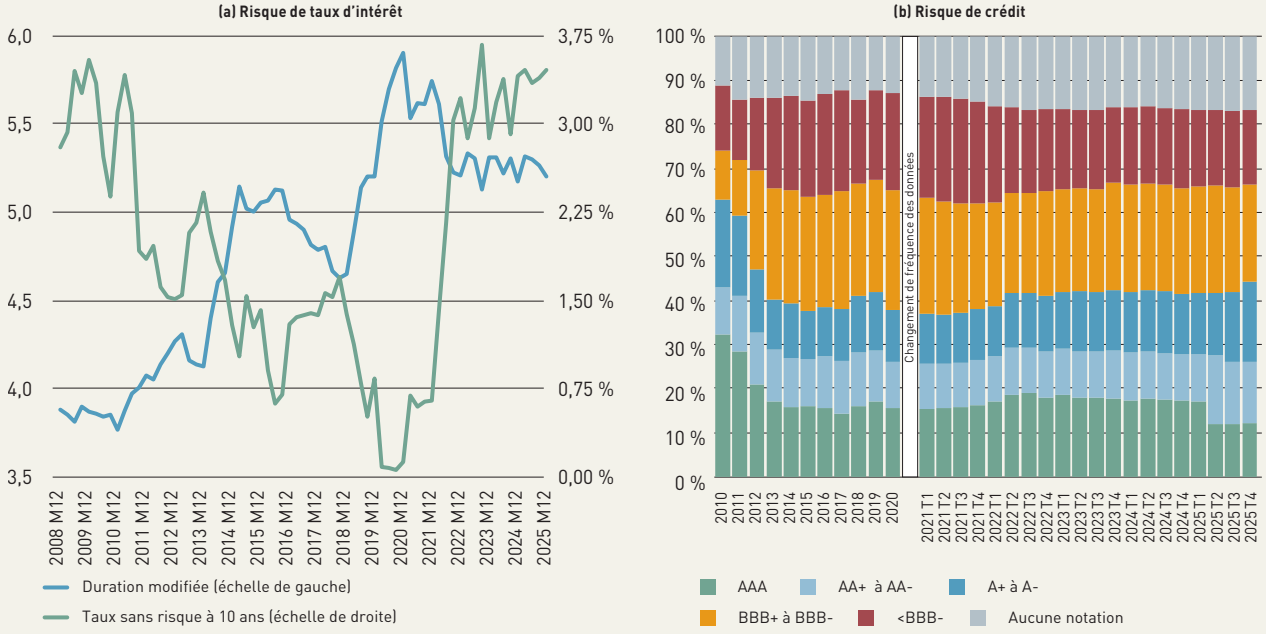
La réduction de la maturité moyenne des portefeuilles obligataires s'est accompagnée d'une baisse de la sensibilité aux changements de taux d'intérêt. Cette sensibilité est mesurée par la duration modifiée (graphique 3.68(a)). Au cours de la dernière décennie, la baisse des taux sans risque avait entraîné une augmentation régulière de la duration des titres détenus par les fonds. Depuis le premier trimestre 2021, cette tendance s'est inversée et la duration modifiée a baissé pour se stabiliser à 5,2.

Quant à la qualité de crédit des titres détenus par les fonds luxembourgeois, elle est restée globalement stable depuis 2013 (graphique 3.68(b)). On constate quelques variations courant 2025 dans la décomposition par rating pour les notes AAA, AA et A. Il s'agit de la dégradation du rating des États-Unis de AAA à AA en mai 2025, qui s'est traduite par une baisse de la part des actifs AAA, tandis que la part des actifs notés AA a augmenté. De manière similaire, la France a vu son rating passer de AA à A lors au troisième trimestre 2025, ce qui explique les variations des parts des actifs AA et A dans le portefeuille des fonds d'investissement au trimestre 2025. À l'opposé, l'amélioration du rating de l'Espagne de BBB à A a généré une hausse de la part des actifs A au dernier trimestre 2025. Enfin, nous constatons une diminution régulière de la part des actifs à haut rendement (<BBB-) dans les portefeuilles des fonds luxembourgeois traduisant vraisemblablement une hausse de l'aversion à l'égard du risque dans un contexte de tension géoéconomique induite par les mesures tarifaires prises par l'administration américaine en 2025.

Le risque de crédit auquel les fonds d'investissement sont exposés varie significativement en fonction de leur politique d'investissement (graphique 3.69).

Les différents types de fonds monétaires ainsi que les fonds obligataires de dette publique détiennent les portefeuilles obligataires les mieux notés. Pour les fonds monétaires à valeur liquidative constante (VLC) de dette publique et les fonds obligataires de dette publique, la qualité élevée de leurs portefeuilles s'explique par les exigences légales imposées en matière de titres éligibles.

Graphique 3.68 :
Évolution des risques de taux d'intérêt et de crédit



Sources : BCL, base de données centralisée sur les titres (CSDB), Bloomberg. Périodes : 2008M12-2025M12 (graphique de gauche), 2010M12-2025M12 (graphique de droite). Notes : Dans le graphique de gauche, le risque de taux d'intérêt est mesuré par la duration modifiée du portefeuille obligataire agrégé détenu par les fonds non monétaires au Luxembourg. Le taux sans risque à 10 ans est calculé comme la moyenne pondérée des taux à 10 ans des obligations émises par les gouvernements allemand, américain et britannique. La pondération est basée sur les parts du portefeuille obligataire agrégé libellées en EUR, USD et GBP. Dans le graphique de droite, le risque de crédit est mesuré par les notations financières.

De manière générale, les fonds monétaires détiennent des titres de haute qualité et très liquides, souvent de très court terme et émis par des établissements de crédit (certificats de dépôt) afin de garantir la stabilité de leurs notations par les agences spécialisées.

Il convient de noter que les fonds de gestion alternatifs détiennent des titres de créance dont les notations sont relativement élevées. Les risques associés à ce type de fonds sont davantage liés à l'utilisation d'effets de levier.

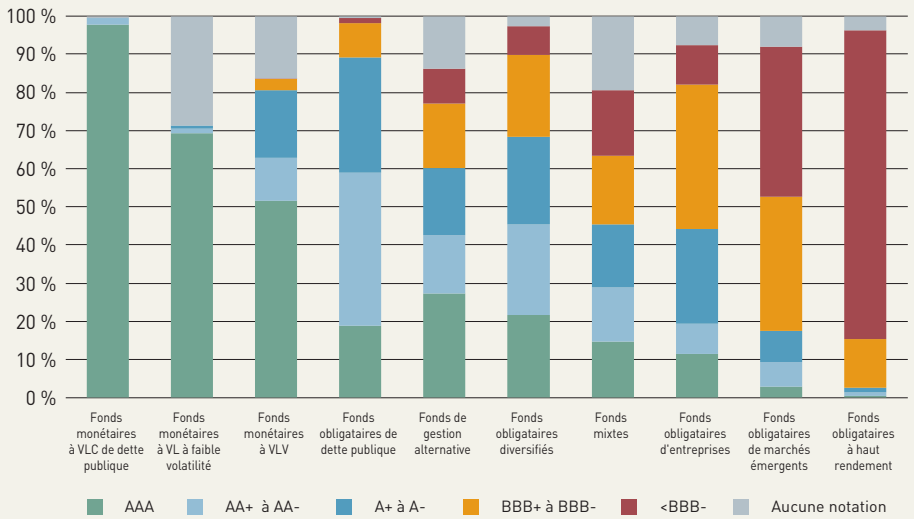
Les fonds obligataires de marchés émergents et les fonds obligataires à haut rendement détiennent les portefeuilles de titres de créance les plus exposés au risque de crédit. La part élevée de titres à haut rendement (<BBB-) détenus par les fonds obligataires de marchés émergents est due à la détention d'obligations souveraines de pays d'Afrique, d'Amérique du Sud et d'Europe ayant des notations inférieures à BBB-.

Pour les fonds non monétaires, une relation négative est observable entre les niveaux de risque de crédit et de risque de taux d'intérêt auxquels ils sont exposés (graphique 3.70(a)). En effet, plus un type de fonds investit dans des titres à faible risque de crédit, comme par exemple des obligations d'État de pays développés, plus il a tendance à s'exposer au risque de taux d'intérêt à travers la détention de titres à longue maturité.

Par exemple, les fonds obligataires de dette publique sont les plus exposés au risque de taux d'intérêt, tandis que les fonds obligataires à haut rendement sont beaucoup moins exposés à cette catégorie de risques, mais le sont de manière significative au risque de crédit. Ainsi, la matérialisation d'un choc de crédit se traduisant par une augmentation des primes de risque devrait impacter les valorisations des fonds obligataires à haut rendement, alors que les valorisations des fonds

Graphique 3.69 :

Risque de crédit par type de fonds



Sources : BCL, base de données centralisée sur les titres (CSDB).
Notes : VLC = Valeur Liquidative Constante, VLV = Valeur Liquidative Variable.
Les fonds obligataires diversifiés investissent à la fois dans des obligations émises par des gouvernements et par des entreprises de pays développés. Les fonds de gestion alternative poursuivent des stratégies de type « hedge fund ».

Les fonds mixtes investissent à la fois dans des obligations et des actions.

obligataires de dette publique seraient plus impactées par un choc des taux d'intérêt.

De manière similaire, les fonds non monétaires qui sont les plus exposés au risque de taux d'intérêt ont tendance à être moins sujets au risque de liquidité, du fait de coussins d'actifs liquides de haute qualité (HQLA) plus importants (graphique 3.70(b)). On peut en conclure que les fonds non monétaires génèrent des rendements en s'exposant principalement soit au risque de taux d'intérêt, soit aux risques de crédit et de liquidité.

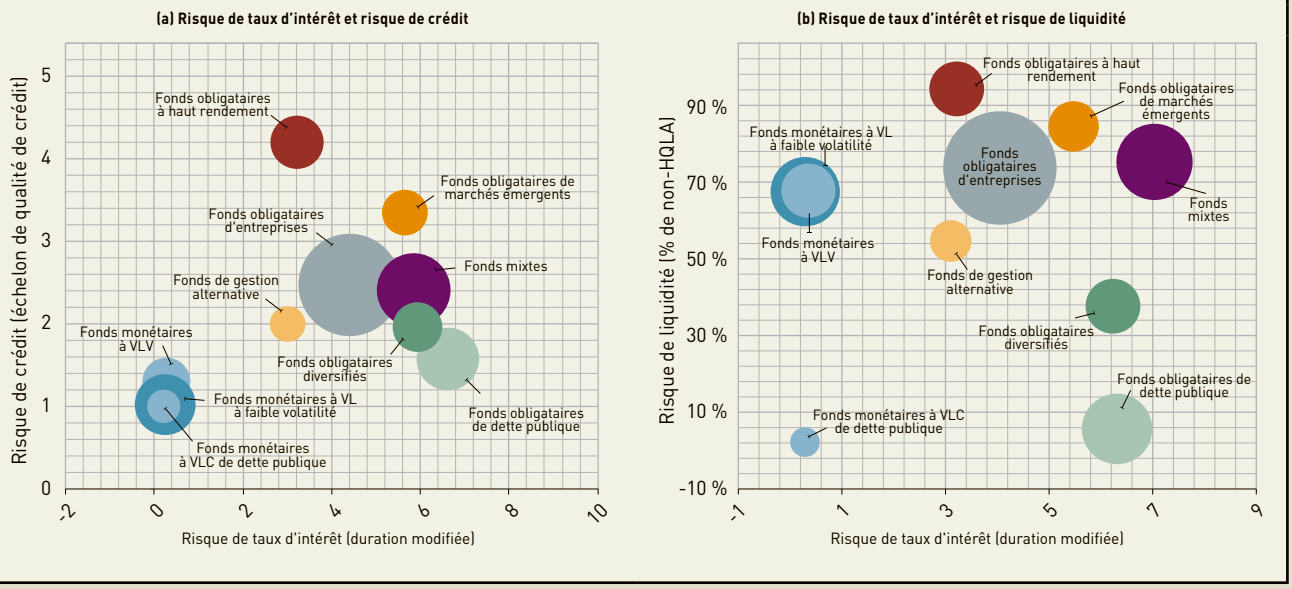
S'agissant des fonds monétaires, il s'avère qu'ils détiennent des titres de créance présentant à la fois des niveaux très faibles de risque de crédit et de taux (graphique 3.70(a)). Ces faibles niveaux de risque rendent les fonds monétaires attractifs pour des investisseurs recherchant la stabilité et la préservation de leur capital, tout en garantissant une certaine diversification des expositions.

Il convient aussi de noter qu'environ un tiers des actifs détenus par les fonds monétaires à VL à faible volatilité et à VLV sont constitués de HQLA (graphique 3.70(b)). Les deux tiers restants sont composés en grande partie de titres émis par des établissements de crédit ne remplissant pas les critères HQLA de liquidité. Dans le contexte des turbulences sur les marchés financiers en mars 2020, l'absence de liquidité de certains instruments du marché monétaire, tels que les billets de trésorerie, a été identifiée par le Conseil de stabilité financière (FSB)[63], le Comité européen du risque systémique (CERS) et l'Organisation internationale des commissions de valeurs (OICV) comme étant un facteur de fragilité des fonds monétaires[64].

[63] Financial Stability Board
[64] FSB (2020). *Holistic Review of the March Market Turmoil, 17 November 2020*; CERS (2021). *Issues note on systemic vulnerabilities and preliminary policy considerations to reform money market funds (MMFs), July 2021*; OICV (2020). *Money Market Funds during the March-April Episode – Thematic Note, November 2020.*

Graphique 3.70 :

Prise de risque par type de fonds



Sources : BCL, base de données centralisée sur les titres (CSDB). Notes : dans les deux graphiques, plus la bulle représentant un type de fonds se trouve en haut à droite, plus le portefeuille d'actifs est risqué. La taille des bulles est proportionnelle au volume du portefeuille obligataire et le risque de taux d'intérêt est mesuré par la moyenne pondérée des durations modifiées. Dans le graphique de gauche, le risque de crédit est mesuré par la moyenne pondérée des notations financières transformées en valeurs numériques d'après l'échelon de qualité de crédit du Règlement d'exécution (UE) 2019/2028 de la Commission. Dans le graphique de droite, le risque de liquidité est mesuré par le ratio d'actifs n'étant pas éligibles comme actifs liquides de haute qualité (HQLA) d'après le Règlement délégué (UE) 2015/61 de la Commission et la valeur nette d'inventaire. Les risques de taux d'intérêt et de crédit sont calculés pour les portefeuilles obligataires et le risque de liquidité est calculé pour le total de l'actif.

2. LES AUTRES ACTEURS DU SECTEUR FINANCIER

2.1 LES ORGANISMES DE PLACEMENT COLLECTIF

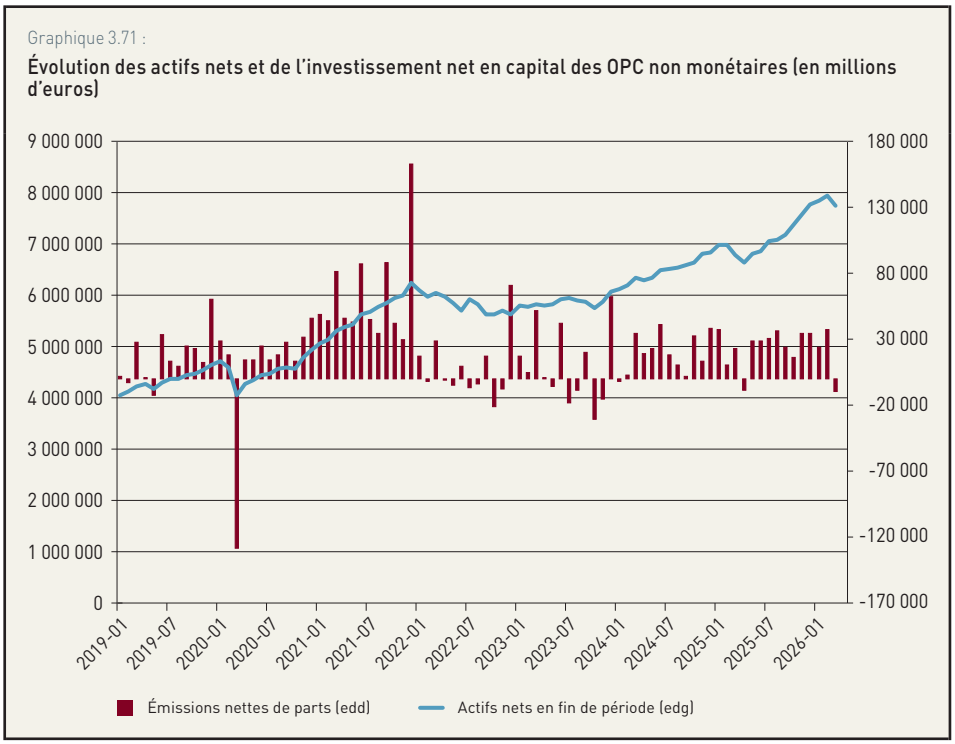
Dans l'ensemble, l'activité de l'industrie des fonds d'investissement au Luxembourg a progressé au cours de l'année 2025. Les actifs sous gestion ont atteint un encours de 8 414,2 milliards d'euros à la fin du mois de décembre 2025, en hausse de 13,1 % par rapport à la fin du mois de décembre 2024. Au cours de cette période, le nombre de fonds d'investissement a augmenté de 163 unités, pour s'établir à un total de 10 994 unités à la fin du mois de décembre 2025. Le nombre de compartiments a enregistré une augmentation de 207 unités au cours de cette période, passant ainsi de 23 515 à 23 722 unités. Quant au premier trimestre de 2026, l'encours des actifs sous gestion des fonds d'investissement s'élevait à 8 401,8 milliards d'euros, soit une légère baisse de 0,2 % par rapport à l'encours de fin 2025.

2.1.1 Les OPC non monétaires

En décembre 2025, l'activité des OPC non monétaires s'est établie à 7 783,6 milliards d'euros, en hausse de 13,7 % par rapport à la fin de l'année 2024. Au cours de cette période, les achats nets de parts se sont élevés à 639,1 milliards d'euros, tandis que les effets de marché ont positivement

Graphique 3.71 :

Évolution des actifs nets et de l'investissement net en capital des OPC non monétaires (en millions d'euros)



Source : BCL.

contribué à l'évolution de la VNI à hauteur de 719,7 milliards d'euros[65]. Les actifs sous gestion des OPC non monétaires ont toutefois baissé au cours du premier trimestre de 2026 pour s'élever à 7 746,1 milliards d'euros à la fin du mois de mars. Ils étaient pourtant soutenus par des souscriptions nettes de parts à hauteur de 51,9 milliards d'euros.

Sur l'ensemble de la période sous revue, les OPC non monétaires domiciliés au Luxembourg ont été affectés par un environnement de marché globalement favorable. Du point de vue de l'évolution des marchés de titres, la hausse des indices boursiers mondiaux, qui ont connu une progression de 18,1 % entre la fin du mois de décembre 2024 et la fin du mois de décembre 2025, a positivement contribué à l'évolution de la VNI. Cette tendance s'est inversée au premier trimestre de 2026, en raison de l'émergence de plusieurs phases de volatilité plus ou moins importantes des marchés financiers.

Plus spécifiquement, la VNI des OPC actions a atteint un encours total de 3 023,9 milliards d'euros à la fin du mois de décembre 2025, en hausse de 11,4 % par rapport à la fin de l'année 2024. À la fin du mois de mars 2026, l'encours des actifs sous gestion des OPC actions s'élevait à 2 899,3 milliards d'euros, en baisse de près de 2,6 % par rapport à son niveau de décembre 2025.

La VNI des OPC obligataires a quant à elle enregistré un taux de croissance de 9,6 % en 2025 en atteignant un encours total de 1 664,3 milliards d'euros. Cette tendance s'est inversée au premier trimestre 2026 dans la mesure où les actifs sous gestion ont baissé de 0,4 %. Il semblerait que les investisseurs se soient davantage orientés vers les OPC obligataires liquides que les OPC actions, lesquels ont affiché des émissions nettes à hauteur de 164 milliards d'euros et 71 milliards d'euros, respectivement.

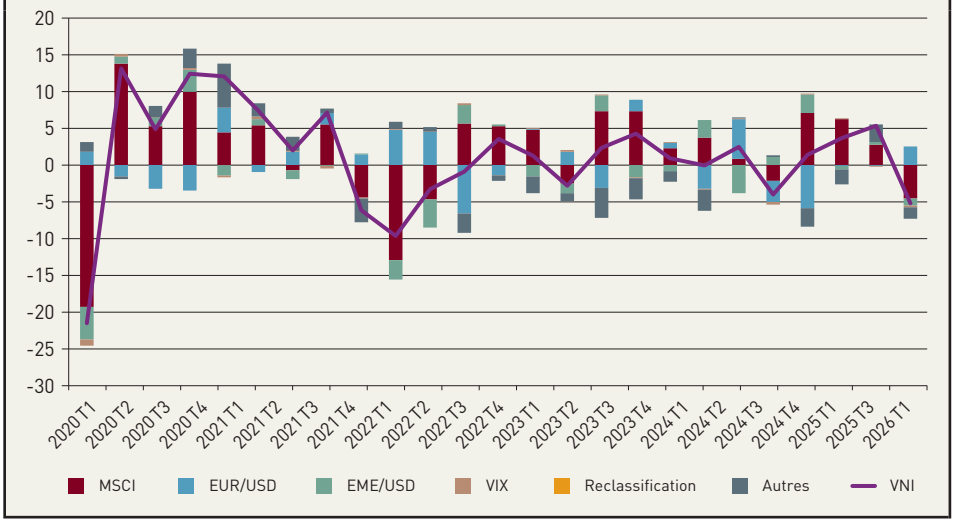
En ce qui concerne les autres catégories de fonds, l'activité des OPC mixtes a connu une hausse annuelle de 6,4 % en décembre 2025, avec des entrées nettes de capitaux de 5,9 milliards d'euros. Or, au premier trimestre de 2026, la valeur des actifs sous gestion de cette catégorie de fonds a enregistré une baisse de 2,2 %. S'agissant des fonds d'investissement immobiliers, des OPC alternatifs et des autres fonds, ils ont enregistré des taux de croissance en 2025, respectivement de +11,6 %, +14,3 % et +26,1 %. Cette évolution s'est poursuivie au premier trimestre de 2026, à l'exception des fonds d'investissement immobiliers en enregistrant une baisse trimestrielle marginale de 0,2 %.

[65] À partir de septembre 2018, les chiffres de la BCL incluent les fonds d'investissement alternatifs non agréés par la CSSF. Voir à ce sujet l'encadré du bulletin BCL 2021(1) « *Les fonds d'investissement alternatifs non réglementés* ».

De manière à approfondir l'analyse, la décomposition historique des déterminants de l'évolution de la VNI des OPC actions et des OPC obligataires en fonction des facteurs de risque de marché sous-jacents est illustrée par les graphiques suivants[66].

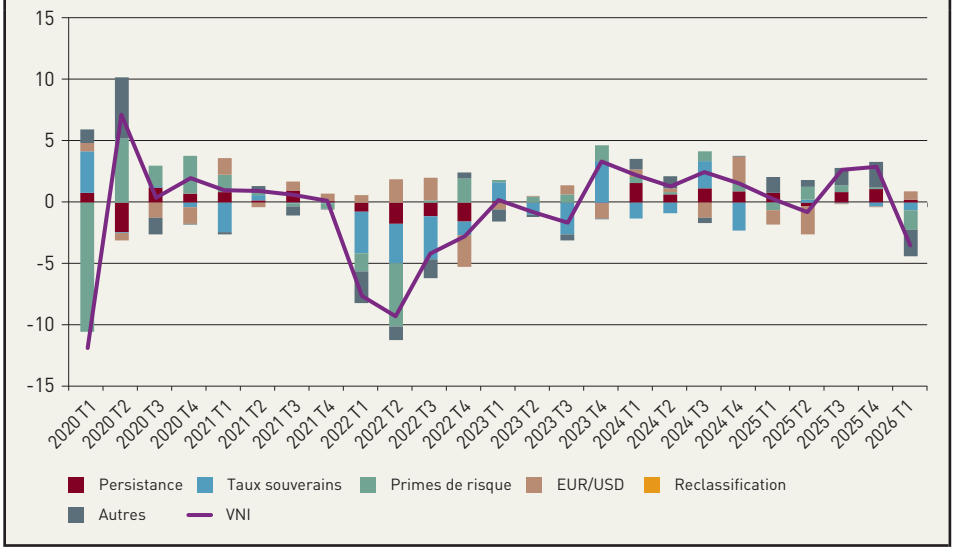
Les résultats empiriques indiquent que la hausse de la VNI des OPC actions au cours de l'année 2025 s'explique principalement par la dynamique des indices boursiers mondiaux. La progression des marchés enregistrée s'est directement répercutée sur l'activité de ces derniers. Au cours du premier trimestre de 2026, la baisse des indices boursiers mondiaux s'est traduite par l'inversion de cette tendance en pesant sur l'évolution de la VNI des OPC actions. Au niveau des OPC obligataires, la VNI a principalement progressé en raison de la dynamique favorable des émissions nettes de parts. La dépréciation du taux de change de l'euro par rapport au dollar américain a également soutenu l'évolution de la valeur des actifs sous gestion dans la première moitié de l'année 2025. La remontée des taux d'intérêt à long terme sur les marchés a cependant pesé sur la VNI des OPC obligataires au cours du premier trimestre de 2026.

Graphique 3.72 :
Décomposition historique de l'évolution de la VNI des OPC actions[67] (en pourcentage)



Source : BCL.

Graphique 3.73 :
Décomposition historique de l'évolution de la VNI des OPC obligataires[68] (en pourcentage)



Source : BCL.

[66] L'encadré ci-dessous décrit de manière détaillée les expositions des fonds d'investissement luxembourgeois à l'égard du secteur public par pays.

[67] Le taux de croissance de la VNI des OPC actions est régressé sur les variables explicatives suivantes : l'indice boursier mondial (MSCI), le taux de change euro/dollar (EUR/USD), le taux de change devise des pays émergents/dollar (EME/USD) et l'indicateur d'aversion au risque (VIX). Pour une présentation détaillée du modèle économétrique, voir le Cahier d'Études BCL n° 86 « *The impact of the exchange rate on Luxembourg equity funds* ».

[68] Le taux de croissance de la VNI des OPC obligataires est régressé sur les variables explicatives suivantes : les valeurs passées de la variable dépendante, la moyenne du taux à 10 ans des obligations d'État dans la zone euro et aux États-Unis (taux souverains), la moyenne de la prime de risque sur les obligations à haut rendement dans la zone euro et aux États-Unis (prime de risque), et le taux de change euro/dollar (EUR/USD). Pour une présentation détaillée du modèle économétrique, voir le Cahier d'Études BCL n° 98 « *The interest rate sensitivity of Luxembourg bond funds: Results from a time-varying model* ».

En outre, l'exposition au risque de taux d'intérêt des OPC obligataires luxembourgeois a légèrement diminué au cours de la période sous revue, ce qui s'est traduit par une baisse de la maturité résiduelle et de la duration de leur portefeuille de titres, comme indiqué dans le tableau ci-dessous. Selon les estimations de la BCL, une hausse généralisée de 1 % et de 2 % des taux d'intérêt de long terme se traduirait par une baisse de la valeur du portefeuille des OPC obligataires de respectivement 5,0 % et 9,5 % à la fin du mois de mars 2026.

Tableau 3.18 :

L'exposition au risque de taux d'intérêt des OPC obligataires luxembourgeois[69]

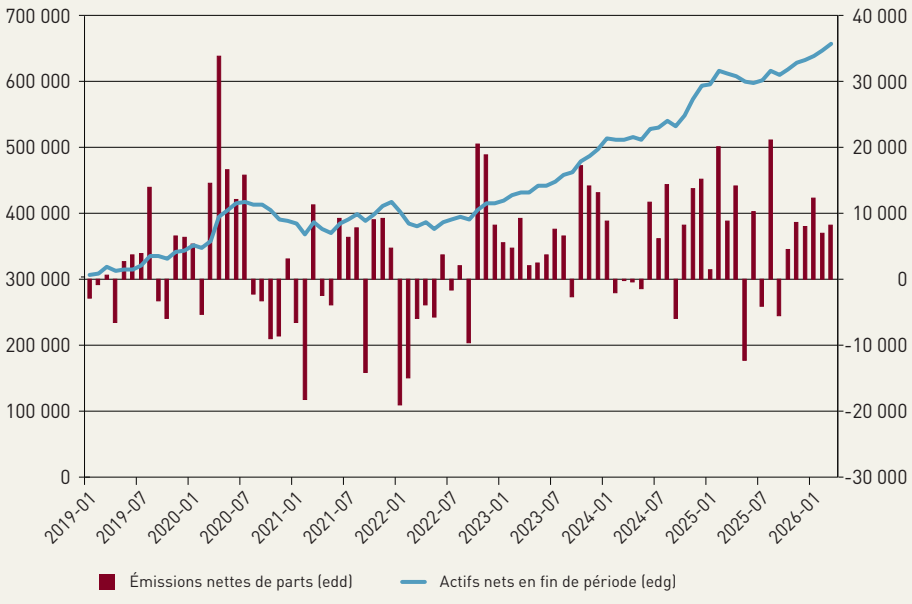
	DÉC. 2023	DÉC. 2024	DÉC. 2025	MARS 2026
Maturité résiduelle (années)	7,42	7,41	7,15	7,10
Taux du coupon (%)	3,64	3,83	3,99	4,04
Rendement (%)	5,07	4,85	4,54	5,04
Duration modifiée	5,63	5,63	5,43	5,36
Convexité	68,6	68,9	64,1	62,3
Pertes potentielles sur le portefeuille (%)				
Hausse de 100 pbs	*-5,3*	*-5,3*	*-5,1*	*-5,0*
Hausse de 200 pbs	*-9,9*	*-9,9*	*-9,6*	*-9,5*

Source : BCL.

2.1.2 Les OPC monétaires

Graphique 3.74 :

Évolution de la VNI et des émissions nettes de parts des OPC monétaires (en millions d'euros)



Source : BCL.

En 2025, la VNI des OPC monétaires a augmenté de 6,6 % pour s'établir à 630,6 milliards d'euros à la fin du mois de décembre 2025. Les entrées nettes de capitaux se sont élevées à 74,8 milliards d'euros. L'appréciation du taux de change de l'euro par rapport au dollar a pesé sur l'évolution de la VNI à travers des effets de revalorisation négatifs. Au premier trimestre de 2026, les achats nets de parts ont atteint 27,4 milliards d'euros, portant ainsi les actifs sous gestion à 655,7 milliards d'euros en fin de période.

Au cours de la période sous revue, les émissions nettes de parts en euros, en dollars américains et en livres sterling se sont élevées à respectivement 45,7 milliards d'euros, 47,1 milliards d'euros et

[69] Pour une présentation détaillée de la méthodologie utilisée, voir le Cahier d'Études BCL n° 98 « *The interest rate sensitivity of Luxembourg bond funds: Results from a time-varying model* ».

0,3 milliard d'euros. Du point de vue de la composition du portefeuille, cette évolution de l'activité s'est principalement concrétisée par une hausse de l'encours de titres de dette de court terme émis par les banques et les autres secteurs privés de l'économie. L'exposition des OPC monétaires luxembourgeois à l'égard de la zone euro (hors Luxembourg) et vis-à-vis du Royaume-Uni a quant à elle augmenté pour atteindre respectivement 176,3 milliards d'euros et 95 milliards d'euros à la fin du mois de mars 2026.

Tableau 3.19 :

Évolution de la composition géographique et sectorielle du portefeuille de titres des OPC monétaires (encours en fin de période, millions d'euros)

	DÉCEMBRE 2024				MARS 2026			
	BANQUES	ÉTATS	AUTRES	TOTAL	BANQUES	ÉTATS	AUTRES	TOTAL
Luxembourg	**2 459**	**0**	**4 076**	**6 535**	**3 413**	**0**	**4 711**	**8 124**
Zone Euro (Hors Lux.)	**89 369**	**28 248**	**28 653**	**146 270**	**104 025**	**38 821**	**33 496**	**176 342**
Reste du Monde	**174 446**	**66 441**	**47 235**	**288 122**	**208 247**	**44 590**	**48 874**	**301 711**
Royaume-Uni	69 587	2 023	2 658	74 268	85 159	1 891	7 907	94 957
États-Unis	27 324	53 865	31 918	113 107	35 733	32 431	25 509	93 673
Canada	18 800	3 697	1 548	24 045	22 144	2 137	3 519	27 800
Autres pays	58 735	6 856	11 111	76 702	65 211	8 131	7 907	81 249
Total	**266 274**	**94 689**	**79 964**	**440 927**	**315 685**	**83 411**	**87 081**	**486 177**

Source : BCL.

Encadré 3.13 :

LA DÉTENTION DE TITRES PUBLICS PAR LES ORGANISMES DE PLACEMENT COLLECTIF

Au 31 mars 2026, les OPC luxembourgeois détenaient des titres émis par les administrations publiques pour un montant total de 828,33 milliards d'euros, dont 344,63 milliards d'euros de titres émis par les pays de la zone euro. À cette date, le volume total des titres publics représentait 10,64 % de la valeur nette d'inventaire des fonds non monétaires qui, pour rappel, s'élevait à 7 783,6 milliards d'euros.

Tableau 3.20 :

Encours des titres publics détenus par les OPC luxembourgeois (encours en fin de période, millions d'euros)

	2022-12	2023-12	2024-12	2026-03
France	57 593	66 727	74 279	83 995
Italie	61 729	65 408	72 654	83 090
Allemagne	69 404	72 205	72 205	77 618
Espagne	29 565	32 812	38 507	40 904
Pays-Bas	11 577	12 535	13 504	16 118
Belgique	11 703	10 534	12 386	14 149
Autriche	6 671	7 992	8 208	10 550
Finlande	2 894	3 505	4 022	4 324
Portugal	3 365	3 092	3 442	3 965
Grèce	1 911	2 025	2 220	3 060
Irlande	2 489	2 806	2 785	2 695
Slovaquie	250	636	831	1 201
Lituanie	281	308	362	1 045
Luxembourg	454	441	553	681
Lettonie	229	518	459	583
Slovénie	423	511	502	496
Estonie	167	274	138	95
Chypre	373	283	87	58
Malte	0	0	0	2
Zone euro	**261 078**	**282 614**	**308 611**	**344 629**
Roumanie	5 413	7 262	8 300	10 212
Pologne	3 647	4 313	5 189	9 444
Hongrie	2 833	4 396	3 853	5 748
République tchèque	2 924	3 516	3 032	3 651
Suède	1 186	3 230	2 715	2 861
Danemark	1 484	1 344	1 308	1 570
Bulgarie	315	477	600	960
Croatie	375	364	278	327
UE hors zone euro	**18 177**	**24 902**	**25 275**	**30 697**
UE	**279 255**	**307 516**	**333 886**	**373 663**
États-Unis	157 523	179 598	198 651	175 454
Royaume-Uni	57 474	60 836	53 495	57 266
Japon	21 462	19 058	18 319	17 377
Institutions supranationales	30 580	36 311	43 775	43 511
Autres pays	134 629	196 331	189 808	212 587
Hors UE	**402 451**	**432 064**	**451 061**	**454 688**
Tous pays	**681 706**	**739 580**	**784 947**	**828 331**

Source : BCL.

À la fin du mois de mars 2026, les OPC luxembourgeois détenaient un volume de 344,6 milliards d'euros de titres émis par les pays de la zone euro. La grande majorité de ces titres, soit 71 %, était composée d'emprunts émis par l'Italie, la France et l'Allemagne.

Pour compléter cette analyse, il convient encore de relever que les OPC luxembourgeois détenaient un montant élevé de titres émis par les États-Unis au mois de mars 2026, à hauteur de 175,5 milliards d'euros. L'encours des titres publics émis par des pays émergents s'élevait quant à lui à 103,4 milliards d'euros.

Tableau 3.21 :

Encours des titres publics émis par les pays émergents[70] détenus par les OPC luxembourgeois (encours en fin de période, millions d'euros)

	2022-12	2023-12	2024-12	2026-03
Amérique du Sud et Centrale	30 506	33 767	26 923	42 708
Europe	15 900	21 103	24 851	33 942
Asie	26 439	27 485	27 374	26 778
Total pays émergents	**72 845**	**82 356**	**79 148**	**103 428**

Source : BCL.

[70] Amérique du Sud et Centrale : Argentine, Brésil, Chili, Colombie, Mexique, Pérou et Venezuela. Europe : Bulgarie, Hongrie, Lettonie, Lituanie, Pologne, Roumanie, Russie, Turquie et Ukraine. Asie : Chine, Inde, Indonésie, Malaisie, Pakistan, Philippines et Thaïlande.

Dans un contexte international tendu et marqué par de fortes incertitudes géopolitiques et géoéconomiques, le secteur des fonds d'investissement s'est montré très résilient et a connu une croissance soutenue ces dernières années. Néanmoins, comme l'activité du secteur des fonds comporte des vulnérabilités, il est utile d'identifier plus finement les poches de risques susceptibles de fragiliser une composante importante du secteur financier. À cet effet, l'encadré 3.14 présente les résultats relatifs à l'analyse des risques de liquidité.

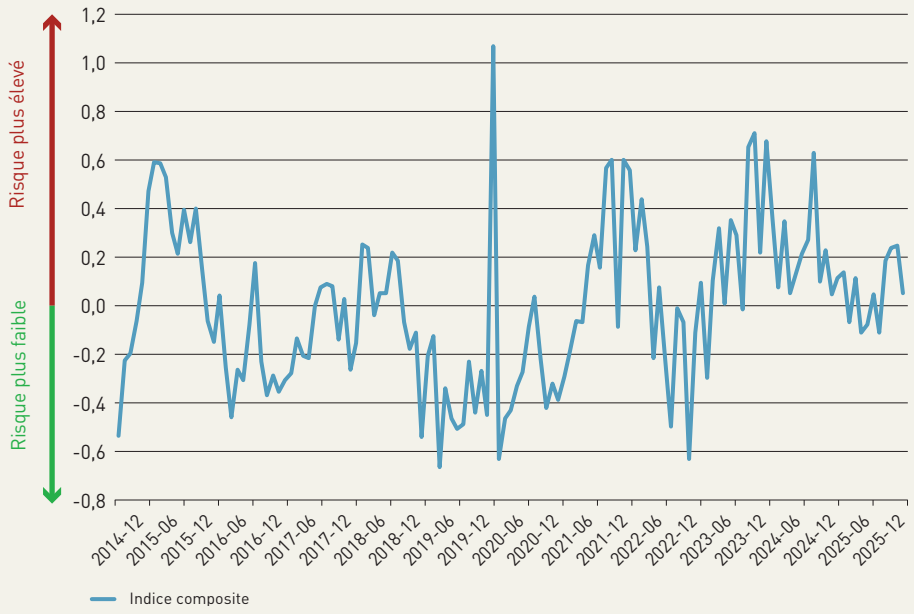
Encadré 3.14 :

EXPOSITION DES FONDS D'INVESTISSEMENT AUX RISQUES DE LIQUIDITÉ

Les fonds d'investissement domiciliés au Luxembourg gèrent 8 414,2 milliards d'euros d'actifs au 31 décembre 2025. La majorité de ces fonds adopte une structure ouverte et investit son capital dans des actifs dont la maturité est souvent plus étendue que les délais de rachat offerts aux investisseurs. Ces fonds ouverts sont exposés au risque de liquidité, c'est-à-dire au risque de ne pas pouvoir céder rapidement au prix espéré une partie de leurs actifs afin de satisfaire les demandes de rachats. Ce risque de liquidité émerge le plus souvent lors des pics de volatilité sur les marchés financiers avec un déclin rapide des prix des actifs. Ainsi, les fonds d'investissement sont susceptibles de subir des moins-values importantes et/ou des appels de marge significatifs de la part d'autres acteurs. Au cours de la dernière décennie, les fonds d'investissement furent confrontés à plusieurs épisodes de crises de liquidité sévères. Il s'agit particulièrement de la crise du « dash-for-cash » induite par la pandémie de COVID-19, la crise des fonds britanniques, dits Liability-Driven Investment funds (GBP-LDI) en 2022, les faillites bancaires aux États-Unis et en Suisse début 2023. La matérialisation de ces risques de liquidité a été amplifiée par les interconnexions entre les fonds d'investissement et d'autres acteurs du secteur financier. Ainsi, l'évaluation et l'analyse régulières du risque de liquidité par les autorités en charge de la stabilité financière sont essentielles pour la prévention de l'accumulation de risques dans le secteur des fonds d'investissement. À cet effet, un ensemble d'indicateurs ont été développés par la BCL pour l'évaluation de l'importance du risque de liquidité pour le secteur des fonds d'investissement au Luxembourg. La construction de ces indicateurs s'appuie sur les travaux réalisés en 2025 par le Comité Européen du Risque Systémique (CERS)[71]. Les indicateurs individuels sont d'abord exprimés sous forme de z-score, puis agrégés en un indice composite de liquidité selon leur poids. Les résultats globaux ainsi que pour les fonds d'investissement monétaires sont présentés ci-dessous.

A) INDICE COMPOSITE GLOBAL DU RISQUE DE LIQUIDITÉ

Graphique 3.75 :
Évolution du risque de rachat dans le secteur des fonds d'investissement : 2014M12-2025M12



Source : BCL. Note : une valeur positive du Z-score est synonyme de risque de liquidité systémique supérieur au risque de liquidité systémique moyen observé sur la période.

L'indice composite mesure le risque de liquidité systémique global. Le graphique 3.75 présente son évolution depuis 2014. Les valeurs positives correspondent à un risque de liquidité élevé, tandis que des valeurs nulles ou négatives reflètent des risques plus faibles.

Il ressort de l'analyse que l'indicateur composite capture adéquatement les périodes de stress passées, telles que la pandémie, les fonds LDI britanniques. En outre, l'indicateur composite

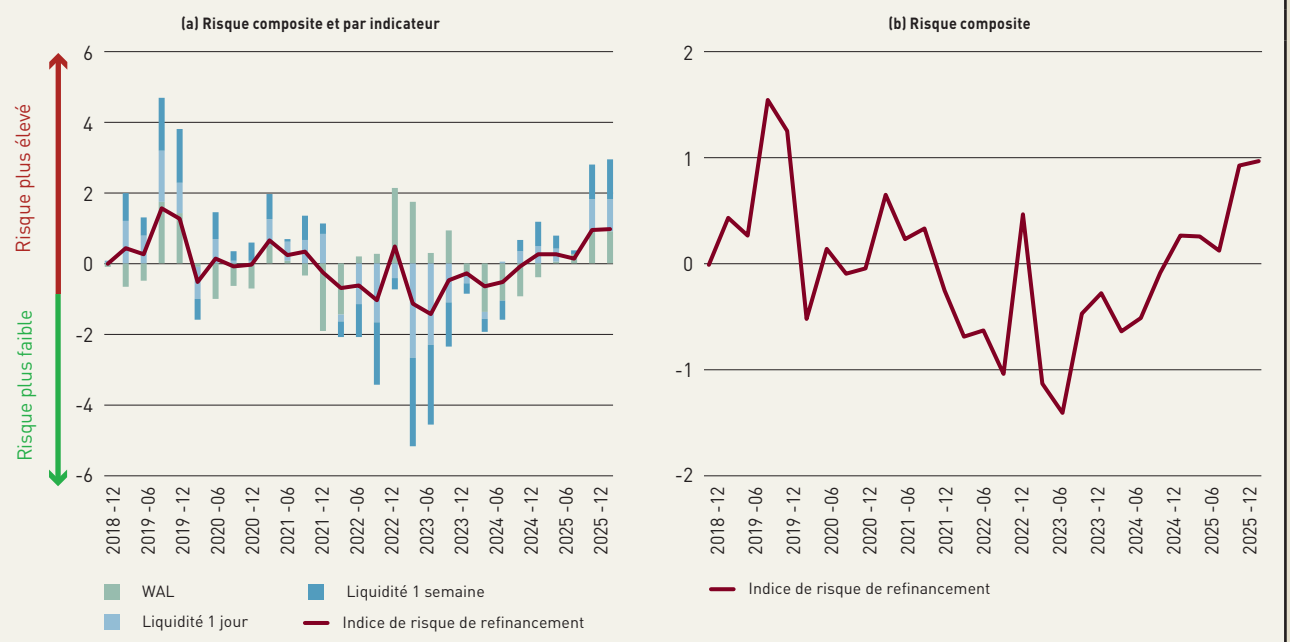
[71] Le Comité Européen du Risque Systémique (CERS/ESRB) https://www.esrb.europa.eu/pub/pdf/reports/esrb.report202501_systemicliquidityrisk~90f2044791.sv.pdf?6c3085cedfab4a953fb1662eed433bda

affiche un rebond en avril 2025 suite à l'adoption unilatérale des mesures tarifaires par l'administration américaine. Depuis, le niveau de l'indice oscille dans un intervalle réduit jusqu'à la fin de l'année 2025.

B) ÉVOLUTION DES RISQUES DE LIQUIDITÉ POUR LES FONDS MONÉTAIRES

Les fonds monétaires (*Money Market Funds*, MMFs) sont a priori plus liquides compte tenu de leur régulation en matière d'investissement et de maturité. Néanmoins, ils peuvent subir les répercussions d'un assèchement de la liquidité sur les marchés accompagné par d'importantes demandes de retrait. Afin d'évaluer ce risque pour cette composante de fonds d'investissement, un indice composé de la durée moyenne de vie pondérée des actifs (*Weighted Average Life*, WAL) ainsi que des ratios de liquidité quotidienne et hebdomadaire sont construits. Le graphique 3.76 illustre les évolutions de l'indice au cours de la période 2018-2025. Il ressort que le risque a tendance à croître avant l'émergence des périodes d'instabilité dans la mesure où la WAL s'allongeait et la part des actifs très liquides baissait durant les période « normales ». Ce fut le cas en 2019 lors de la pandémie et en 2022 avec la crise des fonds, dits LDI. Par ailleurs, l'année 2025 a été marquée par une certaine rupture dans la mesure où l'indice a rebondi lors des tensions géoéconomiques induites par l'application de nouvelles mesures tarifaires par les États-Unis au Reste-du-Monde.

Graphique 3.76 :
Évolution du risque de liquidité dans les fonds monétaires : 2018M12-2025M12



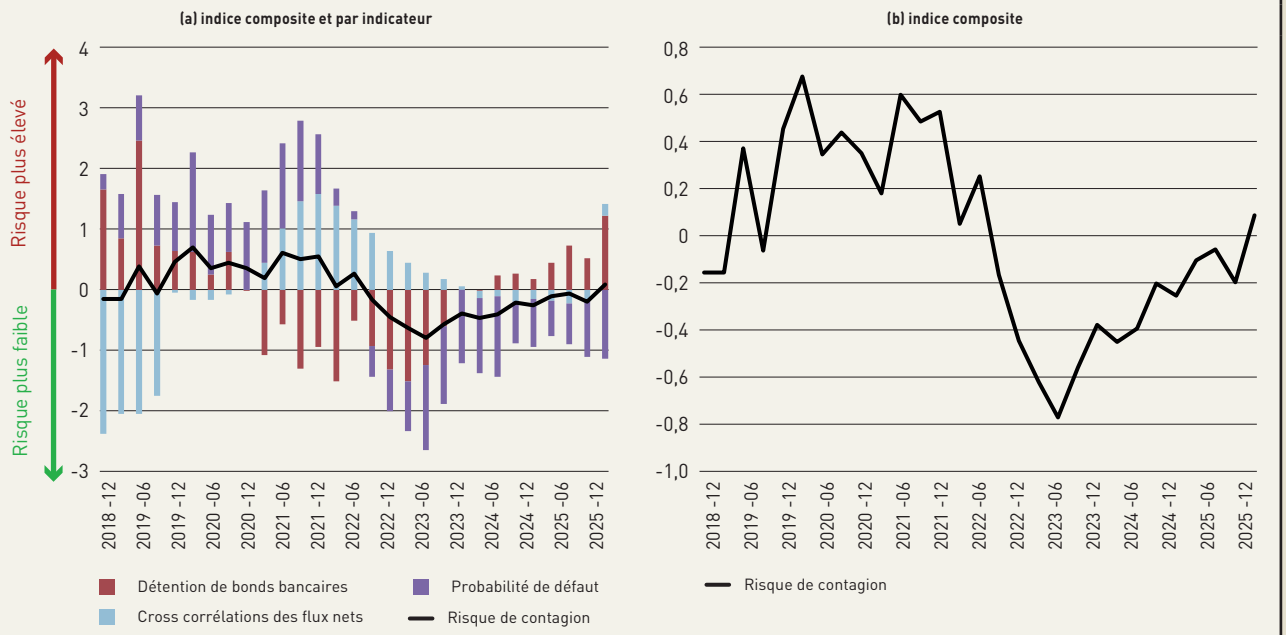
Source : BCL. Note: une valeur positive est synonyme de risque de liquidité systémique supérieur au risque de liquidité systémique moyen observé sur la période.

C) ÉVOLUTION DES RISQUES DE LIQUIDITÉ LIÉS AUX INTERCONNEXIONS ENTRE LES BANQUES ET LES FONDS D'INVESTISSEMENT

L'interconnexion entre les différentes composantes du secteur financier, en l'occurrence les fonds d'investissement et les établissements bancaires, est un canal d'amplification de la propagation des chocs, en particulier celui de la liquidité. Afin d'évaluer le risque induit par les interconnexions, trois métriques ont été adoptées. Il s'agit des expositions communes de titres, des corrélations intersectorielles et des probabilités de défaut des banques. Le graphique 3.77 révèle que le risque

induit par les interconnexions était élevé entre 2019T1 et 2022T1. Depuis, il a enregistré une baisse très importante qui s'explique par la diminution du risque de défaut bancaire et par la réduction des expositions des fonds d'investissement aux banques. Ainsi, le risque de contagion a été très faible. En effet, en dépit de la progression enregistrée depuis mi-2023, le niveau du risque de contagion est proche de sa moyenne historique.

Graphique 3.77 :
Évolution du risque de liquidité lié à l'interconnexion entre banques, MMF et fonds d'investissement : 2018M12-2025M12



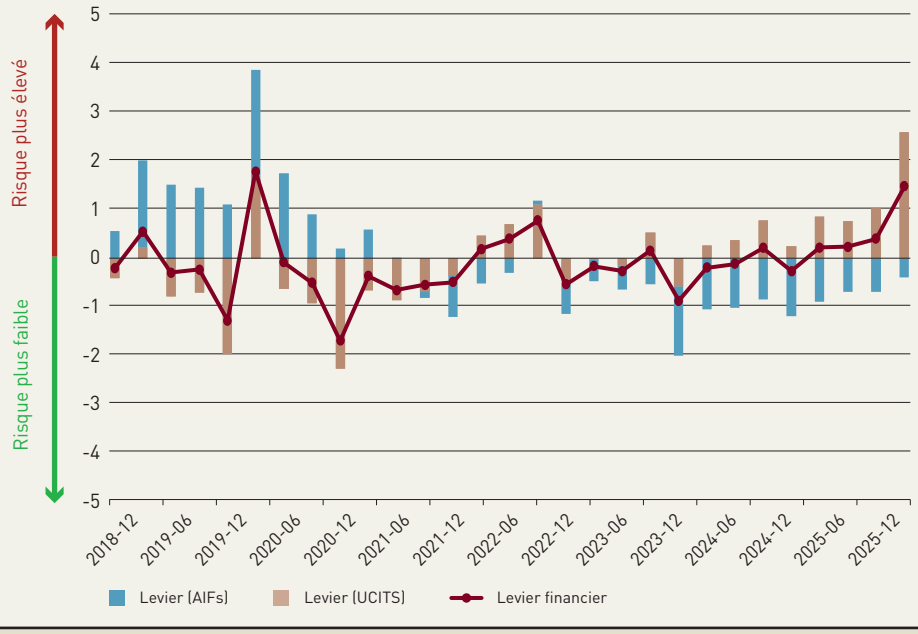
Source : BCL. Note: une valeur positive est synonyme de risque d'interconnexion plus élevé.

D) ÉVOLUTION DES RISQUES DE LIQUIDITÉ LIÉS À L'EFFET DE LEVIER

L'effet de levier peut être également un canal d'amplification du choc de liquidité. Les fonds d'investissement ayant recours à l'effet de levier sont donc susceptibles de subir d'importantes pertes suite à l'excès de volatilité des marchés financiers et aux appels de marge. Le graphique 3.78 révèle qu'au cours des deux dernières années (2023 à mi-2025), que le risque de liquidité lié au levier était relativement stable. Or, à partir de la seconde moitié de 2025, le risque de l'effet de levier a enregistré une hausse très importante en particulier pour les fonds UCITS.

En conclusion, il ressort de l'analyse des différents indicateurs adoptés pour l'évaluation et le suivi du risque de liquidité des fonds d'investissement au Luxembourg que ce risque a progressé au cours des premiers trimestres de l'année 2025. Cette détérioration est attribuée principalement à la diminution de la détention des d'actifs liquides et à la progression de l'usage du levier par les fonds UCITS.

Graphique 3.78 :
Évolution du risque lié à l'effet de levier dans les fonds d'investissement



Source : BCL. Note: une valeur positive est synonyme de risque d'effet levier plus élevé.

2.2 ÉVALUATION DE LA FRAGILITÉ DES FONDS D'INVESTISSEMENT : APPORT DES PROBABILITÉS DE DÉFAUT CONDITIONNELLES

Cette section exploite les données de sept catégories de fonds d'investissement, telles que définies par le Système européen de banques centrales, à savoir : les fonds actions, les fonds obligataires, les fonds mixtes, les fonds immobiliers, les fonds alternatifs, les fonds monétaires et les « autres fonds ». L'analyse repose également sur une base de données bilancielle à fréquence trimestrielle, couvrant la période allant de décembre 2008 à mars 2026. Les dettes des fonds sont décomposées selon leurs maturités initiales, inférieures à un an, d'une part, et supérieures à un an, d'autre part. Les parts émises par chacune de ces catégories de fonds représentent leurs fonds propres. Il convient enfin de noter que les positions débitrices et créditrices sur les produits dérivés ont été compensées.

L'analyse empirique de cette partie s'appuie sur la même méthodologie (CIMDO) adoptée pour les banques dans l'encadré 3.8. Cette méthodologie permet ainsi de modéliser la dépendance entre les différents types de fonds d'investissement dans le but de mieux appréhender les caractéristiques clés du risque systémique, telles que l'interconnectivité et la contagion, tout comme les effets résultant des relations non linéaires et des rétroactions entre les fonds et l'environnement économique. À cet égard, il convient de préciser qu'au niveau de l'industrie des fonds d'investissement, le risque de crédit systémique peut prendre trois formes : (1) le risque de crédit commun à chacune des catégories de fonds ; (2) le risque de crédit au sein de l'industrie résultant de turbulences affectant un type de fonds d'investissement ou un groupe de fonds d'investissement (ou risque de contagion) ; et (3) l'accumulation dans le temps de vulnérabilités au niveau des fonds d'investissement pouvant conduire à une détérioration

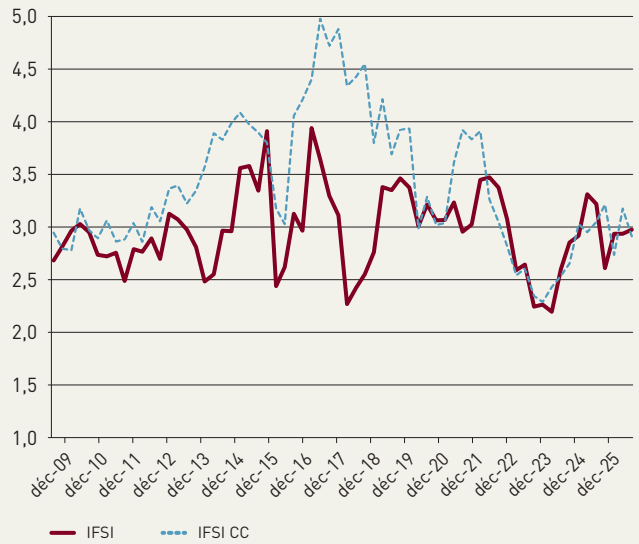
de l'environnement dans son ensemble. Les résultats de l'analyse concernant ces trois sources de risque systémique sont détaillés ci-après.

Les chocs communs et les vulnérabilités sous-jacentes

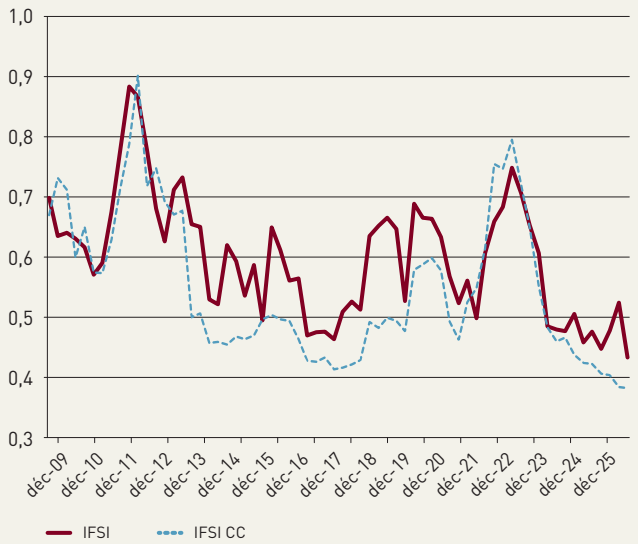
Afin de rendre compte de l'importance du risque systémique émanant de chocs communs, plusieurs outils de mesure, décrits ci-après, ont été employés par la BCL. L'indice de stabilité des fonds d'investissement (« *l'Investment Fund Stability Index* » (IFSI)) dénombre les types de fonds d'investissement susceptibles de se trouver en situation de détresse suite à un épisode de détresse constaté pour un autre type de fonds d'investissement (graphique 3.79). Le IFSI s'interprète donc comme une mesure de la dépendance entre catégories de fonds. Lorsque celui-ci est égal à 1, les liens entre les fonds d'investissement sont à leur niveau le plus bas. L'accroissement de son niveau traduit ainsi une augmentation du degré de dépendance entre les fonds. Après la persévérance de la baisse en 2023, qui s'explique par la poursuite du cycle de resserrement de la politique monétaire, le niveau de cet indice a débuté une phase de hausse pour converger vers sa moyenne historique en 2024 vraisemblablement en réaction au nouveau cycle d'assouplissement de la politique monétaire à partir de juin 2024. La hausse de l'IFSI et de sa composante commune traduit également la progression de l'incertitude quant à la croissance économique future dans un contexte de tensions géopolitiques, de frictions tarifaires, de pressions inflationnistes potentielles et d'un risque accru de nouveau resserrement des conditions financières.

Quant à l'indice de fragilité systémique des fonds d'investissement (*Investment Fund Systemic Fragility*, IFSF), il est destiné à quantifier la probabilité qu'au moins deux catégories de fonds d'investissement soient simultanément en détresse (graphique 3.80). Il s'agit d'une mesure non conditionnelle de la vulnérabilité globale du secteur des fonds d'investissement face à des événements d'ampleur systémique.

Graphique 3.79 :
Investment Fund Stability Index (IFSI) et sa Composante Commune (IFSI CC)



Graphique 3.80 :
Investment Fund Systemic Fragility (IFSF) et sa Composante Commune (IFSF CC)



Sources : BCL, calculs BCL.

La baisse très importante de l'indice IFSF et de sa composante commune depuis juin 2023 a été parfaitement concomitante avec le resserrement très marqué et synchronisé des politiques monétaires au niveau mondial pour lutter contre la poussée inflationniste. Par ailleurs, le niveau de cet indice s'est stabilisé à un niveau historiquement bas depuis l'amorçage d'un nouveau cycle d'assouplissement de la politique monétaire dans la majorité des pays développés. Autrement dit, le niveau actuel de l'indice serait synonyme de solidité du secteur des fonds d'investissement au Luxembourg. Toutefois et au vu du contexte de recrudescence de l'incertitude géopolitique induite par le déclenchement de la guerre au Moyen-Orient au début de l'année 2026, la stabilisation du niveau de l'indice ne peut être que de courte durée. La poursuite du conflit entraînerait incontestablement un ralentissement sensible de la croissance mondiale et, par ricochet, elle affecterait les performances de la sphère financière, non seulement au Luxembourg, mais au niveau global.

Risque idiosyncratique et contagion

La matrice de dépendance (*Distress Dependence Matrix*, DDM), une mesure du risque systémique par source de contagion, est particulièrement utile pour déterminer le degré de vulnérabilité des fonds d'investissement. Les mesures conditionnelles « par paires » de risque systémique apportent une information tout à fait intéressante quant à la contagion entre catégories de fonds. En effet, il est important pour les autorités macroprudentielles d'évaluer la probabilité de détresse d'un type de fonds conditionnellement à une autre catégorie étant déjà en détresse. Selon les DDM, les fonds monétaires furent caractérisés au cours de la récente période par le risque systémique le plus faible, en termes de contagion, en raison de leurs faibles probabilités conditionnelles de défaut par rapport aux autres catégories de fonds. À l'opposé, les fonds mixtes ont enregistré les probabilités conditionnelles de défaut les plus élevées, suivis par des fonds actions et des fonds obligataires. Enfin, il convient de noter que les probabilités conditionnelles agrégées de fragilités financières pour l'ensemble des catégories de fonds d'investissement ont d'abord diminué, puis ont légèrement rebondi en 2025, confirmant ainsi l'évolution affichée par l'indice IFSI.

2.3 LES VÉHICULES DE TITRISATION

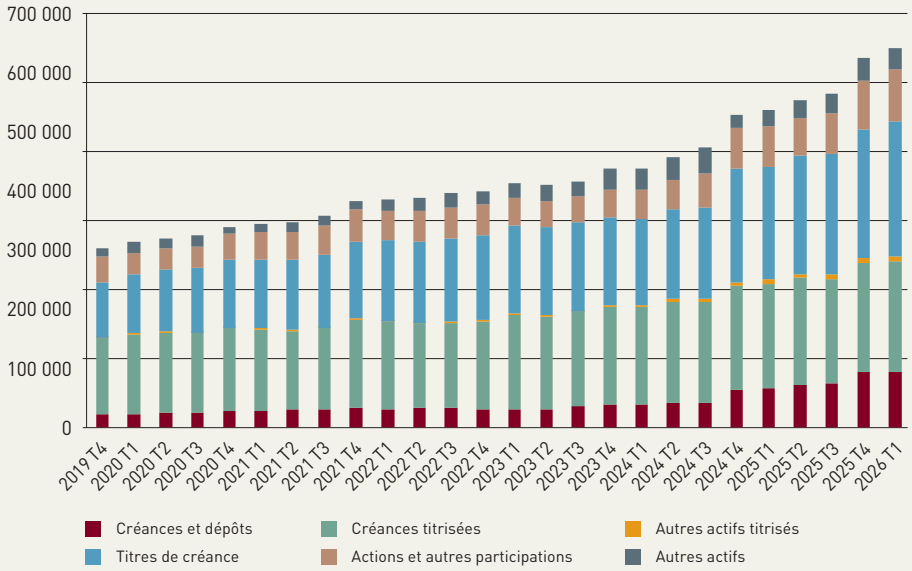
Les véhicules de titrisation (VDT) sont des intermédiaires financiers dont l'activité consiste principalement à transformer des actifs illiquides et non négociables comme des crédits bancaires, en actifs plus liquides à travers l'émission de titres de créance négociables sur les marchés financiers. À travers cette transformation, les VDT favorisent le transfert de risque des banques à l'origine du crédit vers les investisseurs qui achètent ces titres, et qui leur procurent en retour des rendements basés sur les flux de trésorerie générés par les actifs titrisés.

L'actif total des VDT luxembourgeois atteignait 622,9 milliards d'euros à la fin du mois de décembre 2025, en hausse de 18,1 % par rapport au mois de décembre 2024. En 2025, le nombre de véhicules de titrisation a augmenté de 102 unités pour s'établir à 1 715. À la fin du mois de mars 2026, l'actif total des VDT luxembourgeois s'élevait à 640,8 milliards d'euros, soit une augmentation de 2,9 % par rapport à l'encours de décembre 2025.

Les créances titrisées, qui représentaient 29,1 % de l'actif total des VDT luxembourgeois, atteignaient 186,7 milliards d'euros à la fin du mois de mars 2026. Près des trois quarts de ces créances étaient initiées par des résidents des autres pays de la zone euro, les banques luxembourgeoises n'utilisant pas les VDT pour transformer les crédits accordés à l'économie domestique. En outre, une large proportion de ces créances titrisées correspondait à des programmes d'émissions de titres adossés à des créances de location-financement (*leasing*) sur des véhicules et des équipements, et à des prêts à des

Graphique 3.81 :

Évolution de la composition de l'actif des véhicules de titrisation (Encours en fin de période, millions d'euros)



Source : BCL.

sociétés non financières généralement utilisés dans le cadre d'opérations de rachat avec levier d'endettement (*Leveraged Buyout*, LBO)[72].

Bien que les créances titrisées représentent l'essentiel des actifs des VDT, le Luxembourg se distingue par une activité de titrisation importante du portefeuille de titres. Une grande partie de cette activité consiste en un reformatage de titres financiers, e.g. des obligations, des parts d'OPC ou encore des titres de participation en produits structurés adaptés aux besoins des investisseurs. Cette spécificité du Luxembourg s'explique non seulement par les caractéristiques du secteur financier (e.g. le savoir-faire dans les services financiers et la complémentarité avec les structures existantes), mais également par la loi sur la titrisation de 2004 qui définit un champ élargi d'actifs titrisables.

La part des titres de créances détenus par les VDT luxembourgeois a sensiblement augmenté au cours des dernières années pour atteindre 227,5 milliards d'euros à la fin de la période sous revue, soit 35,5 % de leur actif total. Cette rubrique comporte principalement des obligations et des titres de créances adossés à des produits structurés qui ont déjà fait l'objet d'une opération de titrisation. Les actions et autres participations détenues par les VDT représentaient quant à elles 86,9 milliards d'euros à la fin du mois de mars 2026, après avoir enregistré une hausse de 23,1 % en 2025. Cette rubrique est essentiellement composée de parts d'OPC et, dans une moindre mesure, de participations non cotées.

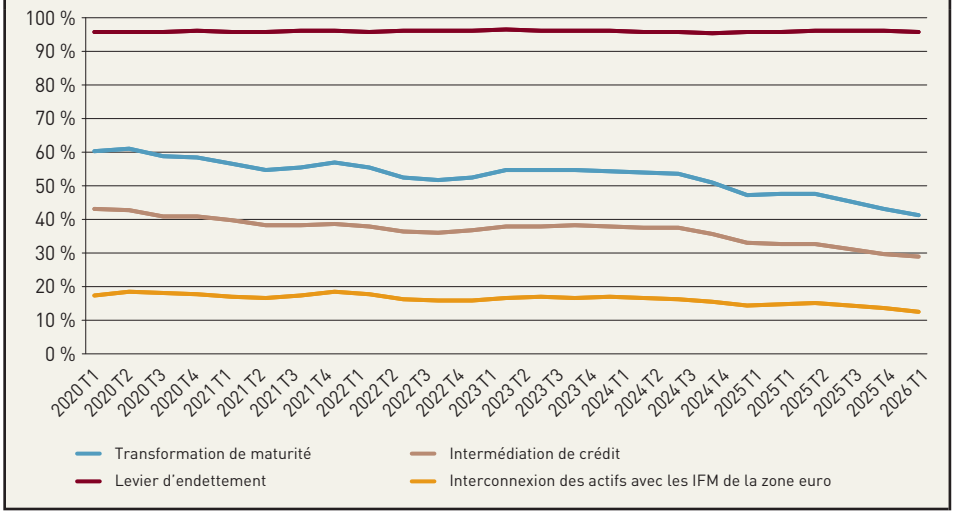
Les VDT interviennent dans le cadre d'une chaîne d'intermédiation du crédit et assurent des fonctions de transformation de maturité et de liquidité qui déterminent en partie la fragilité de leur bilan, et ce d'autant plus que ces organismes opèrent avec un niveau élevé de levier d'endettement. Comme indiqué dans le graphique suivant, les indicateurs de vulnérabilités liés au secteur des VDT sont restés relativement stables au cours de l'année passée.

La baisse de l'activité de transformation de maturité au cours des dernières années reflète une diminution de la proportion de titres de dette de long terme et de créances titrisées dans l'actif total des VDT. Cette évolution doit également être mise en perspective avec la composition du passif du bilan de ces entités. Bien que leur levier d'endettement se soit stabilisé à un niveau particulièrement élevé, ces organismes se refinancent principalement par des émissions de titres de dette à long terme, ce qui

[72] Pour une analyse détaillée de l'activité des véhicules de titrisation au Luxembourg, voir l'encadré du Bulletin BCL 2014/3 « Le périmètre du secteur d'intermédiation du crédit hors système bancaire (*shadow banking*) au Luxembourg - Le cas des véhicules de titrisation ».

limite la fragilité de leur modèle économique. En outre, l'ampleur des relations entre les VDT et les banques luxembourgeoises n'est pas suffisamment importante pour constituer une source majeure de risque systémique. Cependant, les développements récents observés sur certains segments de marché, comme par exemple celui des titres de dettes adossés à des crédits aux entreprises négociés sur des marchés secondaires (*Collateralized Loan Obligations*, CLOs), méritent une attention plus particulière pour assurer un suivi et une évaluation des risques potentiels pouvant survenir dans ce secteur.

Graphique 3.82 :
Transformation de maturité, levier d'endettement, intermédiation de crédit et interconnexion des VDT avec les Institutions Financières et Monétaires (IFM) de la zone euro[73]



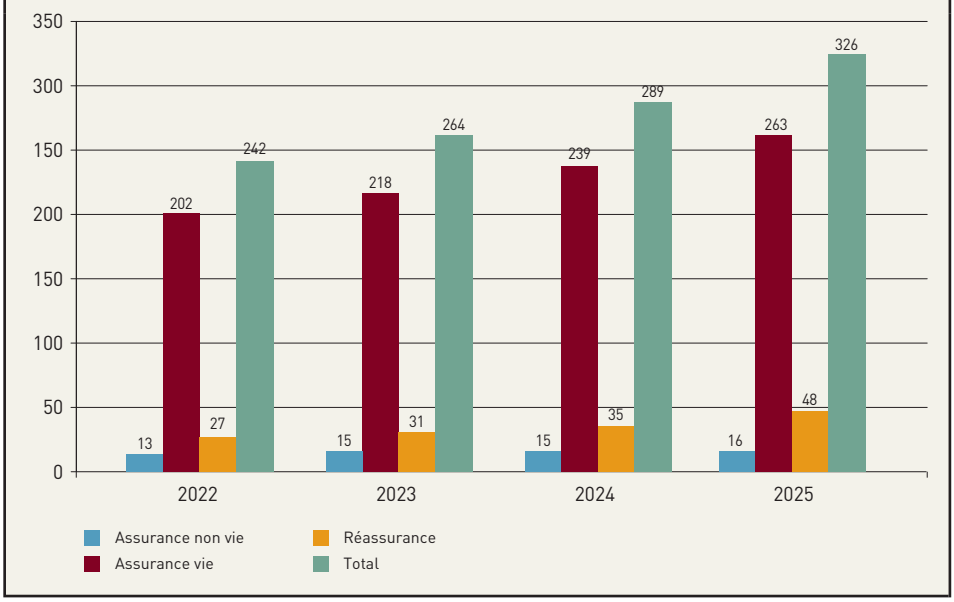
Source : BCL.

2.4 LES ASSURANCES

2.4.1 Évolution des bilans du secteur des assurances

Cette partie décrit la structure du secteur des assurances luxembourgeois à travers l'évolution du total des actifs du secteur d'un large échantillon représentatif composé de 121 compagnies d'assurance (19 non vie, 23 assurances vie et 79 de réassurance). Les données disponibles à la BCL couvrent uniquement les bilans non consolidés des compagnies d'assurance actives au Luxembourg. Autrement dit, les succursales et les filiales opérant à l'étranger sont exclues de l'analyse. Selon ces données, l'année 2025 était marquée par une progression significative du total du

Graphique 3.83 :
Total des actifs agrégé de notre échantillon par segment d'activité (en milliards d'euros)



Source : BCL, calculs : BCL.

[73] L'indicateur de transformation de maturité est calculé comme la somme des créances titrisées et des titres de dette avec une maturité supérieure à un an rapportée à l'actif total des VDT. L'indicateur d'intermédiation de crédit représente le pourcentage de créances titrisées dans l'actif total des VDT. L'indicateur de levier d'endettement est basé sur la somme des prêts reçus et des dettes émises par les VDT rapportée à leur actif total. Enfin, l'indicateur d'interconnexion des actifs avec les IFM de la zone euro représente la somme des créances titrisées initiées par un IFM de la zone euro et des titres de dette détenus émis par un IFM de la zone euro rapportée à l'actif total des VDT.

bilan du secteur d'assurance. Les dernières données transmises par le Commissariat aux assurances en juillet 2026 révèlent que le total du bilan agrégé de l'ensemble du secteur s'est établi à 402 milliards d'euros en décembre 2025, soit une progression annuelle de près de 5,7 %. Cette évolution reposait principalement sur le segment de l'assurance-vie (275 Mds€ d'actifs), suivi de l'activité de l'assurance non-vie (68 Mds€) de de réassurance (59 Mds€).

Le graphique 3.83 illustre l'évolution des actifs totaux par segment d'activité sur la période 2022-2025 pour notre échantillon de compagnies d'assurance et non pas de l'ensemble du secteur. Il en ressort une nette prépondérance de l'assurance-vie, qui couvrait près de 80 % du bilan agrégé du secteur en décembre 2025. Cette caractéristique est qualitativement similaire à l'ensemble du secteur où la part bilancielle de l'assurance-vie s'élevait, selon les données du CAA, à 68,41 % de l'actif total du secteur des assurances.

Le tableau 3.22 rapporte l'évolution des principaux agrégats bilanciels et flux opérationnels du secteur des assurances au Luxembourg au cours de la période 2022- 2025. Durant cette période, le secteur a connu une croissance de 31,39 % en termes de la taille bilancielle, alors que la taille du marché des assurances, mesurée par les primes brutes émises, a enregistré une croissance de 27,64 %. La croissance était encore plus faible en termes de charges de sinistres (9,25 %), ce qui est synonyme de réduction de la proportion des risques couverts en 2025 par rapport à 2022. Quant aux provisions techniques, elles ont enregistré une croissance de 22,91 % entre 2022 et 2025. En effet, cet agrégat représente 72,28 % de l'actif total en 2025, alors qu'il couvrait 77,27 % en 2022, soit une baisse de près de 5 points de pourcentage.

Tableau 3.22 :
Évolution de principaux agrégats bilanciels et flux opérationnels de notre échantillon (en milliards d'euros)

	2022	2023	2024	2025
Total des actifs	242,40	264,30	288,61	326,63
Primes brutes émises	32,14	29,05	36,18	41,02
Charges de sinistres	23,99	32,04	26,22	26,20
Commissions	1,71	1,95	1,89	2,05
Provision	192,10	198,41	219,57	236,10

Source : BCL, calculs : BCL.

2.4.2 Performance opérationnelle et solvabilité

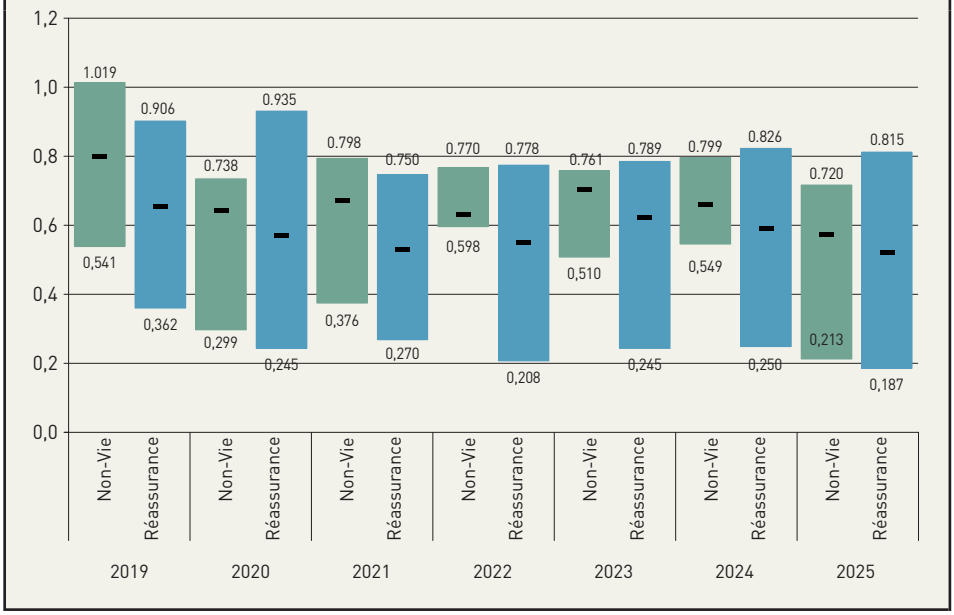
La performance opérationnelle et la solidité financière des compagnies d'assurance au cours de la période 2019-2025 sont évaluées via trois indicateurs. Le premier indicateur est le ratio combiné (performance). Ce ratio s'applique exclusivement à l'activité d'assurance non-vie et de réassurance. Le second est spécifique à la mesure de la performance des compagnies d'assurance-vie. Il s'agit de la marge opérationnelle, laquelle est mesurée par le rapport entre le résultat opérationnel et le passif net moyen de l'assurance-vie. Enfin, le troisième indicateur est le ratio de capitalisation, dit également ratio de solvabilité comptable. Ce dernier est calculé pour l'ensemble des compagnies d'assurance. L'analyse porte sur un échantillon de 121 compagnies actives dans le secteur des assurances. Les données utilisées sont non-consolidées. Elles couvrent uniquement l'activité au niveau national.

Le ratio combiné est défini par le rapport entre le coût des sinistres majoré des frais de gestion et commissions, et les primes brutes souscrites. Un ratio inférieur à l'unité indique un profit technique

tandis qu'un ratio supérieur à l'unité révèle une perte opérationnelle des compagnies d'assurance non-vie et de réassurance.

Il ressort de l'analyse du graphique 3.84 que la majorité des entités disposait d'un ratio qui évolue dans un intervalle de 0,2 et 1,01. Ainsi, le segment non-vie se distingue plutôt par une performance plus ou moins stable au cours de la période couverte. Néanmoins, une légère baisse est enregistrée par les segments non-vie et de réassurance, ce qui laisse présager que ces deux composantes sectorielles ont bénéficié d'un climat plus favorable en 2025 par rapport à l'année 2024.

Graphique 3.84 :
Intervalles interquartiles du ratio combiné des compagnies d'assurance 2019-2025



Source : BCL, Calculs : BCL.

S'agissant de la marge opérationnelle des compagnies d'assurance-vie, il y a lieu de préciser qu'en l'absence de données relatives aux résultats opérationnels au niveau de la BCL, ces derniers ont été approximés par la variation des fonds propres annuels des compagnies d'assurance-vie. Les niveaux du ratio sont illustrés par le graphique 3.85. En dépit du biais à la baisse introduit par l'usage de la variation des fonds propres au lieu des résultats opérationnels, il ressort que l'intervalle interquartile s'est réduit considérablement en 2025 comparativement à l'année 2024[74]. Ce rétrécissement traduit la baisse de la dispersion de la marge opérationnelle des compagnies d'assurance-vie. Néanmoins, la médiane de la marge a atteint un niveau supérieur à ceux enregistrés au cours de la période 2022-2024. Ceci reflète une amélioration de la résilience du secteur d'assurance-vie en 2025, qui a été confirmée par les récentes données du CAA relatives à la profitabilité des entreprises du secteur en 2025. En effet, les résultats après impôts des trois composantes du secteur s'élevaient à 505 millions d'euros pour l'assurance vie, 1,098 milliards d'euros pour l'assurance non vie et 1,048 milliards d'euros pour la réassurance. Ces performances représentaient une progression annuelle des profits nets de chaque composante de 34,2 %, 3,4 % et 21,5 %, respectivement.

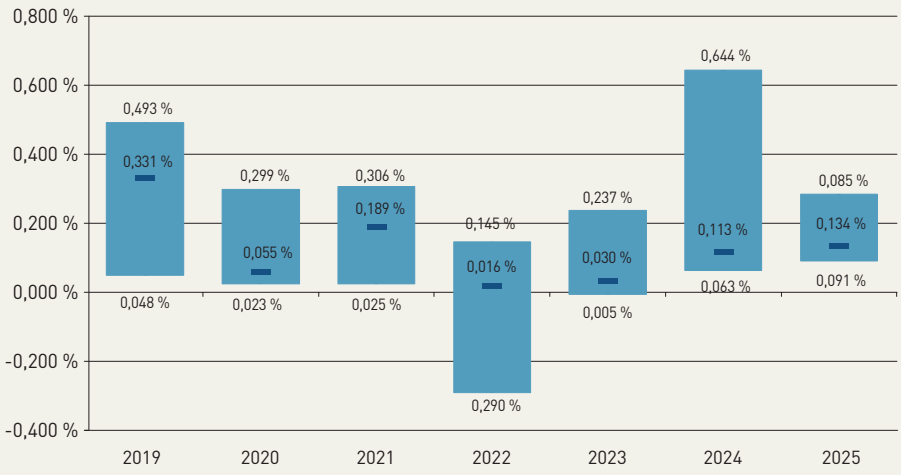
Quant à la solvabilité et en l'absence d'accès aux données relatives au capital de solvabilité requis, le ratio des fonds propres (CAP) au total des actifs (TA) est adopté pour évaluer la « capitalisation comptable » de l'assurance non-vie et de la réassurance, tandis que le même ratio est ajusté pour l'assurance-vie afin de tenir compte de la spécificité de l'activité de cette composante sectorielle.[75] L'ajustement du ratio initial permettra de limiter le ratio à la capacité réelle de l'assureur vie à absorber les chocs sur ses propres engagements. Autrement dit, le niveau du ratio offre une indication de la

[74] Selon les données publiques disponibles, la moyenne de la marge opérationnelle du secteur d'assurance-vie en Europe varie dans un intervalle de 2 % à 10 %.

[75] Le ratio ajusté est défini comme $\mathrm{CAP}/(\mathrm{TA}-\mathrm{UC}-\mathrm{CD})$ où le terme UC désigne les « réserves techniques d'assurance vie libellées en unités de compte » et CD désigne les « réserves techniques d'assurance vie et droits à pension avec régimes à cotisations définies ».

Graphique 3.85 :

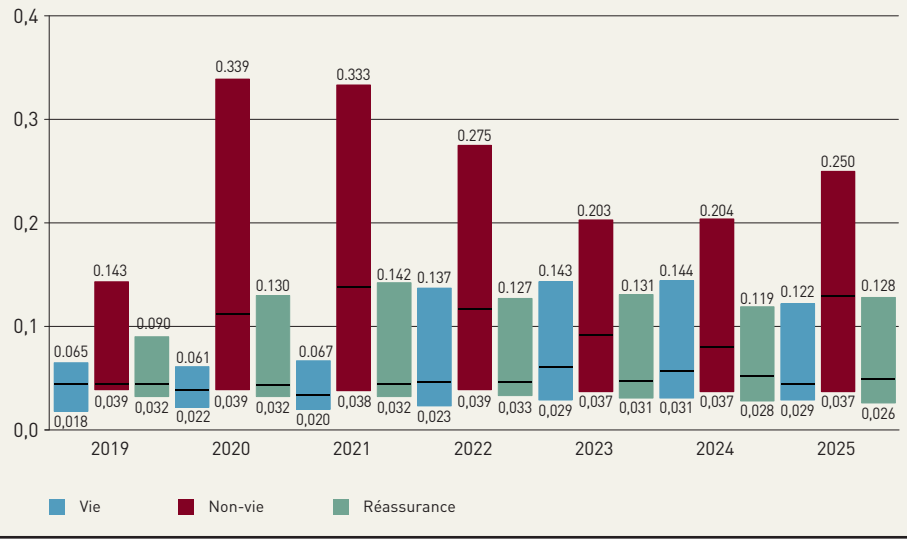
Intervalles interquartiles de la marge opérationnelle des compagnies d'assurance-vie : 2019-2025



Source : BCL, Calculs : BCL.

Graphique 3.86 :

Intervalles interquartiles du ratio de capitalisation 2019-2025



Source : BCL, Calculs : BCL.

résilience des compagnies d'assurance-vie à absorber les chocs financiers susceptibles d'affecter leurs propres activités.

Le graphique 3.86 illustre l'évolution de l'intervalle interquartile du ratio pour les trois composantes du secteur des assurances entre décembre 2019 et décembre 2025. Il ressort du graphique que le segment non-vie affiche la capitalisation la plus élevée sur la période couverte avec un ratio qui évoluait dans un intervalle de 0,037 à 0,339. Par ailleurs, les distributions révèlent qu'une augmentation très importante de la médiane est enregistrée en 2025, après les sous-performances enregistrées en 2023 et 2024.

Quant à l'assurance-vie, il ressort du graphique que la résilience de cette composante a enregistré une légère baisse en 2025 dans la mesure où l'intervalle interquartile s'est réduit comparativement à celui de l'année 2024.

Bien que le secteur des assurances dans son ensemble affiche un certain degré de résilience, y compris en période de faible croissance économique, la multiplicité des chocs économiques et financiers, la progression des incertitudes géoéconomiques et géopolitiques ainsi que l'amplification des risques physiques induits par le réchauffement climatique sont des facteurs de risques importants pour le secteur des assurances luxembourgeois. Dans ce contexte, l'autorité de supervision devrait poursuivre son monitoring de la concentration des risques au sein des trois composantes sectorielles et veiller à ce que les expositions de chaque composante du secteur soient soutenables à moyen terme.

4 ANNEXES 181

1. Climate Securitisation 181
2. House price misalignment from fundamentals in Luxembourg: an asset pricing approach 213
3. Commercial real estate activities in Luxembourg: does collateral pledged by vulnerable firms act as a buffer for banks against risk? 228
4. Financial spillovers across financial subsectors: Evidence from Luxembourg 253
5. Off-balance sheet exposures, bank risk, and business model heterogeneity: evidence from Luxembourg 278

1. CLIMATE SECURITISATION[1]

Federico Lubello[2], Abdelaziz Rouabah[3]

ABSTRACT

The European Union is currently debating a revival of its securitisation market as a cornerstone of the Capital Markets Union and the Green Deal's financing agenda. Against this background, this paper develops a two-sector climate New Keynesian DSGE model with bank and non-bank financial intermediation to study the role of securitisation over the climate transition. In the model, investment funds' appetite for portfolio diversification creates demand for both brown and green securitised loans–issued by regulated banks for capital relief motives. The securitisation market enables investment funds to construct a lower-risk pool that can then be sold to households. In this context, we show that revitalizing the securitisation market can act as a powerful risk-transfer mechanism for brown exposures and a catalyst for capital mobilisation. However, the extent to which more capital mobilisation translates into more green lending depends on climate and financial policy tradeoffs. We show that in general equilibrium, the securitisation revival reduces macroeconomic volatility and raises welfare. However, in the presence of a green supporting factor, banks have an incentive to hold rather than securitise green loans, reducing the welfare benefits of pool diversification. In contrast, the welfare gains are maximised when a brown-penalty factor is combined with a carbon tax, as the penalty redirects credit away from high-emission activities in favour of green lending and the carbon price internalises the externality.

Keywords: *securitisation; transition risk; shadow banking; carbon tax; financial accelerator; New Keynesian DSGE.*
JEL: *E32, E44, Q54, Q58.*

[1] This paper should not be reported as representing the views of the Banque centrale du Luxembourg (BCL) or the Eurosystem. The views expressed are those of the authors and may not be shared by other research staff or policymakers at the BCL or the Eurosystem.

[2] Financial Stability and Macroprudential Surveillance Department, Banque centrale du Luxembourg.
[3] Financial Stability and Macroprudential Surveillance Department, Banque centrale du Luxembourg.

1. INTRODUCTION

"We must mobilise securitisation markets for the Capital Market Union. Pan-EU issuance – possibly enhanced by a public guarantee – could broaden the investor base and support segments such as green securitisation".

Luis de Guindos, Vice-President of the ECB,
at the Joint Conference of the European Commission and the ECB on European Financial Integration.
Frankfurt am Main, 18 June 2024.

There is an active debate among European policymakers about the need to revive the securitisation market as a way for addressing key structural changes in the European Union. These include advancing the Capital Market Union and closing the financing gap required for the green transition (ECB Governing Council 2024, European Council, 2024). Such a debate has further intensified following the publication of three advisory reports in 2024, which explicitly advocated securitisation reform as a priority for deepening the Single Market and channeling long-term savings into productive investment (Draghi, 2024; Letta, 2024; Noyer, 2024). According to these reports, a revival of the securitisation market could unlock up to €1.5 trillion in additional credit capacity and close the EU's €750–800 billion annual investment gap (about five percent of EU GDP) to decarbonize energy, industry, and transport in line with Fit-for-55 objectives.[4]

Figure 1 illustrates the most recent trends in brown and green securitisation activity and in total securitisation in the Euro Area.

In this context, the European Commission published in 2025 a legislative package under the Savings and Investments Union (SIU) strategy proposing amendments to the EU Securitisation Regulation, the EU Capital Requirements Regulation and the EU Solvency II Regulation to lower the regulatory and prudential costs of securitisation for both originators and investors, with the explicit aim of revitalizing the EU market and channeling additional credit to the real economy.[5]

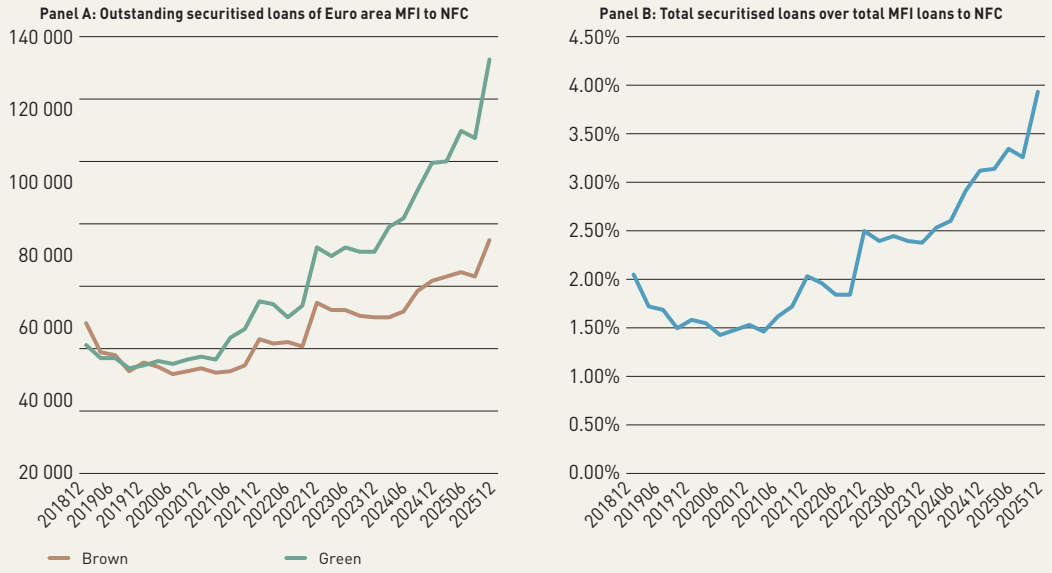
Against this backdrop, targeted proposals have been made specifically on the nexus between securitisation and the green transition. For example, Fanizza and Cerami (2023) propose a secondary market for brown asset-backed securities to accelerate the greening of banks' balance sheets, while Banque de France has recently advocated for green securitisation as a key lever for channeling private savings into the ecological transition (Banque de France 2025).

Despite the active debate on the policy front, the nexus between securitisation and the green transition has received little attention in the academic literature. While there is a fast-growing literature examining the macroeconomic implications of climate-related risk in general equilibrium, the relationship between climate transition risk, non-bank financial intermediaries and securitisation activity remains largely unexplored. We seek to fill this gap. To the best of our knowledge, no study has yet adopted a general equilibrium framework to evaluate the role of securitisation markets addressing the challenges related to capital mobilisation for the green transition. Therefore, we develop a quantitative climate macroeconomic model to assess the tradeoffs involved in relation to the policy proposals aimed at revitalizing the securitisation market and its role during the green transition.

[4] Fit for 55 is the EU's legislative package, adopted under the European Green Deal, that aims to reduce net greenhouse gas emissions by at least 55 percent relative to 1990 levels by 2030.

[5] The Savings and Investments Union (SIU) is the European Commission's strategy adopted in March 2025 to better channel the EU's approximately €10 trillion of household savings, currently held largely in low-yield bank deposits, into productive capital market investments (European Commission, 2025).

Figure 1:
Securitised loans of Euro area MFI to NFC



Source: Anacredit. Brown sector approximated by NACE sectors: Agriculture (A), Mining (B), Manufacturing (C), Electricity and Gas (D), Water Supply (E), Construction (F), Transport (H). Green sector comprises the residual NACE sectors.

2. RELATED LITERATURE

Our research question strongly connects with recent empirical literature exploring the relationship between climate risk, securitisation activity and non-bank financial intermediation. Notable examples include Mueller *et al.* (2025), who exploit the victory of Donald Trump in the 2016 US presidential election as an exogenous transition risk shock to show that US banks increase brown loan securitisation when transition risk intensifies, but scale back when it decreases. Similarly, Deku and Morris (2025) use a cross-country sample to show that, in response to heightened climate risks, financial activities migrate from heavily regulated traditional banks to less-regulated shadow banks. From a modelling perspective, our paper sits at the intersection of several strands of literature. At a broader level, it shares many features with canonical medium-scale DSGE models that incorporate real and financial frictions as well as nominal rigidities (Christiano *et al.*, 2005; Smets and Wouters, 2007) and with an established body of research that embeds financial intermediation into otherwise standard quantitative macroeconomic frameworks (Brunnermeier and Sannikov, 2014; Gertler and Kiyotaki, 2010; Gertler and Karadi, 2011; Sims and Wu, 2021). At its core, our analysis also connects with work that incorporates bank and non-bank financial intermediaries in general equilibrium to study the monetary policy and macroprudential policy transmission. These include Aikman *et al.* (2018); Di Iasio *et al.* (2022); Fève *et al.* (2017, 2019); Gebauer (2021); Gebauer and Mazelis (2023); Gertler *et al.* (2016); Lubello and Rouabah (2024), Meeks *et al.* (2017); Verona *et al.* (2013), *inter alia*. Given the climate considerations featured in our model, our paper relates to the burgeoning climate macroeconomics literature on business cycle fluctuations, environmental policy, and optimal carbon pricing (Annicchiarico and Di Dio, 2015; Barrage 2020; Golosov *et al.*, 2014; Heutel, 2012; van der Ploeg and Rezai, 2021), to the emerging literature on the implications of climate-related risks for inflation and monetary policy (Chan et al, 2024; Sahuc *et al.*, 2025), as well as to the fast-growing literature on transition risk, macroprudential regulation, and

financial intermediation (D'Orazio and Popoyan, 2019; Carattini *et al.*, 2023; Garcia-Villegas and Martorell, 2024; Lubello, 2024; Giovanardi and Kaldorf, 2026).

However, our paper departs from the above studies along several dimensions. First, we incorporate climate considerations into a setting where bank loans to brown firms become "stranded" as a result of transition risk nested in a financial accelerator framework. Second, we specifically model sectoral securitisation, which gives rise to a regulatory arbitrage channel that affects credit allocation. Third, we assess the macroeconomic consequences of revitalizing the securitisation market in accordance with the EU policy proposals, and assess the associated welfare implications under different climate and financial policy regimes.

3. MODEL

The model is built on a New Keynesian framework featuring a two-sector economy that consists of a high-emission ("brown") sector and a low-emission ("green") sector. In each of these sectors, a competitive firm produces the intermediate good. A capital-good producer creates and sells new physical capital to a continuum of entrepreneurs, which finance this acquisition using net worth and bank loans. In addition, a competitive wholesale firm combines brown and green sectoral outputs into a homogeneous composite good for sale to the retail sector. Retailers, which operate in monopolistic competition and staggered price setting à la Calvo (1983), differentiate the composite good at no cost into varieties, which are purchased by a competitive final good firm that bundles them together into a final good used for consumption and investment.

We model entrepreneurs within a financial accelerator mechanism with agency costs (Bernanke *et al.*, 1999; Christiano *et al.*, 2014) in which the financial contracts between the lender (the bank) and the borrower (the entrepreneur) are subject to costly-state-verification (Bernanke and Gertler, 1989; Carlstrom and Fuerst, 1997; Townsend, 1979). Therefore, bank lending is risky due to idiosyncratic risk shocks affecting returns, leverage and the probability of loan default. We model brown and green entrepreneurs symmetrically; however, we nest a climate module affecting the brown sector, which makes brown entrepreneurs riskier than green entrepreneurs through the "transition risk channel".

In the model, the climate module consists of procyclical emissions that arise as a byproduct of brown output, endogenous abatement and a carbon tax rule. In equilibrium, the carbon tax creates a "carbon wedge" that affects the standard deviation of the idiosyncratic (realized) returns on entrepreneur's capital, which alters debt repayment and leverage. For brown entrepreneurs, this mechanism introduces an additional layer of default risk into an otherwise standard financial accelerator mechanism.

The financial sector of the model comprises banks and investment funds interacting in a secondary market for brown and green loans. In this market, banks engage in brown and green securitisation (i.e., they issue both brown and green securitised loans) to obtain capital relief by saving regulatory costs, as emphasized in the "regulatory arbitrage" literature (Acharya *et al.*, 2013; Calomiris and Mason, 2004; Jones, 2000) and to offload exposures subject to transition risk. On the demand side, investment funds are moved by a diversification motive. They acquire both brown and green securitised loans, pool them, and issue shares to households whose risk is lower than the risker (brown) component of the pool.

The subsections below lay out the key agents of the model.

3.1. HOUSEHOLDS

There is a continuum of identical households of measure unity. Preferences follow a formulation common in the DSGE literature (Christiano *et al.*, 1997; Smets and Wouters, 2002) where households derive utility from consumption (C_t) and disutility from labor (N_t). In addition, households can smooth consumption by saving through a combination of nominal bank deposits (D_t) and investment fund shares (S_t).

The objective of the representative household is to maximise the expected present discounted value of lifetime utility by solving:

$$\max_{\{C_{t+s},N_{t+s}D_{t+s}\}_{s=0}^{\infty}} \mathbb{E}_t \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \, \mathbb{U}(C_{t+s}, C_{t+s-1}, N_{t+s}), \tag{1}$$

where $\beta \in (0,1)$ is the subjective discount factor and $\mathbb{E}_t$ is the rational expectation operator, conditional on information available at time t. As in Woodford (2003), we consider a cashless economy, so the household has no utility from holding real money balances. The per-period utility is defined as

$$\mathbb{U}(C_{t+s}, C_{t+s-1}, N_{t+s}) = \left[\ln(C_{t+s} - hC_{t+s-1}) - \phi \frac{(N_{t+s})^{1+\eta}}{1+\eta}\right], \tag{2}$$

where $h \in [0,1)$ denotes the the intensity of external habit formation in consumption, $\phi > 0$ is a scaling parameter on the disutility of labor, and $\eta > 0$ is the inverse of the Frisch elasticity. The representative household faces the real budget constraint:

$$C_t + \frac{D_t}{P_t} + Q_t^S S_t + \frac{\phi_s}{2} S_t^2 = W_t N_t + \frac{R_{t-1}^D}{\Pi_t} \frac{D_{t-1}}{P_{t-1}} + R_t^S Q_{t-1}^S S_{t-1} + \Omega_t - T_t, \tag{3}$$

where C_t is real consumption and D_t is nominal bank deposits paying the gross nominal rate R_t^D; P_t is the aggregate price level, thus $\Pi_t = P_t/P_{t-1}$ is gross inflation; W_t is the real wage rate earned on hours worked (N_t), so that $W_t N_t$ is labor income. The term S_t denotes holdings of investment fund shares at the real price Q_t^S carrying the real return R_t^S. Therefore, $R_t^S Q_{t-1}^S S_{t-1}$ is the real payoff to the household at time t on investment fund shares purchased at time $t-1$. The quadratic term $(\phi_s/2)S_t^2$ captures a "portfolio holding cost" formulation as in Schmitt-Grohé and Uribe (2003), where $\phi_s \geq 0$ governs the liquidity cost of holding investment fund shares. The term Ω_t collects net profits rebated to households and stemming from the ownership of the intermediate good firms, banks and investment funds; T_t is a lump-sum tax.

The household's maximization plan yields the optimality conditions:

$$\begin{aligned} W_t &= \phi N_t^{\eta}/\lambda_t, \\ 1 &= \mathbb{E}_t\left[\Lambda_{t,t+1}\frac{R_t^D}{\Pi_{t+1}}\right], \\ 1 &= \mathbb{E}_t\left[\Lambda_{t,t+1}R_{t+1}^S\right] - \frac{\phi_s}{Q_t^S}S_t, \end{aligned} \tag{4}$$

where $\lambda_t = 1/(C_t - hC_{t-1})$ is the marginal utility of consumption and $\Lambda_{t,t+1} = \beta\lambda_{t+1}/\lambda_t$ is the stochastic discount factor relevant for the household. Equations in block (4) represent, respectively, the labor supply, the Euler equation for deposits, and the Euler equation for investment fund shares. In the absence of portfolio holding costs on investment fund shares, that is when $\phi_s = 0$, the no-arbitrage condition implies that $R_t^S = R_t^D$. In contrast, when $\phi_s > 0$, a wedge emerges, the magnitude of which is governed by the portfolio holding cost. This wedge can be interpreted as the risk-premium households require in equilibrium to hold investment fund shares instead of deposits.

3.2. SECTORAL OUTPUT PRODUCERS

In each sector $j \in \{B, G\}$, a representative firm operating under perfect competition hires labor, $N_{j,t}$, and rents capital services, $K_{j,t}$, from entrepreneurs to produce intermediate goods using a Cobb–Douglas technology:

$$Y_{j,t} = A_t K_{j,t}^{\alpha} N_{j,t}^{1-\alpha}, \tag{5}$$

where α is the capital share, and $1-\alpha$ is the labor share. Aggregate total factor productivity A_t follows an AR(1) process:

$$A_t = (1-\rho_A)\bar{A} + \rho_A A_{t-1} + \varepsilon_t^A, \tag{6}$$

where $\bar{A}$ is its steady state level, $\rho_A \in (0,1)$ is persistence, and $\varepsilon_t^A \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma_A^2)$ is the technology shock.

Climate module

In the spirit of Fischer and Springborn (2011), Heutel (2012) and Annicchiarico and Di Dio (2015), we assume that each sector generates carbon emissions as a byproduct of production. Therefore, each unit of output in sector j generates ξ_j units of CO_2, thus sectoral emissions amount to $Em_{j,t} = \xi_j Y_{j,t}$.

The firm can decide to reduce its carbon footprint by investing in abatement technologies by choosing its abatement rate $a_{j,t} \in [0,1]$ at a convex cost $(\chi_a/2)a_{j,t}^2$, where $\chi_a > 0$ is a parameter governing the magnitude of the cost. Abatement allows the firm to save the payment of the carbon tax, τ_t, levied by the government per unit of residual (i.e., non-abated) emissions.[6] Given this tradeoff, the per-unit climate-related cost incurred by the representative firm in sector j is:

$$\tau_t \xi_j (1 - a_{j,t}) + \frac{\chi_a}{2} a_{j,t}^2. \tag{7}$$

Then, sector j profits are:

$$\mathbb{P}_{j,t} = \tilde{P}_{j,t} Y_{j,t} - W_t N_{j,t} - R_{j,t}^k K_{j,t}, \tag{8}$$

where $\tilde{P}_{j,t}$ is the output price *net* of climate-related costs of sector j, which is given by

$$\widetilde{P_{j,t}} = P_{j,t} - \tau_t \xi_j (1 - a_{j,t}) - \frac{\chi_a}{2} a_{j,t}^2 \tag{9}$$

The objective of the representative firm in sector j is to choose a sequence labor, capital services and abatement, that is $N_{j,t}, K_{j,t}, a_{j,t}$, that maximize profits (8) subject to the production technology (5). The firm's optimization problem yields the following optimality conditions:

$$\begin{aligned} W_t &= (1-\alpha)\tilde{P}_{j,t} \frac{Y_{j,t}}{N_{j,t}}, \\ R_{j,t}^k &= \alpha \tilde{P}_{j,t} \frac{Y_{j,t}}{K_{j,t}}, \\ \chi_a a_{j,t} &= \tau_t \xi_j. \end{aligned} \tag{10}$$

Equations in (10) represent the demand curves for labor and capital services, and optimal abatement, respectively, which postulates that, in equilibrium, the marginal abatement cost must equal the marginal saving on the carbon tax when abating.[7]

In addition, we allow the brown emission intensity to respond endogenously to green credit conditions. Access to green finance enables brown firms to adopt cleaner capital goods, thereby reducing their per-unit carbon emissions (De Haas and Popov, 2023; Ferrara *et al.*, 2023). Formally:

$$\xi_t^B = \xi^B \exp\left(-\zeta_g \left(\frac{LG_t}{LG_{ss}} - 1\right)\right), \tag{11}$$

where $\zeta g \geq 0$ is the elasticity of brown emission intensity to green lending relative to its steady-state level.

[6] In our model, green firms are low-emissions and not zero-emissions, that is $\xi_B > \xi_G \geq 0$, which implies $a_{B,t} > a_{G,t} \geq 0$. This assumption allows us to model both sectors symmetrically and ease exposition. However, in the quantitative section, we set ξ_G to a very small number so that green emissions are virtually zero, and emission abatement for green firms is irrelevant.

[7] The problems for the wholesale firm and monopolistic retailers adjusting prices à la Calvo (1983) are standard.

3.3. CAPITAL PRODUCERS

In each sector $j \in \{B, G\}$, a representative capital producer operates in a perfectly competitive market. It combines undepreciated capital stock, $K_{j,t}$, purchased from entrepreneurs and new investment, $I_{j,t}$, purchased from the final good firm, net of adjustment costs, to produce new capital, $K_{j,t+1}$, which is sold to entrepreneurs at the competitive price $q_{j,t}$. The capital producer discounts profits using the household stochastic discount factor, $\Lambda_{t,t+1}$, and solves

$$\max_{\{I_{j,t+s}\}_{s=0}^{\infty}} \mathbb{E}_t \sum_{s=0}^{\infty} \Lambda_{t,t+s} \left\{ q_{j,t+s}[K_{j,t+s+1} - (1-\delta)K_{j,t+s}] - I_{j,t+s} \right\}, \tag{12}$$

subject to the law of motion for capital:

$$K_{j,t+1} = (1-\delta)K_{j,t} + \left[1 - \frac{\phi_I}{2}\left(\frac{I_{j,t}}{I_{j,t-1}} - 1\right)^2\right] I_{j,t}, \tag{13}$$

where $q_{j,t}$ denotes the price of installed capital in sector j, $\delta \in (0,1)$ is the depreciation rate, and $\phi_I > 0$ governs investment adjustment costs. Let us define

$$\iota_{j,t} \equiv \frac{I_{j,t}}{I_{j,t-1}}, \qquad \Gamma(\iota_{j,t}) \equiv \frac{\phi_I}{2}(\iota_{j,t} - 1)^2, \qquad \Gamma'(\iota_{j,t}) = \phi_I(\iota_{j,t} - 1). \tag{14}$$

The maximization problem yields the Euler equation for investment, $I_{j,t}$

$$1 = q_{j,t}\left[1 - \Gamma(\iota_{j,t}) - \Gamma'(\iota_{j,t})\iota_{j,t}\right] + \mathbb{E}_t\left[\Lambda_{t,t+1} q_{j,t+1} \Gamma'(\iota_{j,t+1})\iota_{j,t+1}^2\right]. \tag{15}$$

3.4. ENTREPRENEURS

There is a continuum of risk-neutral entrepreneurs in each sector $j \in \{B, G\}$. In period t, an entrepreneur in sector j acquires physical capital for use in period $t+1$, $K_{j,t+1}$. Capital acquisition is financed through a combination of internal net worth, $NW_{j,t}$, and external borrowing $L_{j,t+1}$. The entrepreneur's balance-sheet constraint is therefore given by

$$q_{j,t}K_{j,t+1} = NW_{j,t} + Q_{j,t}^L L_{j,t+1}. \tag{16}$$

In period $t+1$, entrepreneurs provide capital services to intermediate-goods producers at the rental rate $R_{j,t+1}^k$ and resell the undepreciated capital stock back to the capital producers.

Following Woodford (2001) and subsequent implementations (Carlstrom *et al.*, 2017; Sims and Wu, 2021), we model sectoral debt as a perpetuity with geometrically decaying coupons. Let $\rho_L \in (0,1)$ be the decay parameter, which governs debt duration. Then, one unit of debt issued at time t sold at price $Q^L_{j,t}$ pays one nominal unit in period $t+1$, and a fraction ρ_L of the claim survives into the next period. Hence, the gross nominal return on loans in sector j is:

$$R^L_{j,t+1} = \frac{1 + \rho_L Q^L_{j,t+1}}{Q^L_{j,t}}. \tag{17}$$

The numerator represents the current payment of one unit of debt plus the continuation value $\rho_L Q^L_{j,t+1}$ of the surviving claim. The denominator is the issuance price per unit of new debt.

Let $X_{j,t}$ denote newly issued loans in period t. Then the law of motion of outstanding debt is:

$$L_{j,t+1} = \rho_L L_{j,t} + X_{j,t}, \tag{18}$$

The objective of the entrepreneur in sector j is to choose $K_{j,t+1}$ to maximise the expected discounted value of equity. Letting $\beta_e \in (0,1)$ denote the entrepreneur's discount factor, the entrepreneur solves:

$$\max_{K_{j,t+1}} \quad \beta_e \mathbb{E}_t \left[\frac{R^k_{j,t+1} + (1-\delta) q_{j,t+1}}{R^L_{j,t+1}/\Pi_{t+1}} \right] K_{j,t+1} - q_{j,t} K_{j,t+1}, \tag{19}$$

subject to the balance-sheet constraint (16).

The first-order condition for $K_{j,t+1}$ yields the capital-pricing condition:

$$q_{j,t} = \beta_e \mathbb{E}_t \left[\frac{R^k_{j,t+1} + (1-\delta) q_{j,t+1}}{R^L_{j,t+1}/\Pi_{t+1}} \right], \tag{20}$$

which equates the expected marginal return stemming from rental income, $R^k_{j,t+1}$, and resale of undepreciated capital, $(1-\delta)q_{j,t+1}$, discounted by the entrepreneur's effective real cost of borrowing, $\beta_e \Pi_{t+1}/R^L_{j,t+1}$.

Entrepreneurs have a finite horizon. In each period, a fraction $\gamma_E \in (0,1)$ survives into the next period, while the remaining fraction exits and is replaced by new entrants endowed with startup net worth, N^{NW}_j. Aggregate real net worth in sector j evolves according to:

$$NW_{j,t+1} = \gamma_E \omega_{nw} \left[(R^k_{j,t+1} + (1-\delta) q_{j,t+1}) K_{j,t+1} - \frac{R^L_{j,t+1}}{\Pi_{t+1}} Q^{Lj}_t L_{j,t+1} \right], \tag{21}$$

where ω_{nw} is a scaling parameter on the after-debt cash retained by surviving entrepreneurs as net worth.

The financial contract

Entrepreneurial borrowing is subject to costly state verification as in Bernanke *et al.* (1999). In each sector $j \in \{B, G\}$, the ex-post payoff on capital is affected by an idiosyncratic shock ω_{t+1}^{j}. Let the total gross return on capital purchased at date t in sector j be:

$$\mathcal{A}_{j,t+1} = \left(R_{j,t+1}^{k} + (1-\delta)q_{j,t+1}\right)K_{j,t+1}, \tag{22}$$

and let the total real value of the outstanding sector-j loan be:

$$\mathcal{D}_{j,t+1} = \frac{1 + \rho_L Q_{j,t+1}^{L}}{\Pi_{t+1}} L_{j,t+1}, \tag{23}$$

where the numerator is the gross nominal payment per unit, plus the continuation value $\rho_L Q_{j,t+1}^{Lj}$, deflated by gross inflation Π_{t+1}. Default occurs in period $t+1$ whenever:

$$\omega_{j,t+1}\mathcal{A}_{j,t+1} < \mathcal{D}_{j,t+1}, \tag{24}$$

where $\omega_{j,t+1}$ is i.i.d. with $\mathbb{E}_t[\omega_{j,t+1}] = 1$ and $\log\omega_{j,t+1} \sim \mathcal{N}\left(-1/2\left(\sigma_{\omega,t}^{j}\right)^2, \left(\sigma_{\omega,t}^{j}\right)^2\right)$, where $\sigma_{\omega,j,t}$ is the standard deviation of log idiosyncratic returns in sector j. Then, the cutoff for the idiosyncratic shock realized at $t+1$ is:

$$\bar{\omega}_{j,t+1} = \frac{\mathcal{D}_{j,t+1}}{\mathcal{A}_{j,t+1}}. \tag{25}$$

The probability of default is:

$$F_{j,t} = \int_0^{\bar{\omega}_{j,t+1}} \omega\, f(\omega)\, d\omega = \Phi\left(\frac{\log\bar{\omega}_{j,t+1} + 1/2\left(\sigma_{\omega,t}^{j}\right)^2}{\sigma_{\omega,j,t}}\right), \tag{26}$$

where $\Phi(\cdot)$ is the normal c.d.f., and the expected share of total asset returns captured by defaulting borrowers is:

$$G_{j,t} = \int_0^{\bar{\omega}_{j,t+1}} \omega\, f(\omega) d\omega = \Phi\left(\frac{\log\bar{\omega}_{j,t+1} - 1/2\left(\sigma_{\omega,t}^{j}\right)^2}{\sigma_{\omega,t}^{j}}\right). \tag{27}$$

Let $\mu_{mon} \in [0,1)$ be the fraction of collateral lost in monitoring or bankruptcy after a borrower defaults. Therefore, the expected loss rate on promised repayment in sector j is:

$$\ell_{j,t} = 1 - \frac{(1 - F_{j,t})\,\mathcal{D}_{j,t+1} + (1 - \mu_{mon})G_{j,t}\,\mathcal{A}_{j,t+1}}{\mathcal{D}_{j,t+1}}. \tag{28}$$

The numerator of the recovery fraction has two components. The term $(1 - F_{j,t})$ is the share of entrepreneurs who do not default and repay in full, while the term $G_{j,t}$ is the share of asset returns seized from defaulting borrowers, of which only a fraction $(1 - \mu_{mon})$ survives the monitoring process.[8]

The transition risk channel

In our model, the distinguishing feature between the green and the brown sector rests in the transition risk channel affecting brown exposures. In this respect, we allow climate policy to affect the stochastic process for the standard deviation of the idiosyncratic shock, $\sigma^{j}_{\omega,t}$. In this respect, we introduce transition risk as a "risk shock" in the spirit of Christiano (2014), making $\sigma^{j}_{\omega,t}$ time-varying and stochastic.[9] Therefore, we link the brown standard deviation to the carbon wedge as follows:

$$\sigma^{B}_{\omega,t} = \sigma^{B,ss}_{\omega} \exp\left(\gamma_{\sigma,\tau}(\tau_t \xi_B - \tau^{ss}\xi_B)\right), \tag{29}$$

where $\sigma^{B,ss}_{\omega}$ is the steady-state standard deviation of brown idiosyncratic returns, $\gamma_{\sigma,\tau} > 0$ governs how strongly the carbon wedge raises brown firm risk, and τ_t is the carbon tax. It is important to note the double layer of climate policy or transition risk affecting brown entrepreneurs in our model. On the one hand, a higher carbon tax lowers the net output price, $\tilde{P}_{B,t}$ which reduces $R^{k}_{B,t}$ and in turn lowers the brown asset return, $\mathcal{A}_{B,t+1}$. This raises the cutoff $\bar{\omega}_{B,t}$, even at constant σ^{B}_{ω}. This mechanism works through the *profitability channel* by affecting the mean of the entrepreneur's idiosyncratic shock, independently of the carbon wedge operating as a risk shock, i.e., even when $\gamma_{\sigma,\tau} = 0$. On the other hand, an increase in $\sigma^{B}_{\omega,t}$ as a risk shock widens the distribution of brown idiosyncratic returns, raising both the default probability F^{B}_{t} and the loss rate $\ell_{B,t}$. This mechanism works through the *transition-risk volatility channel* by widening the standard deviation of the entrepreneur's idiosyncratic shock and the distribution of returns, which increase the probability of default.

3.5. FINANCIAL SECTOR

The financial sector consists of a representative bank and a representative investment fund. The bank is regulated via risk-weights and capital requirements (Basel III). The bank intermediates brown and green credit. In addition, the bank can pool together brown and green exposures to originate and distribute asset-backed securities to the investment fund. The investment fund pools the acquired claims and issues shares to households.

[8] Note that $F_{j,t}$ and $G_{j,t}$ carry a t subscript because they are conditional on the financial contract set at t (through $\sigma_{\omega,j,t}$), even though the cutoff $\bar{\omega}_{j,t+1}$ is realized at time $t+1$.

[9] The green standard deviation is constant, that is $\sigma^{G}_{\omega,t} = \sigma^{G}_{\omega}$ as it is not affected by the carbon tax.

3.5.1 The securitisation market

The securitisation market is populated by three participants: the regulated bank (originator and seller), the investment fund (buyer and pooler), and the representative household (investor).

On the supply side, the regulated bank originates brown and green loan-backed securities, or securitised loans, by choosing securitisation rates, s_t^j. Therefore, it sells $s_j^B L_{j,t+1}$ claims of sector j to the investment fund at market price $Q_{j,t}^L$. The supply of securitised claims is governed by the bank's first-order conditions (derived later), which balance the marginal cost of securitisation against regulatory capital relief, savings on retention costs, and deposit-cost reductions. The full derivation is provided in the bank subsection.

On the demand side, the investment fund purchases all securitised claims offered by the bank, pools them into a single vehicle with total value $Z_t = \sum_j s_t^j L_{j,t+1}$, and issues shares S_t to households at price Q_t^S per share. In our model, the investment fund is a pass-through entity (Gorton and Metrick, 2012), Gennaioli *et al.* , 2013) and earn zero residual profits (Verona *et al.*, 2013; Meeks et al, 2017). Household demand for investment funds shares is governed by the share-pricing Euler equation, which equates the effective cost of a share $(Q_t^S + \phi_s S_t)$ to the expected discounted pool payoff, $\mathbb{E}_t\left[\Lambda_{t,t+1} R_{t+1}^S Q_t^S\right]$. The term R_{t+1}^S is the per-unit gross return on investment fund shares held by the household, which in real terms is given by

$$R_{t+1}^S = \left(1 - \ell_{t+1}^{pool}\right)\left[w_t^B \frac{1 + \rho_L Q_{B,t+1}^L}{Q_t^S \Pi_{t+1}} + (1 - w_t^B) \frac{1 + \rho_L Q_{G,t+1}^L}{Q_t^S \Pi_{t+1}}\right], \tag{30}$$

which is the default-adjusted real payoff on the underlying pool of loans, where $w_t^B = s_t^B L_{B,t+1}/Z_t$ is the brown weight in the pool, $(1 - w_t^B)$ is the green weight, ℓ_{t+1}^{pool} is the pool loss rate (defined later, and $\left(1 + \rho_L Q_{j,t+1}^L\right)$ is the sector-j nominal per-unit payoff.

In equilibrium, market clearing requires the investment fund to absorb the entire supply of securitised claims, so $Q_t^S S_t = Z_t$.

3.5.2. Bank

The banking sector consists of a continuum of identical banks owned by the representative household. Each bank accepts household deposits, D_t accumulates net worth, N_t^{bk}, and originate loans to entrepreneurs in sector j at the end of period t and carry them into period $t+1$, $L_{j,t+1}$, at market price $Q_{j,t}^L$. Each period, the bank can also securitize a fraction $s_t^j \in [0,1)$ of loans in sector j, so $\left(1 - s_t^j\right)$ is the retained share. Therefore, retained loans at time t are given by:

$$L_t^{ret} = \sum_{j \in \{B,G\}} Q_{j,t}^L \left(1 - s_t^j\right) L_{j,t+1}. \tag{31}$$

The bank finances retained loans with one-period deposits, D_t, and internal net worth, N_t^{bk}, so the balance sheet identity is:

$$L_t^{ret} = D_t + N_t^{bk}. \tag{32}$$

In addition, the faces risk weights $\omega_j^{RW} > 0$ on bank exposures in sector j.[10] Then, risk-weighted retained assets are:

$$L_t^{RW} = \sum_{j\in\{B,G\}} \omega_j^{RW}\, Q_{j,t}^{L}\left(1 - s_t^{j}\right)L_{j,t+1}, \tag{33}$$

Following Gerali *et al.* (2010), the bank is subject to a quadratic penalty on deviations of its capital ratio from the regulatory target $\bar{\kappa}_t$. Define the bank's regulatory capital ratio as:

$$K_t^{ratio} = \frac{N_t^{bk}}{L_t^{RW}}. \tag{34}$$

The penalty is $\Phi_t^{bk} = \frac{\kappa_K}{2}(\kappa_t^{bk} - \bar{\kappa}_t)^2 N_t^{bk}$, where $\kappa_K \geq 0$ governs the intensity of the supervisory cost. Regulatory capital $\bar{\kappa}_t$ follows the macroprudential rule defined later in subsection 3.10.

The bank is subject to an endogenous capital constraint derived as a weak contract-enforcement problem between the bank and depositors, as in Sims and Wu (2021) and Gertler and Karadi (2011). Therefore, the enforcement constraint is given by

$$V_t \geq \theta \sum_{j\in\{B,G\}} \omega_j^{RW}\, Q_{j,t}^{L}\left(1 - s_t^{j}\right)L_{j,t+1}, \tag{35}$$

where θ is the fraction of divertable assets. The objective of a surviving bank in period t is to choose its balance sheet variables to maximize expected terminal net worth given the probability $1 - \sigma_b$ of exiting after $t + 1$. Given the probability of exiting after i periods $(1 - \sigma)\sigma_b^{i-1}$, the bank seeks to maximize the value function:

$$V_t = \max(1 - \sigma_b)\mathbb{E}_t \sum_{i=1}^{\infty} \sigma_b^{i-1}\, \Lambda_{t,t+i} N_{i,t+i}^{bk}, \tag{36}$$

[10] In the baseline calibration, $\omega_B^{RW} = \omega_G^{RW}$.

subject to the balance sheet identity and the incentive compatible constraint, where bank net worth evolves from retained profits as. The law of motion is:

$$N_{t+1}^{bk} = \sigma_b[\sum_j (1-\ell_{j,t+1}) \quad 1+\rho_L Q_{j,t+1}^L/\Pi_{t+1}\left(1-s_t^j\right)L_{j,t+1} - R_t^D D_t \\ -\psi_t/2\sum_j \left(s_t^j\right)^2 L_{j,t+1} - \kappa_D D_t] + (1-\sigma_b)\,\xi_b, \tag{37}$$

where $\xi_b > 0$ is a parameter targeting the steady-state bank capital ratio. where $\kappa_D \geq 0$ captures deposit insurance premia, reserve requirements, or liquidity buffer maintenance as in van den Heuvel (2008), and Begenau and Landvoigt (2022). Let $\mu_t \geq 0$ be the Lagrange multiplier associated to to the capital constraint. In addition, define:

$$\tilde{R}_{j,t+1}^L \equiv \left(1-\ell_{j,t+1}\right)\left(1+\rho_L Q_{j,t+1}^L\right)/\Pi_{t+1} \tag{38}$$

and

$$R_{j,t}^{fund} = R_t^D + \omega_j^{RW}\frac{\mu_t}{\beta}. \tag{39}$$

The first-order conditions for the loan supply $L_{j,t+1}$ is:

$$\left(1-s_t^j\right)\left[\mu_t\,\omega_j^{RW}\,Q_{j,t}^L + \Lambda_{t,t+1}\left(\tilde{R}_{j,t+1}^L - Q_{j,t}^L R_{j,t}^{fund}\right)\right] \;=\; \frac{\psi_t}{2}\left(s_t^j\right)^2, \tag{40}$$

equating the marginal benefit of lending (capital-relief value plus discounted net return) to the marginal securitisation cost.

The first-order conditions for securitisation s_t^j is

$$\psi_t\, s_t^j \;=\; \mu_t\,\omega_j^{RW}\,Q_{j,t}^L + \Lambda_{t,t+1}\left(Q_{j,t}^L R_{j,t}^{fund} - \tilde{R}_{j,t+1}^L\right) + \kappa_D\,Q_{j,t}^L, \tag{41}$$

equating the marginal cost of securitizing to benefits of securitisation stemming form three channels: (i) the capital-relief term $\mu_t\,\omega_j^{RW}\,Q_{j,t}^L$, which measures how much securitisation relaxes the capital constraint constraint; (ii) the discounted net cost of retention $\Lambda_{t,t+1}\left(Q_{j,t}^L R_{j,t}^{fund} - \tilde{R}_{j,t+1}^L\right)$, which is positive whenever funding costs exceed expected payoffs; and (iii) the deposit-cost savings $\kappa_D\,Q_{j,t}^L$, reflecting that securitizing one unit of loan removes $Q_{j,t}^L$ units of deposit funding, yielding κ_D saving per unit.

The securitisation cost parameter ψ_t is time-varying and follows the AR(1) process

$$\psi_t = \left(1-\rho_\psi\right)\psi^{ss} + \rho_\psi\psi_{t-1} - \varepsilon_t^\psi, \tag{42}$$

where $\rho_\psi \in (0,1)$ governs persistence, ψ^{ss} is the steady-state level, and $\varepsilon_t^\psi \sim \text{i.i.d.}\left(0,\sigma_\psi^2\right)$ is a securitisation-cost innovation capturing time-varying frictions in the securitisation market (e.g., regulatory developments that loosen or tighten liquidity conditions in the securitisation market).

The bank's first-order conditions imply that, in steady state with small s^j, the securitisation rate is:

$$s^{j,ss} = \frac{\mu\,\omega_j^{RW}\,Q_j^L + \kappa_D Q_j^L + \beta\left(Q_j^L R_j^{fund} - \tilde{R}_j^L\right)}{\psi^{ss}}. \tag{43}$$

Therefore, in the baseline calibration where $\omega_B^{RW} = \omega_G^{RW}$, brown exposures are securitised more because of the higher default-risk wedge $\left(\tilde{R}_B^L < \tilde{R}_G^L\right)$ embedded in the expected-payoff term.

3.5.3. Investment fund

The investment fund is a pass-through special purpose vehicle in the spirit of Gorton and Metrick (2012) and Gennaioli *et al.* (2013). It purchases securitised loan claims from the regulated bank, pools them via a pooling technology to obtain diversification benefits stemming from the imperfect correlation between brown and green defaults, and issues shares to households backed by the pool.

The investment fund acquires a fraction s_t^j of loans in sector *j* from the regulated bank at unit prices $Q_{j,t}^L$, and finances the purchase by issuing S_t shares to households at price Q_t^S. Then, its balance sheet identity is:

$$Q_t^S S_t = \sum_{j\in\{B,G\}} Q_{j,t}^L\, s_t^j L_{j,t+1}, \tag{44}$$

As a purely pass-through entity, the investment fund makes zero profits in equilibrium (see Verona *et al.*, 2013; Meeks *et al.*, 2017 for a similar approach). Therefore, the balance sheet identity directly pins down S_t, given the share price Q_t^S and the acquired loan claim $s_t^j Q_{,t}^L L_{j,t+1}$.

The investment fund holds a pool of brown and green loan claims. In the spirit of Diamond (1984), pooling brown and green claims reduces the effective loss rate on the pool below the weighted average of the individual sector loss rates. [11]

The investment fund solves a portfolio optimization problem à la Markowitz (1952) where it chooses the pool composition, that is, the weight of brown and green claims in the total pool. Let $w_t^B \in (0,1)$ be the brown weight in the pool:

$$w_t^B \equiv \frac{s_t^B L_{B,t+1}}{s_t^B L_{B,t+1} + s_t^G L_{G,t+1}}, \tag{45}$$

[11] The resulting pool claim can also be seen as being less information-sensitive than the underlying sectoral loans in the sense of Gorton and Pennacchi (1990), because idiosyncratic default risk washes out at the pool level.

Then, the investment fund solves:

$$\min_{w_t^B} \mathrm{Var}\left(\ell_t^{pool}\right) = (w_t^B)^2\sigma_{\omega,B,t}^2 + (1-w_t^B)^2\left(\sigma_{\omega,G}^{ss}\right)^2 + 2w_t^B(1-w_t^B)\rho^{BG}\sigma_{\omega,B,t}\sigma_{\omega,G}^{ss}, \tag{46}$$

The first-order condition with respect to w_t^B delivers the optimal minimum variance weight:

$$w_t^B = \frac{\left(\sigma_{\omega,G}^{ss}\right)^2 - \rho^{BG}\,\sigma_{\omega,B,t}\,\sigma_{\omega,G}^{ss}}{\sigma_{\omega,B,t}^2 + \left(\sigma_{\omega,G}^{ss}\right)^2 - 2\rho^{BG}\,\sigma_{\omega,B,t}\,\sigma_{\omega,G}^{ss}}. \tag{47}$$

The effective pool loss rate is then given by:

$$\ell_t^{pool} \equiv w_t^B\ell_{B,t} + (1-w_t^B)\ell_{G,t}. \tag{48}$$

The diversification benefit is embedded in the endogenous composition w_t^B as the mixed pool achieves a loss rate that is lower than a purely brown pool. In fact, condition as $\sigma_{\omega,B,t}$ rises with the carbon tax, brown claims become risker and w_t^B falls as the investment fund has less appetite for brown claims in the pool. This creates a tension against the bank's regulatory incentive to securitise more brown loans. Therefore, in equilibrium, the pool composition is the result of demand and supply forces in the securitisation market.

The total payoff of the pool at time t is then given by:

$$P_t^{pool} = \left(1-\ell_t^{pool}\right)\left[s_{t-1}^B L_{B,t}\,\frac{1+\rho_L Q_{B,t}^L}{\Pi_t} + s_{t-1}^G L_{G,t}\,\frac{1+\rho_L Q_{G,t}^L}{\Pi_t}\right]. \tag{49}$$

Then, the per-unit gross return between $t-1$ and t for the household on holdings of investment fund shares is

$$R_t^S = \frac{P_t^{pool}}{Q_{t-1}^S}, \tag{50}$$

which enters the household's Euler equation in (4) to determine the intertemporal share pricing.

3.6. CLIMATE POLICY

The government conducts climate policy through a carbon tax rule that targets aggregate emissions from their steady-state level:

$$\tau_t = \rho_\tau \tau_{t-1} + (1-\rho_\tau)\left[\tau^{ss} + \phi_{\tau,em}(Em_t - Em_{t-1})\right] + \varepsilon_t^\tau, \tag{51}$$

where $\rho_\tau \in (0,1)$ governs persistence, τ^{ss} is the steady-state level, $\phi_{\tau,em}$ the response to emissions deviation, and ε_t^τ is a carbon-tax shock. The shock follows $\varepsilon_t^\tau \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma_\tau^2)$. Aggregate emissions are the sum of sector-j emissions weighted by sectoral intensities, after sectoral abatement:

$$Em_t = \sum_{j \in \{B,G\}} \xi_j \left(1 - a_{j,t}\right) Y_{j,t}, \tag{52}$$

where ξ_j is the emissions intensity of sector j, $a_{j,t}$ is the abatement rate in sector-j and $Y_{j,t}$ is sectoral output. Since $\xi_B > \xi_G$, the abatement optimality condition implies that $a_{B,t} > a_{G,t}$, so that brown abatement accounts for most aggregate abatement costs. We assume that carbon-tax revenues are rebated through the lump-sum tax-transfer T_t in the household budget constraint.

3.7. MONETARY POLICY

The central bank sets the nominal interest rate (i_t) according to the Taylor principle (Taylor 1993) with interest-rate smoothing:

$$R_t = (R^{ss})^{1-\rho_i}\left(R_{t-1}\right)^{\rho_i} \Pi_t^{(1-\rho_i)\phi_\pi} \exp(\varepsilon_t^R), \tag{53}$$

where the interest rate controlled by the central bank equals the risk-free interest rate on deposit, $R_t = R_t^D$, with $R^{ss} = \beta^{-1}$ and $\rho_i \in (0,1)$ is the interest-rate smoothing parameter, $\phi_\pi > 1$ is the inflation response coefficient, and ε_t^R is a monetary-policy shock following $\varepsilon_t^R \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma_R^2)$.

3.8. MACROPRUDENTIAL POLICY

The macroprudential authority sets two policy instruments. The first consists of sectoral risk weights, ω_j^{RW}, while the second consist of a capital requirement ratio, $\bar{\kappa}_t$, which follows a countercyclical rule that targets aggregate credit growth in the spirit of Angelini (2014).[12] The rule is given by:

$$\bar{\kappa}_t = \rho_\nu \bar{\kappa}_{t-1} + (1-\rho_\nu)[\bar{\kappa}^{ss} + \phi_\nu^L (L_t - L_{t-1})] + \varepsilon_t^\nu, \tag{54}$$

where ν^{ss} its steady-state level, $\rho_\nu \in (0,1)$ its persistence, $\phi_{\nu,L}$ is the countercyclical response to aggregate bank-credit growth, and ε_t^ν is a macroprudential shock following $\varepsilon_t^\nu \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma_\nu^2)$.

[12] In the policy experiments section, we relax also this assumption and assume a formulation for the macroprudential rule that also responds to emission growth. In addition, we conduct policy experiments with time-varying risk-weights to study the interaction of micro-and macroprudential tools in the context of our model.

3.9. AGGREGATION, MARKET CLEARING AND EQUILIBRIUM

The model is closed with aggregate conditions such as the economy-wide resource constraint, market clearing conditions for labor, credit and securitised loans. A competitive equilibrium is a set of stochastic processes satisfying the model's optimality conditions, market clearing, resource constraints and exogenous processes.

4. QUANTITATIVE ANALYSIS

4.1. CALIBRATION

We calibrate the model to the Euro area at a quarterly frequency over the period 2015Q4–2025Q4. We focus on zero inflation steady state, thus $\Pi^{ss} = 1$. From the household block, the deposit Euler equation gives $\beta = 1/R^D$. Thus, we target $R^D = 1.0025$ in line with the ECB's estimate of the euro-area deposit facility rate of 1% annually (ECB Data Portal), which implies a quarterly subjective discount factor $\beta = 0.9975$. We set the consumption habit parameter and the inverse of the Frisch elasticity to $h = 0.70$ and $\eta = 1$, respectively, in line with Smets and Wouters (2007). For the portfolio holding cost parameter governing the friction on investment fund shares, we set it to a very small value to ensure stationarity of shares holding, thus we follow Schmitt-Grohé and Uribe (2003) and set it to $\phi_s = 0.00074$. In the production block, we set the capital elasticity to $\alpha = 0.33$ and the physical capital depreciation rate to $\delta = 0.025$ as in Smets and Wouters (2002). We set the brown share in the final-good aggregator to $\omega = 0.50$ to keep sectoral size symmetric (and show later robustness exercises in the range 0.30–0.50). As in Quint and Rabanal (2018), we set the sticky price parameter to $\theta_p = 0.75$, and the elasticity of substitution $\epsilon_p = 11$, which implies a 10% steady state markup. The monetary policy rule calibration follows conventional values adopted in the literature. In this respect, we set the smoothing parameter and the inflation coefficient to $\rho_i = 0.8$ and $\phi_\pi = 1.5$, respectively. As in Gerali *et al.* (2010) and Quint and Rabanal (2018), these values suggest high-interest rate inertia and a strong response of inflation. On the climate block, we target a steady state carbon tax $\tau^{ss} = 52.8$ €/tCO_2, which corresponds to the average EU ETS price over the period 2018–2025. We choose this restricted time horizon with respect to the reference period to reflect the Market Stability Reserve reform occurred in 2017 and avoid underestimating the actual relevant carbon price. The brown emissions intensity ξ_B is calibrated to match the carbon intensity of ETS-covered carbon-intensive sectors (manufacturing and energy) in the euro area. In this respect, Eurostat data report a CO_2 intensity of approximately 350–550 tCO_2 per million euros of gross value added for these sectors (Eurostat 2024). Given that the ETS sectors' contribution to total EU emissions is about 40% of 3.4 billion tCO_2 over a GDP base of € 16 trillion, the implied effective intensity per euro of total output yields 1.01×10^{-4} tCO_2/€. Therefore, we set $\xi_B = 1.01 \times 10^{-4}$ tCO_2/€, which targets the aggregate emission-to-GDP ratio of ETS sectors. As for the green intensity, we set $\xi_G = \xi_B/20 = 5.05 \times 10^{-6}$ tCO_2/€, consistent with Eurostat data showing that service sectors represented in the ETS market have carbon intensities approximately 10 to 20 times lower than carbon-intensive industries. Given these values, we retrieve the abatement cost parameter χ_a by targeting a steady-state brown abatement rate in the range of 15 — 20% as in integrated assessment models (Nordhaus, 2017; Luderer *et al.*, 2013). Thus, we target $a_B^{ss} = 0.2$, which returns $\chi_a = \tau^{ss}\xi_B/a_B^{ss} = 0.0267$. The labour disutility scaling parameter $\phi = 1$ is normalized so that steady-state hours are $N^{ss} = 1/3$. The capital adjustment cost parameter follows Smets and Wouters (2007) who estimate a value $\varphi_I = 5.74$ for the euro area.

Turning to the credit risk incorporated in our model via the financial accelerator mechanism, the idiosyncratic return shock on entrepreneurial payoffs in both sectors follow a lognormal distribution with sector-specific steady-state standard deviations $\sigma_{\omega,B}^{ss} = 0.265$ and $\sigma_{\omega,G}^{ss} = 0.230$. The brown standard deviation responds to the carbon wedge through the elasticity $\gamma_{\sigma,\tau} = 50$; the green standard deviation is constant. This calibration implies that a 1 €/tCO$_2$ increase in the carbon tax raises brown idiosyncratic asset volatility by 0.5%, so that a 25/tCO$_2$ shock (one standard deviation of the EU ETS price over 2021–2024) generates a 13.5% increase in brown-sector idiosyncratic risk on impact, while a doubling of the carbon tax raises $\sigma_{\omega,B}$ by 30%. These magnitudes are consistent with the empirical evidence on carbon-policy pass-through to brown-firm financial risk. For instance, Bolton and Kacperczyk (2020) document a significant carbon premium in equity returns and Ilhan *et al.* (2021) document option-implied tail-risk differentials of 10–20% between high- and low-carbon firms. The ECB's economy-wide climate stress tests (Alogoskoufis *et al.*, 2021) also calibrate brown-sector PD increases of 30–60% under a delayed-transition scenario in which the carbon price roughly doubles, broadly aligned with the 30% increase in $\sigma_{\omega,B}$ implied by our calibration over the same range of τ. These values are pinned by targeting sector-specific steady-state loss rates at the common leverage target $\text{lev}^{ss} = 3.0$. The monitoring cost is set to $\mu_{mon} = 0.20$, in the range of values found in Christiano *et al.* (2010). With $\overline{\omega}_j = (lev^{ss} - 1)/lev^{ss} = 2/3$ and given $\mu_{mon} = 0.20$, we obtain a brown expected loss rate of about 2.3% and a green loss rate of about 1.3%. The brown rate is consistent with the euro-area aggregate NPL ratio of non-financial corporations of approximately 2.3–3.5% over the calibration period (ECB 2024), reflecting the above-average credit risk of ETS-covered carbon-intensive sectors. The green loss rate of 1.3% is consistent with the lower NPL ratios observed for knowledge-intensive service sectors (ECB 2024).

The entrepreneurial discount factor is $\beta_e = 0.98 < \beta$, which ensures that entrepreneurs are impatient relative to households and do not accumulate sufficient internal funds to become self-financing (Bernanke *et al.* 1999). The fraction of entrepreneurs that survives is set to match the average entrepreneurial horizon of approximately 8 years, which is broadly consistent with data on euro area business dynamics, which report an annual enterprise exit rate of approximately 8–9% for the business economy, corresponding to an annual survival rate of around 0.91–0.92 (Eurostat 2024). Exiting entrepreneurs are replaced by entrants endowed with startup net worth scaled by $\omega_{nw} = 0.90$.

In the banking sector, the pledgeability parameter $\theta = 0.116$ is calibrated to target a steady-state lending spread over the deposit facility rate of approximately 179 basis points over 2015–2025, as reported in the ECB's MFI interest rate statistics (ECB 2025). We set the bank survival probability to $\sigma_b = 0.97$, corresponding to an expected banker horizon of approximately 8 years and consistent with the canonical calibration of Gertler and Karadi (2011b). The linear deposit-management cost is set to $\kappa_D = 0.002$, capturing deposit-insurance premia, reserve requirements, and liquidity-buffer maintenance costs as in Van den Heuvel (2008) and Begenau and Landvoigt (2022).

At baseline calibration, we set $\omega_B^{RW} = \omega_G^{RW} = 1$, so both sectors face the same capital charge per unit of retained exposure, following the Basel III standardized approach for unrated corporate exposures (BCBS 2017). We set the persistence of the securitisation-cost process to $\rho_\psi = 0.80$, in the range of standard values for financial friction shocks (see Gertler and Karadi, 2011; Meeks *et al.*, 2017).

In the securitisation block, steady-state loan prices Q_B^L and Q_G^L are determined endogenously from the steady-state loan supply condition given the loss rates ℓ_B, ℓ_G and the capital constraint's shadow value. Then we set $\psi^{ss} = 0.042$, to target $s^{B,ss} = 0.15$ given Q_B^L via the brown bank securitisation condition. The green securitisation rate $s^{G,ss}$ is then implied by the green bank condition jointly with the pool market clearing condition, which pins down the ratio s^B/s^G through the minimum variance weight $w^{B,mv}$. The resulting implied values are $s^{G,ss} = 0.34$ and pool brown weight $w^{B,ss} = 0.40$. Loan prices in steady state

Table 1:

Baseline calibration

PARAMETER	VALUE	DESCRIPTION	SOURCE / TARGET
β	0.9975	Discount factor	R^0=1.0025; r^*=1% p.a. (ECB)
h	0.70	Habit persistence	Smets and Wouters (2007)
η	1.00	Inverse Frisch elasticity	Smets and Wouters (2007)
ϕ	1.00	Labour disutility	N^{ss}=1/3
ϕ_s	0.00074	Share holding cost	Schmitt-Grohé and Uribe (2003)
α	0.33	Capital share	Smets and Wouters (2007)
δ	0.025	Depreciation rate	Smets and Wouters (2007)
ω	0.50	Brown share in aggregator	Baseline
ρ_L	0.90	Loan persistence	Sims and Wu (2021b)
θ_p	0.75	Calvo probability	Quint and Rabanal (2018)
ε_p	11	Demand elasticity	10% markup
φ_I	5.74	Investment adj. cost	Smets and Wouters (2007)
ρ_A	0.90	TFP persistence	Smets and Wouters (2007)
ρ_i	0.80	Taylor smoothing	Conventional
ϕ_π	1.50	Taylor inflation response	Conventional
τ^{ss}	52.8	Carbon tax (€/tCO_2)	EU ETS avg. 2018–2025 EC (2025)
ξ_B	1.01×10^{-4}	Brown intensity (tCO_2/€)	ETS emissions/EU GDP (Eurostat)
ξ_G	1.01×10^{-5}	Green intensity (tCO_2/€)	ξ_B/10; NACE J–N services Eurostat (2024)
a_B^{ss}	0.20	Brown abatement rate	IAM mid-range (DICE, REMIND)
χ_a	0.0267	Abatement cost	$\tau^{ss}\,\xi_B/a_B^{ss}$
ρ_τ	0.90	Carbon tax persistence	AR(1)
β_e	0.98	Entrepreneurial discount	$\beta_e<\beta$, Bernanke *et al.* (1999a)
γ_E	0.97	Entrepreneur survival rate	Christiano *et al.* (2010)
ω_{nw}	0.90	Net worth retention	Residual; consistent with lev^{ss}=3.0
lev^{ss}	3.0	Leverage target	EA corporate data
$\sigma_{\omega,B}^{ss}$	0.265	Brown idiosyncratic risk	Implied l_B≈2.0% ECB (2024)
$\sigma_{\omega,G}^{ss}$	0.230	Green idiosyncratic risk	Implied l_G≈1.1% ECB (2024)
$\gamma_{\sigma,\tau}$	50	Transition-risk elasticity	Grill, Popescu, and Rancoita (2024)
μ_{mon}	0.20	Monitoring cost	Christiano *et al.* (2010), EA range [0.12,0.22]
μ_E	1.05	Equity cost markup	200 bps EA NFC spread ECB (2025b)
μ^{ss}	0.05	Shadow value	Implied
θ	0.116	Bank divertibility	Lending spread
σ_b	0.97	Bank survival rate	Gertler and Karadi (2011b)
ξ_b	0.091	Bank entry equity	SS binding-constraint residual
$\omega_B^{RW} = \omega_G^{RW}$	1.00	Risk weights (baseline)	Basel III standardised BCBS (2017)
γ_ω	0	Brown RW sensitivity	Baseline assumption
ρ_v	0.80	Cap. req. persistence	AR(1)
$\phi_{v,em}$	0	Emissions feedback	Baseline assumption
ρ_ψ	0.85	Securitisation cost persistence	Gertler and Karadi (2011); Meeks *et al.* (2017)

Table 1: (continue)

PARAMETER	VALUE	DESCRIPTION	SOURCE / TARGET
$s^{B,ss}$	0.15	Brown sec. rate	EA CLO/ABS AFME (2024); ECB (2025)
ψ^{ss}	0.042	Securitisation cost	Implied
$s^{G,ss}$	0.16	Green securitisation rate	Implied
$w^{B,ss}$	0.40	Pool brown weight	Implied
Q_B^L	8.08	Brown loan price	Implied
Q_G^L	8.72	Green loan price	Implied
ρ^{BG}	0.30	Brown–green loss correlation	Basel IRB inter-sector BCBS (2010)
κ_K	11.0	Capital-ratio penalty intensity	Gerali *et al.* (2010)
ζg	0.50	Elasticity of brown emission intensity to green lending	De Haas and Popov (2023); calibrated

are $Q_B^L = 7.9$ and $Q_G^L = 9.0$, reflecting the higher default risk of brown loans. In the investment fund block, the brown–green default loss correlation is $\rho^{BG} = 0.30$, consistent with inter-sector asset correlations for large corporate exposures in the Basel IRB framework (BCBS 2017), which specifies asset correlations in the range of 0.12–0.24 for corporate bonds. We adopt a slightly higher value to reflect additional co-movement from common macroeconomic exposure to the carbon tax.

4.2. IMPULSE RESPONSE FUNCTIONS

Figure 2 reports the impulse responses to a positive one-standard-deviation shock to the carbon tax (ε^{τ}), total factor productivity (ε^{A}), the monetary policy rate (ε^{R}), and a negative one-standard-deviation shock to the securitisation cost (ε^{ψ}). The shock to the cost of securitisation is meant to capture the set of regulatory initiatives aimed at introducing higher incentives and improving participation to the securitisation market. All responses are expressed as percentage deviations from the steady state.

A positive productivity shock raises output and labour demand in both sectors. As standard, the financial accelerator generates a credit boom. Thus, higher returns on capital raise entrepreneurial net worth, ease funding conditions, and push up both loan prices Q_B^L and Q_G^L, each rising by approximately 1.6% on impact. Investment rises in both sectors, consistent with the Tobin-q investment mechanism. Inflation falls modestly on impact (about 15 basis points annualised) as the supply expansion temporarily outpaces the demand response and lowers real marginal cost, leading the Taylor rule to ease the policy rate R^D.[13] Bank net worth N^{bk} rises with retained profits and the shadow value μ^{sw} falls, reflecting a slackening of the bank's incentive-compatibility constraint. Furthermore, lower default risk on both sides reduces the marginal benefit of securitisation through the enforcement constraint channel, so s^B and s^G fall on impact, by approximately 1.95% each. The pool brown weight w^B remains at its steady-state value, since under a productivity shock $\sigma_{\omega,B}$ and $\sigma_{\omega,G}$ are unchanged and the minimum-variance weight depends only on these parameters and on the loss correlation ρ^{BG}.

[13] This pattern is standard in sticky-price NK models (Smets and Wouters, 2007; Sims and Wu, 2021): a positive TFP shock lowers real marginal cost via the Phillips curve, so headline inflation falls and the central bank loosens, while output rises through higher productivity.

A positive carbon tax shock raises production costs for brown firms both through the carbon wedge on the marginal product of brown capital and through the abatement cost,

$$R^k_{B,t} = \alpha \frac{\left(P_{B,t} - \tau_t \xi_B \left(1 - a_{B,t}\right) - \chi_a / 2\, a^2_{B,t}\right) Y_{B,t}}{K_{B,t-1}}. \tag{59}$$

Brown output and investment contract on impact of the shock (I^B falls by about 4 basis points), and the contraction is amplified through the financial accelerator mechanism. Green investment falls but to a less extent, reflecting the propagation of credit tightening from the brown to the green sector through the bank's balance-sheet constraint rather than a direct sectoral shock. Aggregate output falls consistent with the contractionary effects of climate policy.[14] Consumption falls but sluggishly, reflecting the effects of habit formation. Emissions fall through both the contraction of brown output and the rise in optimal abatement effort a^B. The financial accelerator amplifies and propagates the shock through two channels. First, on the entrepreneur side, the higher carbon tax raises the brown idiosyncratic risk parameter $\sigma_{\omega,B,t} = \sigma^{ss}_{\omega,B} \exp\left(\gamma_{\sigma,\tau} \xi_B (\tau_t - \tau^{ss})\right)$, which increases the brown default rate and the brown loss rate ℓ^B_t. Brown loan prices Q^L_B fall deteriorating brown entrepreneurial net worth NW^B and amplifying the contraction in brown capital. Second, on the bank side, the rise in brown loan losses erodes bank net worth N^{bk} and tightens the incentive-compatibility constraint. The tighter bank balance-sheet constraint propagates the shock to the green sector even though green firms face no direct shock, generating a modest contraction in green investment.

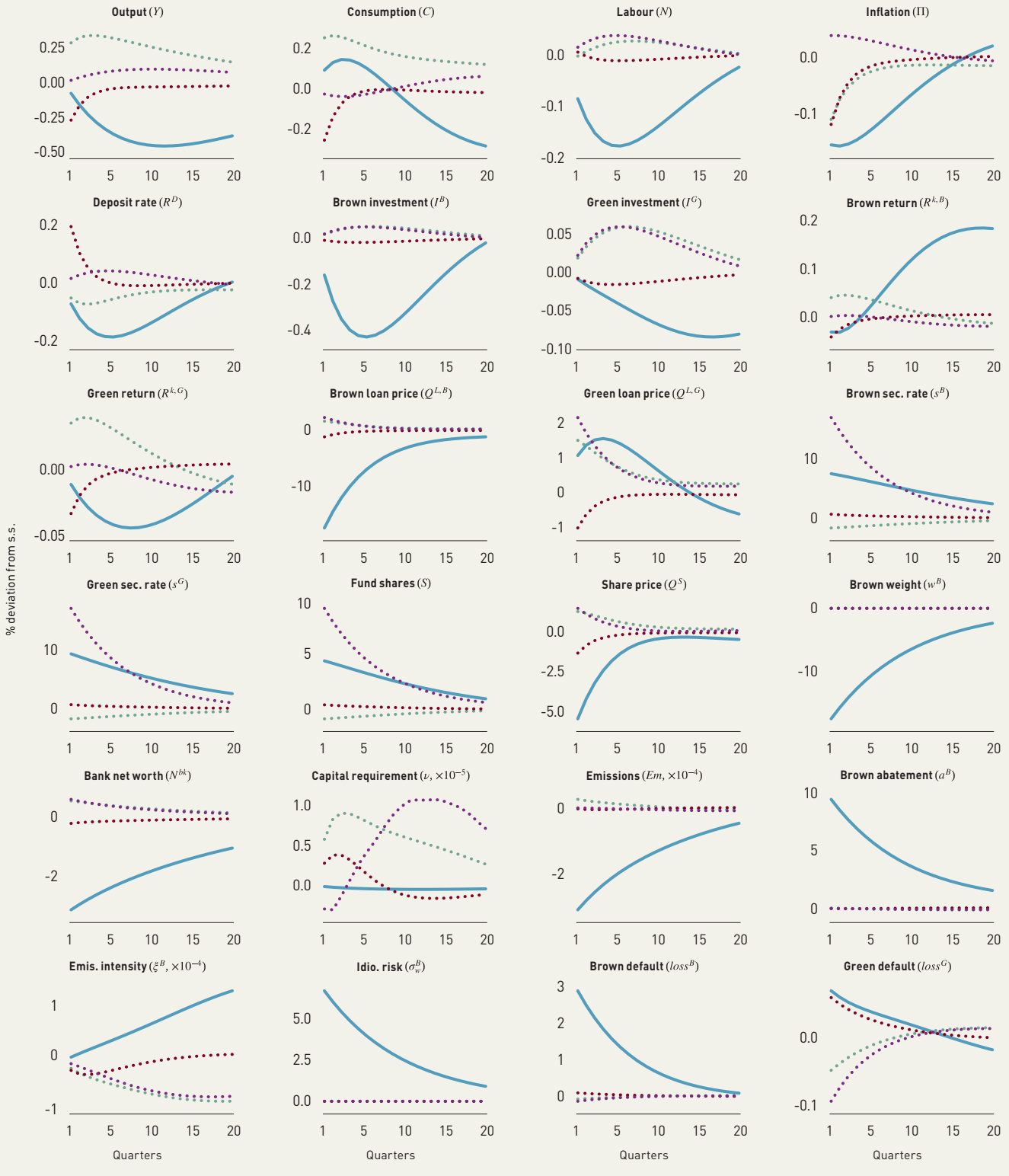
The deterioration in brown loan quality also transmits through the securitisation market. Higher brown idiosyncratic risk widens the gap between the two sectoral loss rates, shifting the minimum-variance pool weight w^B_t toward green as the investment fund optimally reduces brown exposure, which dampens but does not eliminate the rise in pool risk. Investment fund share prices Q^S fall reflecting the increased riskiness of the underlying loan pool. Since households hold fund shares directly in their portfolio, this generates a small wealth effect that contributes, at the margin, to the medium-run contraction in consumption.

A contractionary monetary policy shock raises the deposit rate R^D_t on impact and inflation falls modestly as aggregate demand contracts. The higher deposit rate raises the bank's funding cost: bank net worth N^{bk} falls as funding costs rise faster than loan returns adjust. The deterioration in bank net worth makes the enforcement constraint tighter. To ease the tighter balance-sheet constraint, the bank responds by increasing securitisation of both brown and green loans, transferring credit exposure to the investment fund and ultimately to households. Thus, both s^B_t and s^G_t rise on impact by similar magnitudes because under the baseline calibration ($\omega^{RW}_B = \omega^{RW}_G = 1$) the bank faces no sector-specific capital-relief incentive in securitising one type of loan over the other. Loan prices Q^L_B and Q^L_G fall as lending rates rise to reflect the higher cost of bank funding. This depresses investment and capital accumulation in both sectors. Output and consumption contract through the standard demand channel, amplified by the entrepreneurial financial accelerator: lower capital returns reduce brown and green entrepreneurial net worth, further tightening funding conditions and amplifying the contraction in capital. The minimum-variance pool weight w^B_t remains at its steady-state value. Since the carbon tax is unchanged under a monetary policy shock and the brown idiosyncratic risk parameter $\sigma_{\omega,B}$ is not affected, the optimal pool composition remains unchanged.

[14] As carbon-tax revenue accrues to the government and is not recycled to households or firms; with government expenditure exogenously fixed. This follows Heutel (2012) where the carbon-tax revenue is not rebated to private agents in the model. Alternative revenue-recycling rules (lump-sum transfers, labour-tax cuts, incentives for green R&D) are left for future work.

Figure 2:

Impulse response functions of key macroeconomic variables (all shocks)



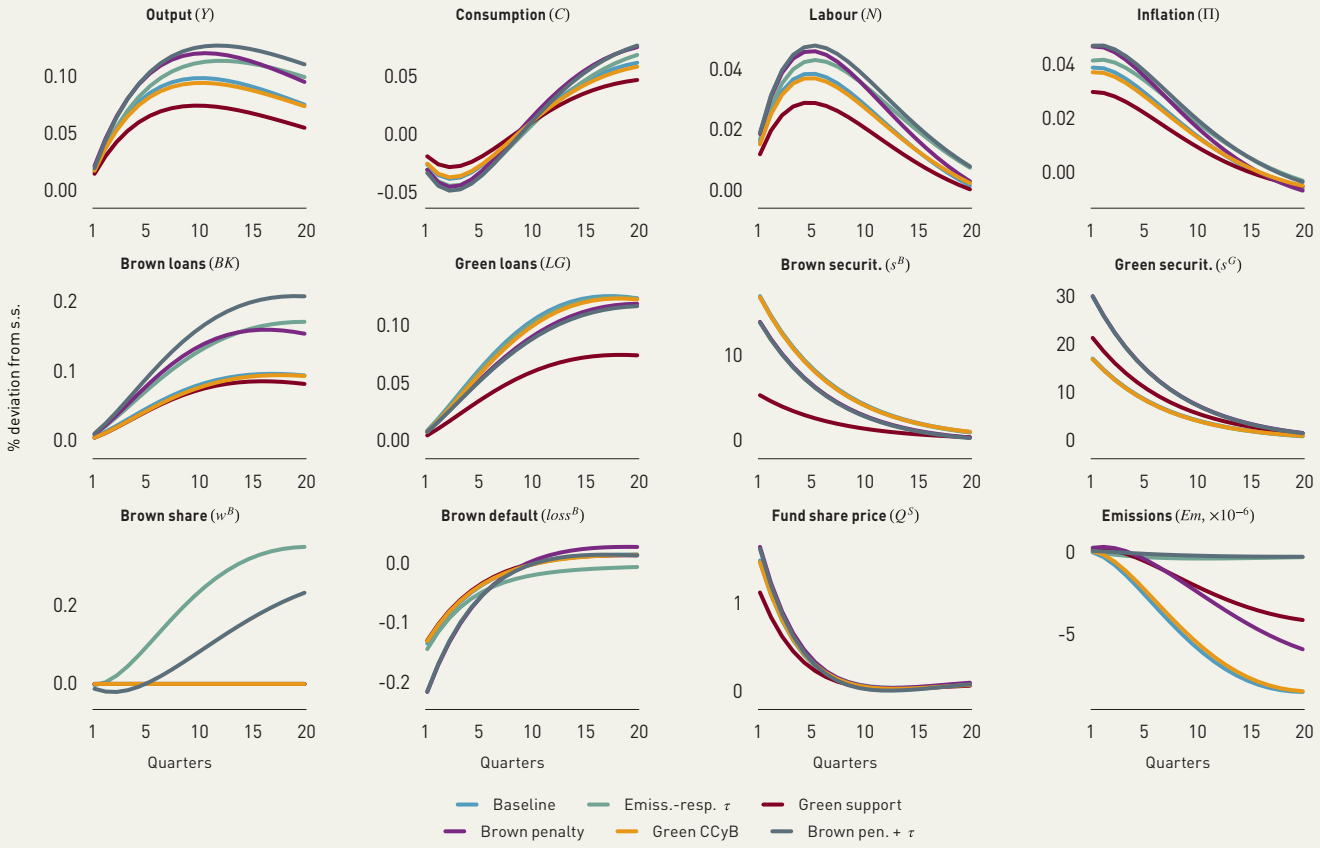
Finally, positive securitisation-cost shock, reflected by a fall in ψ_t, lowers the marginal cost of securitising loans and triggers a credit boom. Banks respond by securitising more of both brown and green loans. Therefore, following the shock s_t^B and s_t^G increase transferring credit exposure to the investment fund and ultimately to households. The rise in securitisation reduces the bank's risk-weighted retained assets $(L^{ret,RW})$ leading the bank's incentive-compatibility constraint to slack. Bank net worth N^{bk} rises slightly as the bank earns spread on a larger volume of intermediated credit. The slacker bank balance-sheet constraint passes through to lending conditions; loan prices Q_B^L and Q_G^L rise compressing lending rates. This stimulates investment in both sectors: brown investment I^B and green investment I^G rise peaking after several quarters as capital accumulates. Aggregate output rises reflecting the expansionary effect of eased financing conditions. Consumption slightly falls on impact as households substitute toward future consumption in the face of the investment boom. As before, the minimum-variance pool weight w_t^B remains unchanged under a securitisation-cost shock as the brown idiosyncratic risk parameter $\sigma_{\omega,B}$ is not affected. Loan stocks build up gradually over the medium run as new originations exceed the steady-state replacement rate. As $\omega_B^{RW} = \omega_G^{RW}$ at baseline, the securitisation-cost shock propagates symmetrically across the two sectors. Therefore, s^B and s^G rise by similar magnitudes, and the credit-easing channel hits brown and green investment without sectoral differentiation. The asymmetric transmission of brown- versus green-side shocks emerges only in our policy experiments, which relax this assumption.

4.3. EXPERIMENTS AND POLICY IMPLICATIONS

In following up with the policy proposals put forwards by Draghi (2024), Letta (2024) and Noyer (2024), in this section we conduct policy experiments to assess the implications of a revival of the securitisation market under different policy regimes. We compare the impulse responses to a common securitisation-cost shock under five alternative regimes, in addition to the baseline. The first regime, *higher carbon tax*, raises the steady-state carbon tax τ^{ss} to capture a more ambitious climate policy environment in which the revival of the securitisation market takes place. Under this regime, brown firms face a permanently larger carbon cost wedge, and the revival operates against a backdrop of stronger transition pressure on brown exposures. The second and third regimes implement microprudential policies that differentiate capital charges across sectors. The *green supporting factor (GSF)* $(\omega_G^{RW} < 1)$ lowers the capital charge per unit of green retained exposure, while the *brown penalty factor (BPF)* $(\omega_B^{RW} > 1)$ raises the capital charge on brown retained exposure. Both policy measures alter the relative cost of retaining versus securitising loans across sectors and influence the direction in which the bank reallocates credit during the revival. The fourth regime is a macroprudential intervention, a *green countercyclical capital buffer* that strengthens the regulator's response to credit growth in a way that more heavily affects the brown sector. The fifth regime combines a BPF with a higher carbon tax, creating a coordinated response of climate and financial policies. Together, the five policy variants capture the spectrum of climate-related regulatory interventions along with the policy proposal to reform securitisation markets.

For each regime, we assess positive and normative implications. Figure 3 below reports the impulse responses for this set of scenarios. The results show that, during the securitisation revival, brown-penalty factors generate the largest amplification of output while also dampening the decline in emissions. In the model, banks respond to a securitisation revival by offloading a larger share of their green loans to the investment fund sector, and at the same time they find it profitable to originate more new brown lending in aggregate. The underlying reason is regulatory arbitrage: the brown penalty raises the bank's cost of holding brown loans, which motivates higher green securitisation. This frees up capital that banks use to provide additional lending, and brown lending is more profitable because it carries a higher risk-return profile.

Figure 3:
Securitisation revival under different policy regimes



4.4 WELFARE

To assess the normative implications, we compute welfare as in Schmitt-Grohé and Uribe (2004).

Let welfare be expressed by the household's expected conditional lifetime utility:

$$\mathcal{W}_0^i \equiv \mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[\ln\left(C_t^i - hC_{t-1}^i\right) - \frac{\phi}{1+\eta}\left(N_t^i\right)^{1+\eta} \right], \tag{60}$$

where C_t^i and N_t^i denote the consumption and labour optimal paths under regime i. [15] We aim to evaluate and compare the welfare costs of two regimes in the securitisation market. The first regime captures the status-quo, that is the current EU securitisation market conditions, characterized by low participation and captured by higher securitisation costs $(i = h)$. The second regime captures an alternative regime, in the spirit of the advocated reforms aiming at a revival of the securitisation market, which we

[15] In our model, the portfolio holding cost enters the budget constraint and not the utility function, which allows welfare to depend only on consumption and leisure/labour, ensuring that policy comparisons are not affected by non-standard exogenous factors.

capture via a lower securitisation-cost ($i = l$). Welfare costs are expressed in steady-state consumption equivalents, that is, the proportion of each period's consumption that the representative household would need to give up in a deterministic world so that its welfare equals expected conditional utility in the stochastic world.

Let c_e denote the welfare costs of the current securitisation policy regime instead of a low one. Formally, c_e is implicitly defined by:

$$\mathbb{W}_0^h = \mathbb{E}_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left(\ln(1 - c_e)\left(C_t^l - hC_{t-1}^l\right) - \psi \frac{\left(N^l\right)^{1+\eta}}{1+\eta} \right). \tag{61}$$

We can write:

$$\mathbb{W}_0^h = \frac{\ln(1 - c_e)}{1 - \beta} \mathbb{W}_0^l \tag{62}$$

This approach allows us to obtain the welfare costs (if $c_e < 0$) or welfare gains (if $c_e > 0$) of policy regime i in steady-state percentage consumption equivalents as follows:

$$c_e = 1 - \exp\left[\frac{\mathbb{W}_0^h}{\mathbb{W}_0^l}(1 - \beta)\right] \times 100. \tag{63}$$

Table 2:

Welfare under different policy regimes

REGIME	S^B PRE	S^B POST	S^G PRE	S^G POST	λ^{tot} (%)	λ^{Lev}(%)	λ^{vol} (%)
Baseline	0.27	0.36	0.28	0.37	+0.023621	-0.000019	+0.023640
Emissions-responsive carbon tax	0.27	0.36	0.28	0.37	+0.027309	-0.000019	+0.027328
Green supporting factor (GSF)	0.27	0.31	0.28	0.31	+0.016904	-0.000602	+0.017506
Brown penalty factor (BPF)	0.27	0.44	0.28	0.39	+0.035802	+0.000623	+0.035179
Green CCyB	0.27	0.36	0.28	0.37	+0.023232	-0.000019	+0.023251
Brown penalty + emissions-responsive carbon tax	0.27	0.44	0.28	0.39	+0.037942	+0.000623	+0.037320

The results reveal three main findings. First, all regimes generate positive total welfare gains ($\lambda^{tot} > 0$), confirming that the securitisation revival is unambiguously welfare-improving regardless of the parallel climate policy. Second, welfare gains are driven almost entirely by the volatility component (λ^{vol}), with the level component (λ^{lev}) near zero or slightly negative for most regimes: the revival improves household welfare by reducing consumption volatility rather than by raising mean consumption. The exception is the brown penalty factor, for which $\lambda^{lev} > 0$, indicating that constraining retained brown exposures also generates a small permanent improvement in mean welfare through the green credit channel. Third, the brown penalty factor alone (+0.036%) and combined with the emissions-responsive carbon tax (+0.038%) both outperform the baseline (+0.024%), the green-tilted CCyB (+0.023%), and the green supporting factor (+0.017%).

5. CONCLUSIONS

In this study, we have developed a quantitative general equilibrium model to assess the implications of a revival of the EU securitisation market along the transition to a low-carbon economy-- a policy proposal currently under debate by policymakers in the context of deepening the Single Market and mobilizing capital for the EU industrial strategy. Our results show that a revival of the securitisation market modeled as a 50% reduction of the securitisation cost for originating banks boosts both brown and green securitisation activity and improves welfare. However, in the presence of climate-tilted policies, tradeoffs arise. The green supporting factor (GSF) reveals a tradeoff between bank-level green credit incentives and system-level risk sharing through the securitisation market. Lower risk weights on retained green loans make it optimal for banks to hold green loans on balance sheet rather than sell them to the investment fund. The result is that post-revival green securitisation falls by roughly 16% relative to the baseline. The combination of a brown penalty factor and a dynamic carbon tax provides higher welfare gains. The financially optimal policy is not the environmentally optimal one. The brown penalty improves the distribution of brown risk across sectors shifting it from the regulated bank to the investment fund without reducing the volume of brown economic activity. From a welfare perspective this is beneficial as households bear less concentrated brown risk. From an environmental perspective, it is neutral as aggregate emissions depend on the volume of brown output.

REFERENCES

Acharya, Viral V, Philipp Schnabl, and Gustavo Suarez. 2013. "Securitisation Without Risk Transfer." *Journal of Financial Economics* 107 (3): 515–36.

AFME. 2024. "European Securitisation Data Report Q3 2024." AFME. https://www.afme.eu/publications.

Aikman, David, Jonathan Bridges, Stephen Burgess, Richard Galletly, Iren Levina, Cian O'Neill, Alexandra Varadi, *et al.* 2018. "Measuring Risks to UK Financial Stability." Bank of England.

Alogoskoufis, Spyros, Nepomuk Dunz, Tina Emambakhsh, Tristan Hennig, Michiel Kaijser, Charalampos Kouratzoglou, Manuel A. Muñoz, Laura Parisi, and Carmelo Salleo. 2021. "ECB economy-wide climate stress test: methodology and results." Occasional Paper Series 281. European Central Bank. https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpops/ecb.op281~05a7735b1c.en.pdf.

Angelini, Paolo, Stefano Neri, and Fabio Panetta. 2014. "The Interaction Between Capital Requirements and Monetary Policy." *Journal of Money, Credit and Banking* 46 (6): 1073–1112. https://doi.org/10.1111/jmcb.12135.

Annicchiarico, Barbara, and Fabio Di Dio. 2015. "Environmental Policy and Macroeconomic Dynamics in a New Keynesian Model." *Journal of Environmental Economics and Management* 69: 1–21.

Banque de France. 2025. "Green Securitisation: A Lever for Financing the Transition." https://www.banque-france.fr/en/publications-and-statistics/publications/green-securitisation-lever-financing-transition.

Barrage, Lint. 2020. "Optimal Dynamic Carbon Taxes in a Climate–Economy Model with Distortionary Fiscal Policy." *The Review of Economic Studies* 87 (1): 1–39.

BCBS. 2010. "Countercyclical Capital Buffer Proposal." Consultative document. Bank for International Settlements.

BCBS 2017. "Basel III: Finalising Post-Crisis Reforms". Bank for International Settlements. https://www.bis.org/bcbs/publ/d424.htm.

Begenau, Juliane, and Tim Landvoigt. 2022. "Financial Regulation in a Quantitative Model of the Modern Banking System." *The Review of Economic Studies* 89 (4): 1748–84. https://doi.org/10.1093/restud/rdab088.

Bernanke, Ben S., Mark Gertler, and Simon Gilchrist. 1999a. "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework." In *Handbook of Macroeconomics*, edited by J. B. Taylor and M. Woodford, 1:1341–93. Handbook of Macroeconomics. Elsevier.

1999b. "The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework." Edited by John B. Taylor and Michael Woodford 1: 1341–93. https://doi.org/10.1016/S1574-0048(99)10034-X.

Bernanke, Ben, and Mark Gertler. 1989. "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations." *American Economic Review* 79 (1): 14–31. http://ideas.repec.org/a/aea/aecrev/v79y1989i1p14-31.html.

Bolton, Patrick, and Marcin T Kacperczyk. 2020. "Carbon Premium Around the World." *CEPR Discussion Paper No. DP14567.*

Brunnermeier, Markus K, and Yuliy Sannikov. 2014. "A Macroeconomic Model with a Financial Sector." *The American Economic Review* 104 (2): 379–421.

Bua, Giovanna, Daniel Kapp, Federico Ramella, and Lavinia Rognone. 2024. "Transition Versus Physical Climate Risk Pricing in European Financial Markets: A Text-Based Approach." *European Journal of Finance* 30 (17): 2076–2110. https://doi.org/10.1080/1351847X.2024.2355103.

Calomiris, Charles W., and Joseph R. Mason. 2004. "Credit Card Securitisation and Regulatory Arbitrage." *Journal of Financial Services Research* 26 (1): 5–27. https://doi.org/10.1023/B:FINA.0000029655.42748.d1.

Calvo, Guillermo A. 1983. "Staggered prices in a utility-maximizing framework." *Journal of Monetary Economics* 12 (3): 383–98. http://ideas.repec.org/a/eee/moneco/v12y1983i3p383-398.html.

Carattini, Stefano, Garth Heutel, and Givi Melkadze. 2023. "Climate Policy, Financial Frictions, and Transition Risk." *Review of Economic Dynamics* 51: 778–94. https://doi.org/10.1016/j.red.2023.08.003.

Carlstrom, Charles T, and Timothy S Fuerst. 1997. "Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations: A Computable General Equilibrium Analysis." *American Economic Review* 87 (5): 893–910. http://ideas.repec.org/a/aea/aecrev/v87y1997i5p893-910.html.

Carlstrom, Charles T, Timothy S Fuerst, and Matthias Paustian. 2017. "Targeting Long Rates in a Model with Segmented Markets." *American Economic Journal: Macroeconomics* 9 (1): 205–42.

Chan, Ying Tung, Maria Teresa Punzi, and Hong Zhao. 2024. "Green Transition and Financial Stability: The Role of Green Monetary and Macroprudential Policies and Vouchers." *Energy Economics* 132: 107449. https://doi.org/10.1016/j.eneco.2024.107449.

Christiano, Lawrence J., Martin Eichenbaum, and Charles L. Evans. 1997. "Sticky Price and Limited Participation Models of Money: A Comparison." *European Economic Review* 41 (6): 1201–49.

Christiano, Lawrence J, Martin Eichenbaum, and Charles L Evans. 2005. "Nominal Rigidities and the Dynamic Effects of a Shock to Monetary Policy." *Journal of Political Economy* 113 (1): 1–45.

Christiano, Lawrence J., Roberto Motto, and Massimo Rostagno. 2010. "Financial Factors in Economic Fluctuations." Working Paper Series 1192. European Central Bank. https://www.ecb.europa.eu/pub/pdf/scpwps/ecbwp1192.pdf.

2014. "Risk Shocks." *American Economic Review* 104 (1): 27–65. https://doi.org/10.1257/aer.104.1.27.

D'Orazio, Paola, and Lilit Popoyan. 2019. "Fostering Green Investments and Tackling Climate-Related Financial Risks: Which Role for Macroprudential Policies?" *Ecological Economics* 160: 25–37. https://doi.org/10.1016/j.ecolecon.2019.01.029.

Deku, Solomon Y., and Diego Morris. 2025. "Climate Change and the Rise of Shadow Banking: A Global Analysis." *International Review of Financial Analysis* 104 (August): 104275. https://doi.org/10.1016/j.irfa.2025.104275.

Di Iasio, Giovanni, Christoph Kaufmann, and Florian Wicknig. 2022. "Macroprudential Regulation of Investment Funds."

Diamond, Douglas W. 1984. "Financial intermediation and delegated monitoring." *Review of Economic Studies*. https://doi.org/10.2307/2297430.

Draghi, Mario. 2024. "The Future of European Competitiveness." European Commission. https://commission.europa.eu/topics/strengthening-european-competitiveness/eu-competitiveness-looking-ahead_en.

European Commission. 2025. "Trends in Carbon Intensity and the Macroeconomic Role of the EU EmissionsTradingSystem."https://economy-finance.ec.europa.eu/trends-carbon-intensity-and-macroeconomic-role-eu-emissions-trading-system_en.

ECB. 2024. "Aggregated Results of the SREP 2024." ECB Banking Supervision. https://www.banking-supervision.europa.eu/activities/srep/2025/html/ssm.srep202511_aggregatedresults2025.en.html.

ECB Governing Council. 2024. "Statement on Advancing the Capital Markets Union." https://www.ecb.europa.eu/press/pr/date/2024/html/ecb.pr240307~76c2ab2747.en.html.

European Council. 2024. "Conclusions on the Capital Markets Union and Competitiveness." https://www.consilium.europa.eu/en/meetings/european-council/2024/06/27-28/.

Eurostat. 2024a. "Air Emissions Intensities by NACE Rev. 2 Activity (Env_ac_aeint_r2)." European Commission Statistical Office. https://ec.europa.eu/eurostat/web/climate-change/database.

Fanizza, Domenico, and Laura Cerami. 2023. "A Market for Brown Assets to Make Finance Green." IMF Working Paper 2023/011. International Monetary Fund. https://doi.org/10.5089/9798400231414.001.

Fève, Patrick, Alban Moura, and Olivier Pierrard. 2019. "Shadow Banking and Financial Regulation: A Small-Scale DSGE Perspective." *Journal of Economic Dynamics and Control* 101: 130–44.

Fève, Patrick, Olivier Pierrard, *et al.* 2017. "Financial Regulation and Shadow Banking: A Small-Scale Dsge Perspective." *Journal of Economic Dynamics and Control*.

Fischer, Carolyn, and Michael Springborn. 2011. "Emissions Targets and the Real Business Cycle: Intensity Targets Versus Caps or Taxes." *Journal of Environmental Economics and Management* 62 (3): 352–66. https://doi.org/10.1016/j.jeem.2011.04.005.

Garcia-Villegas, Salomon, and Enric Martorell. 2024. "Climate Transition Risk and the Role of Bank Capital Requirements." *Economic Modelling* 135: 106724. https://doi.org/10.1016/j.econmod.2024.106724.

Gebauer, Stefan. 2021. "Welfare-Based Optimal Macroprudential Policy with Shadow Banks."

Gebauer, Stefan, and Falk Mazelis. 2023. "Macroprudential Regulation and Leakage to the Shadow Banking Sector." *European Economic Review* 154: 104404.

Gennaioli, Nicola, Andrei Shleifer, and Robert W Vishny. 2013. "A Model of Shadow Banking." *The Journal of Finance* 68 (4): 1331–63.

Gerali, Andrea, Stefano Neri, Luca Sessa, and Federico M. Signoretti. 2010. "Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area." *Journal of Money, Credit and Banking* 42 (s1): 107–41. https://doi.org/10.1111/j.1538-4616.2010.00331.x.

Gertler, Mark, and Peter Karadi. 2011a. "A Model of Unconventional Monetary Policy." *Journal of Monetary Economics* 58 (1): 17–34.

Gertler, Mark, and Nobuhiro Kiyotaki. 2010. "Chapter 11 - Financial Intermediation and Credit Policy in Business Cycle Analysis." In, edited by Benjamin M Friedman and Michael Woodford, 3:547–99. Handbook of Monetary Economics. Elsevier. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/B978-0-444-53238-1.00011-9.

Gertler, Mark, Nobuhiro Kiyotaki, and Andrea Prestipino. 2016. "Anticipated Banking Panics." *American Economic Review* 106 (5): 554–59.

Giovanardi, Francesco, and Matthias Kaldorf. 2026. "Climate Change and the Macroeconomics of Bank Capital Regulation." *Journal of Monetary Economics* 159 (April): 103907. https://doi.org/10.1016/j.jmoneco.2026.103907.

Golosov, Mikhail, John Hassler, Per Krusell, and Aleh Tsyvinski. 2014. "Optimal Taxes on Fossil Fuel in General Equilibrium." *Econometrica* 82 (1): 41–88.

Gorton, Gary, and Andrew Metrick. 2012. "Securitised banking and the run on repo." *Journal of Financial Economics* 104 (3): 425–51. http://ideas.repec.org/a/eee/jfinec/v104y2012i3p425-451.html.

Gorton, Gary, and George Pennacchi. 1990. "Financial Intermediaries and Liquidity Creation." *Journal of Finance* 45 (1): 49–71. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1990.tb05080.x.

Grill, Michael, Andrei Popescu, and Elena Rancoita. 2024. "Accounting for Climate Transition Risk in Banks' Capital Requirements." *Journal of Financial Stability* 73: 101269. https://doi.org/10.1016/j.jfs.2024.101269.

Heutel, Garth. 2012a. "How Should Environmental Policy Respond to Business Cycles? Optimal Policy Under Costly Abatement." *American Economic Journal: Economic Policy* 4 (4): 234–63. https://doi.org/10.1257/pol.4.4.234.

Ilhan, Emirhan, Zacharias Sautner, and Grigory Vilkov. 2021. "Carbon Tail Risk." *Review of Financial Studies* 34 (3): 1540–71.

Jones, David. 2000. "Emerging Problems with the Basel Capital Accord: Regulatory Capital Arbitrage and Related Issues." *Journal of Banking & Finance* 24 (1–2): 35–58. https://doi.org/10.1016/S0378-4266(99)00052-7.

Letta, Enrico. 2024. "Much More Than a Market: Speed, Security, Solidarity — Empowering the Single Market to Deliver a Sustainable Future and Prosperity for All EU Citizens." European Council.

Lubello, Federico. 2024. "From Brown to Green: Climate Transition and Macroprudential Policy Coordination." *Journal of Risk and Financial Management* 17 (10). https://doi.org/10.3390/jrfm17100448.

Lubello, Federico, and Abdelaziz Rouabah. 2024. "Securitisation, Shadow Banking System and Macroprudential Regulation: A DSGE Approach." *Economic Modelling* 131: 106603. https://doi.org/https://doi.org/10.1016/j.econmod.2023.106603.

Luderer, Gunnar, Robert C. Pietzcker, Christoph Bertram, Elmar Kriegler, Malte Meinshausen, and Ottmar Edenhofer. 2013. "Economic Mitigation Challenges: How Further Delay Closes the Door for Achieving Climate Targets." *Environmental Research Letters* 8 (3): 034033.

Markowitz, Harry. 1952. "Portfolio Selection." *Journal of Finance* 7 (1): 77–91. https://doi.org/10.1111/j.1540-6261.1952.tb01525.x.

Meeks, Roland, Benjamin Nelson, and Piergiorgio Alessandri. 2017. "Shadow Banks and Macroeconomic Instability." *Journal of Money, Credit and Banking* 49 (7): 1483–1516.

Mueller, Isabella, Huyen Nguyen, and Trang Nguyen. 2025a. "Carbon Transition Risk and Corporate Loan Securitisation." *Journal of Financial Intermediation* 62: 101139. https://doi.org/10.1016/j.jfi.2024.101139.

Nordhaus, William D. 2017. *Revisiting the Social Cost of Carbon*. *Proceedings of the National Academy of Sciences*. Vol. 114. 7.

Noyer, Christian. 2024. "Developing European Capital Markets to Finance the Future: Proposals for a Savings and Investment Union." French Ministry of Economy; Finance. https://www.tresor.economie.gouv.fr/Articles/2024/04/25/christian-noyer-remet-son-rapport-sur-le-developpement-des-marches-de-capitaux-europeens.

Ploeg, Frederick van der, and Armon Rezai. 2021. "Stranded Assets in the Transition to a Carbon-Free Economy." *Annual Review of Resource Economics* 13: 281–98.

Quint, Dominic, and Pau Rabanal. 2018. "Monetary and Macroprudential Policy in an Estimated DSGE Model of the Euro Area." *35th Issue (June 2014) of the International Journal of Central Banking*.

Sahuc, Jean-Guillaume, Frank Smets, and Gauthier Vermandel. 2025. "The New Keynesian Climate Model."

Schmitt-Grohé, Stephanie, and Martín Uribe. 2004. "Solving Dynamic General Equilibrium Models Using a Second-Order Approximation to the Policy Function." *Journal of Economic Dynamics and Control* 28 (4): 755–75. https://doi.org/10.1016/S0165-1889(03)00043-5.

Schmitt-Grohé, Stephanie, and Martín Uribe. 2003. "Closing Small Open Economy Models." *Journal of International Economics* 61 (1): 163–85. https://doi.org/10.1016/S0022-1996(02)00056-9.

Sims, Eric, and Jing Cynthia Wu. 2021a. "Evaluating Central Banks' Tool Kit: Past, Present, and Future." *Journal of Monetary Economics* 118: 135–60.

Smets, Frank, and Raf Wouters. 2002. "Openness, Imperfect Exchange Rate Pass-Through and Monetary Policy." *Journal of Monetary Economics* 49 (5): 947–81.

Smets, Frank, and Rafael Wouters. 2007. "Shocks and frictions in US business cycles: A Bayesian DSGE approach." *American Economic Review* 97 (3): 586–606.

Taylor, John B. 1993. "Discretion versus policy rules in practice." *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 39 (1): 195–214. http://ideas.repec.org/a/eee/crcspp/v39y1993ip195-214.html.

Townsend, Robert M. 1979. "Optimal contracts and competitive markets with costly state verification." *Journal of Economic Theory* 21 (2): 265–93. http://ideas.repec.org/a/eee/jetheo/v21y1979i2p265-293.html.

Van den Heuvel, Skander J. 2008. "The Welfare Cost of Bank Capital Requirements." *Journal of Monetary Economics* 55 (2): 298–320.

Verona, F, MMF Martins, I Drumond, *et al.* 2013. "(Un) Anticipated Monetary Policy in a DSGE Model with a Shadow Banking System." *International Journal of Central Banking* 9 (3): 78–124.

Woodford, Michael. 2001. "Fiscal Requirements for Price Stability." *Journal of Money, Credit and Banking*. https://doi.org/10.2307/2673890.

2. HOUSE PRICE MISALIGNMENT FROM FUNDAMENTALS IN LUXEMBOURG: AN ASSET PRICING APPROACH[1]

Abdelaziz Rouabah[2], Jean-Pierre Zigrand[3]

ABSTRACT

This paper uses an asset pricing approach to assess the misalignment of house prices from fundaments in Luxembourg. The approach focuses on the role of housing as an investment and postulates that, in equilibrium, the expected housing rental yield should be equal to the user cost of housing, which reflects the sum of the annual cost of owning a property. A present-value relationship can be derived from this arbitrage condition, in the spirit of the dividend discount theory. Our detailed calibration of the user cost of housing in Luxembourg shows that it broadly decreased until 2019 but rose in the post-pandemic period, with a jump observed in 2023. Given the more muted role of the rental yield compared to the user cost, the price deviation from economic fundamentals also peaked during the housing market downturn in 2023. Specifically, while housing prices have corrected during the downturn, the increase in the cost of owning a house has increased relatively more. This increase was due to higher mortgage interest expenses and subdued housing market prospects that imply lower expected capital gains of selling a property. In this context, supportive fiscal measures played a key role to partly offset the increase in debt costs taken on by households during this period. The results also suggest that permanently providing these mortgage subsidies, such as the deductibility of interest rate charges, encourages households to take on debt. This puts upward pressure on housing prices when supply is limited or inelastic. Ultimately, this leads to increased demand and a rise in the equilibrium price. Therefore, real estate price overvaluation in Luxembourg must be interpreted in relation to a constrained equilibrium price. This price is higher than the equilibrium price that would result from a competitive market, where supply and demand adjust to market conditions.

Keywords: *Housing market, real estate, user cost, asset pricing*
JEL Classification: *G1, G5, R3*

[1] This study should not be reported as representing the views of the Banque centrale du Luxembourg (BCL) or the Eurosystem. The views expressed are those of the authors and may not be shared by other research staff or policymakers at the BCL or the Eurosystem.
[2] Financial Stability and Macroprudential Surveillance Department, Banque centrale du Luxembourg.
[3] London School of Economics (LSE).

1. INTRODUCTION

Real estate markets are historically subject to cycles of expansion and slowdown, both in advanced and emerging economies and have played an important role in systemic crises (e.g. Reinhard and Rogoff 2008, Kaminsky and Reinhart 1999, Crowe *et al.* 2013). The most striking cases in the euro area were those of Ireland and Spain, where significant market slowdowns were preceded by a prolonged rise in residential property prices. A similar trend was observed in the US property market and was, according to the general consensus among economists, a major cause of the 2007-2009 financial crisis.

However, an important issue that continues to be debated is whether the misalignment of housing prices (including bubbles in the extreme, where the price of the house cannot logically be related to fundamental cash flows) can be identified and prevented. In attempting to identify housing bubbles before they burst, economists have developed a set of metrics. Reliable valuation metrics are key for assessing residential property market developments from both monetary policy and financial stability perspectives. Due to heterogeneity (cities vs periphery) and complexity of housing markets, no single metric of housing valuation at the macro level is sufficient to capture all relevant factors. Statistical indicators for measuring overvaluation of residential property prices offer intuitive appeal and ease of construction, but they fail to capture important fundamental factors underlying price dynamics. Indeed, they often consist of determining the difference between actual price levels and their long-term average or linear trend. For instance, as the price of houses in the long run cannot stray too far from household's ability to afford them, the ratio of house price to income is often used as an initial statistical indicator in order to check whether house prices are out of line with economic fundamentals. In this context, property prices in Luxembourg went from 6.5x the average disposable income in 1995 to 16x in 2025 (with a value close to 20x in 2022), suggesting a decoupling with fundamentals and signaling affordability issues.[4] The ratio of house price to rents is another useful indicator – it leverages on the idea that a house price must be related to the capitalized value of its future rents given the residents' economic calculus when arbitraging between buying and renting. It follows that rents are a fundamental determinant of the value of housing and, as such, should not move too far out of line with prices. By contrast, model-based approaches offer the advantage that they can explore a wider set of fundamental factors in multivariate regression frameworks and/or calibration of structural models, such as Dynamic Stochastic General Equilibrium (DSGE) models or asset pricing methods. An additional difficulty in identifying overvaluation is due to data limitations. Very few statistical agencies collect time series of land prices and land rentals, the major drivers behind real estate prices, making the estimation of the valuation cycles of pure location services underlying the dynamics of the real estate markets impossible.[5]

In this paper, we focus our attention on Luxembourg, a country that has exhibited large swings in housing prices in the last few years. The objective is to assess house price misalignment from fundaments (i.e. its potential overvaluation) on the basis of the asset pricing theory. In equilibrium, the expected rental yield (defined as the ratio of expected rental return to property prices) should be equal to the user cost of housing, which reflects the sum of the annual cost of owning a property (Poterba, 1984). A present-value relationship can be derived from this arbitrage condition, implying that the fundamental price of a property must equal the present discounted value of its future net cash-flows, in the spirit of

[4] These figures are approximated based on the hedonic residential real estate (RRE) price series published by STATEC, the average advertised price of apartments for 2015 published by the *Observatoire de l'Habitat*, and the average gross disposable income (i.e. the ratio of household gross disposable income to total population).

[5] For instance, if one viewed the price of a house as the price of the land plus the value of the construction on top of the land, and assumed that half of the value of a house is land, then a sudden fall of the house price of 20% in a downturn reflects a fall in the price of land of 40% (since the value of the construction would be expected to be roughly constant). It is the value of *land* as collateral that is creating the amplifications in financial markets.

the dividend discount framework (Campbell and Shiller, 1988). The analogy to the stock market is straightforward insofar as the rent-price ratio in the real estate market is like the dividend-price ratio in the stock market (Leamer, 2002). By comparing the fundamental property prices with the observed RRE prices in Luxembourg, the approach thus delivers a measure of misalignment – if the observed prices are above fundamentals, house prices are overvalued. We then compare this overvaluation measure, derived from the asset pricing approach, with the results of an error correction model (ECM) that takes into account structural factors (both demand and supply) that are relevant for the determination of housing prices in Luxembourg.

Our main findings suggest that the user cost of housing in Luxembourg broadly decreased until 2019 but rose in the post-pandemic period, with a peak observed in 2023. This peak mostly reflected high debt costs in the form of mortgage interest expenses, elevated opportunity costs (as the general level of interest rates was higher than during previous years), and low expected capital gains in light of a subdued housing market. Importantly, the increase in debt costs has been partly offset by supportive fiscal measures that increased the deductibility of mortgage interest payments. At the same time, the expected rental yield followed a decreasing trend over the years, reflecting the relatively larger price increases compared to rents in Luxembourg. Overall, the asset pricing results indicate that, between 1995 and 2025, the average overvaluation of house prices in Luxembourg was 3.9%, and it varied in a range of 1.0% (in 1999) to 9.75% (in 2023). The results are moderately correlated (0,44) with those derived from the ECM approach.

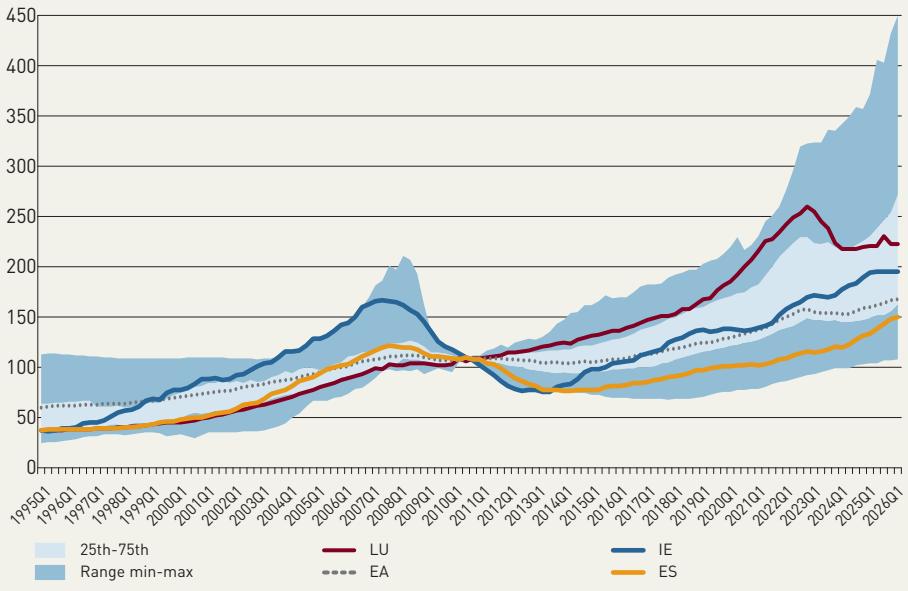
Given the more muted role of the rental yield compared to the user cost, the overvaluation peak estimated during the housing market downturn in 2023 mainly reflected elevated user costs. In other words, while housing prices have corrected during the downturn, the increase in the cost of owning a house was relatively larger, due to higher mortgage interest expenses and subdued housing market prospects. In this context, supportive fiscal measures were useful to partly offset the increase in debt costs taken on by households during this period. However, the results also suggest that, as the housing market enters recovery, maintaining those mortgage subsidies in place creates incentives for more debt, therefore putting renewed pressure on property prices. As noted in Cousin *et al.* (2025), this type of beneficial tax treatment encourages debt uptake and contributes to rising house prices, particularly in inelastic supply markets such as Luxembourg.

The paper is structured as follows. Section 2 discusses recent housing price developments in Luxembourg. Section 3 explains the asset pricing approach in more detail, covering the underlying methodology, outlining the calibration strategy followed in this paper, and presenting the main results. Section 4 provides a brief comparison of the overvaluation measure derived from the asset pricing approach with the results from an ECM approach. Section 5 concludes.

2. RECENT HOUSING PRICE DEVELOPMENTS IN LUXEMBOURG

The vulnerabilities related to the residential real estate (RRE) market are one of the main areas of concern for financial stability in Luxembourg. Figure 1 shows that housing prices exhibited an increasing trend over the last two decades, up to 2022, growing faster in Luxembourg (red line) than in most European countries during this period and outrunning the dynamics in jurisdictions like Ireland (blue line) or Spain (yellow line). As indicated in a blog post of 21 January 2022 by Governor Gaston Reinesch, "The very rapid rise in residential real estate (RRE) prices in Luxembourg has warranted concern already for

Figure 1:
Housing Prices in Europe :1995Q1-2026Q1



Source: BIS, BCL calculations. Period: 1995Q1-2026Q1. The figure shows the nominal house price index for European countries available in the BIS website. For Luxembourg (LU), house prices before 2007 are based on BCL internal series. The reference year is 2010. The 25th/75th percentiles and the min-max ranges are calculated based on the available cross-country data for each period. IE and ES refer to Ireland and Spain, respectively.

a very long time".[6] This increasing trend was reversed during the downturn in the housing market cycle experienced in 2023/2024. The recent contraction resulted in a cumulative price correction of around 16% between the index peak in 2022Q3 and early 2024.

In addition to the monetary policy tightening of 2022/2023 and elevated geopolitical uncertainty, house price overvaluation and high household indebtedness contributed to such substantial - but orderly – correction in the real estate market. Despite the downturn, Figure 1 suggests that RRE prices continue to be high from a cross-country perspective. Accordingly, the ECB estimates the average overvaluation of house prices in Luxembourg at the high-end of the European distribution, reaching 20.3% in 2025Q4 (down from 52.3% in 2022Q3).[7] Moreover, the ECB's asset price model indicates an overvaluation for Luxembourg of 4% in the same period (also down from 31% at the peak). These estimates – and more generally the national position in cross-country comparisons – continue to render the assessment of RRE price overvaluation a relevant exercise.

In combination with the persistent overvaluation of domestic property prices, high levels of household indebtedness represent another important vulnerability for financial stability in Luxembourg. These elements have been widely discussed in several studies, including by the BCL,[8] the European Systemic Risk Board (ESRB), the European Central Bank (ECB) or the International Monetary Fund (IMF). Already in 2016, the ESRB issued a Warning to Luxembourg on medium-term vulnerabilities in this sector, considering the main risk to be the combination of high house prices with elevated household indebtedness levels.[9] In 2019, following a new round of assessment, the ESRB issued a country-specific Recommendation to Luxembourg to establish a legal framework for borrower-based measures (BBMs) and to

6 Central Bank of Luxembourg (BCL): The Governor's Blog article *"Residential Real Estate Prices in Luxembourg"* can be found here.

7 One of the models used by the ECB to assess residential property prices is the inverted demand model. For more details, see Box 3 of the ECB Financial Stability Review (November 2015): *"A model-based valuation metric for residential property markets"*, pp. 45–46.

8 For instance, the annual BCL Financial Stability Review includes an assessment of developments in the domestic RRE market as part of its Chapter 1, with several boxes dedicated to the topic.

9 ESRB Warning of 22 September 2016 on medium-term vulnerabilities in the residential real estate sector of Luxembourg (ESRB/2016/09).

activate those measures once they became available.[10] In line with this Recommendation, the legal process allowing for the activation of BBMs in Luxembourg was completed in 2019.[11] In 2020, the national Systemic Risk Committee (SRC) recommended the activation of differentiated loan-to-value (LTV) limits for mortgage loans granted for RRE located in Luxembourg, which then became effective on 1 January 2021.[12] As noted in the Luxembourg country case study included in the Committee on global financial system (CGFS, 2023), the main objectives of the LTV limits were to smooth the RRE cycle, by dampening housing credit cycles, and to increase the resilience of lenders to potential adverse shocks in order to preserve financial stability.

While lender resilience has proven effective during the recent downturn in the real estate market, household indebtedness – mostly in the form of mortgage loans – has decreased, but remains elevated in Luxembourg compared to other countries. For instance, the ratio of total household debt to disposable income is estimated at 160.4% in Luxembourg for the fourth quarter of 2025, almost double compared to the value for the euro area (82.0% in the same period). Looking only at mortgage debt, the ratio for Luxembourg still stands at 125.0%. It is, therefore, important that measures that may provide incentives for households to contract excessive debt are assessed carefully. For example, the deductibility of mortgage interest – which has recently increased in Luxembourg, reflecting supportive fiscal policies during the housing market downturn – is a preferential tax treatment that incentivizes homeownership. In the context of the 2025 Article IV mission to Luxembourg, the IMF (2025 a, b) has recommended that such domestic "help-to-buy" policies should be better targeted, and that fiscal demand-side measures, such as interest payment deductibility from income tax, should be gradually withdrawn.

In addition to reassessing the role of fiscal demand-side measures in the housing recovery cycle, the IMF has also noted that supply-side measures are essential to reduce housing supply rigidity and improve housing affordability. Indeed, the analyses of the housing market in Luxembourg typically underline the role of structural factors in driving RRE vulnerabilities, identifying the housing supply shortage as an important factor that exerts upward pressure on both house prices and household indebtedness. In a recent study, Cousin *et al.* (2025) note that supply policies are more effective in improving housing affordability, while demand-side measures (such as mortgage subsidies) generally increase prices over time.

3. ASSET PRICING APPROACH TO HOUSE PRICE VALUATION

A. MOTIVATION AND THE USER COST OF HOUSING

The asset price approach is a useful structural tool for assessing house price developments. This approach focuses on the role of housing as an investment. The rationale behind it is that the price of housing should not be very different from the discounted flows of its future rents (Poterba, 1984). In addition, the return on a housing investment, approximated by the rent-to-house price ratio, should be equal to the returns on alternative investment opportunities bearing the same risk. As home ownership is an investment decision, in equilibrium, the one-year rent must equal the sum of the annual net cost of owning a house. In other words, rent should cover the user cost of housing in a frictionless market.

[10] ESRB Recommendation of 27 June 2019 on medium-term vulnerabilities in the residential real estate sector in Luxembourg (ESRB/2019/6).
[11] Law of 4 December 2019, available here (in FR).
[12] SRC Recommendation of 9 November 2020 (CRS/2020/005).

For instance, if annual ownership costs rise without a commensurate increase in rents, house prices should fall to convince potential homebuyers to absorb the supply instead of renting. This equilibrium condition can be written as:

$$\boldsymbol{R = UC \times P^{*}}, \tag{1}$$

where $\boldsymbol{R}$ is the rent, $\boldsymbol{UC}$ is the user cost of housing, and $\boldsymbol{P^{*}}$ is the equilibrium price of the property. Himmelberg *et al.* (2005) note that equation (1) implies that the equilibrium price-to-rent ratio should equal the inverse of the user cost and, therefore, comparing price-to-rent ratios over time without considering changes in user costs can be misleading. Indeed, $\boldsymbol{UC}$ measures the annual cost of owning a house per additional unit of house value, and it includes mortgage interest, foregone investment, property taxes, depreciation, and maintenance costs, minus any potential capital gains. Moreover, if the opportunity cost of funds is different from the cost of borrowing, the LTV ratio on the housing purchase also needs to be taken into consideration. Specifically, we define the user cost in period t as the sum of the following components:

$$\boldsymbol{UC_t = (\delta + \omega) + (1 - LTV)i_t^{rf} + \lambda + LTV i_t^{m}(1 - \tau_M \varphi) + \gamma - \frac{E_t[\Delta P_{t+1}]}{P_t}}, \tag{2}$$

where:
δ denotes the sum of maintenance costs and the property depreciation rate;
ω is the property tax rate;

LTV is the loan-to-value rate for new mortgage loans and $\boldsymbol{i_t^{rf}}$ is the interest rate received on long-term government bonds, implying that $\boldsymbol{(1 - LTV)i_t^{rf}}$ is foregone investment related to the required mortgage downpayment;

λ is the risk premium to compensate homeowners, reflecting the risk for housing relative to other (risk-free) assets;

$\boldsymbol{i_t^{m}}$ is the interest rate paid on mortgage loans and $\boldsymbol{(1 - \tau_M \varphi)}$ is the after-tax nominal cost of debt, which reflects the tax deductibility of mortgage interest. In particular, $\boldsymbol{\tau_M}$ is the rate at which the relief is granted and $\boldsymbol{\varphi}$ the fraction of interest benefitting from the tax subsidy;

γ is a measure of credit rationing, which can be interpreted as the added rate spread that owners would be willing to pay to be able to borrow more (Zigrand, 2020);

$\boldsymbol{E_t[\Delta P_{t+1}]/P_t}$ are expected capital gains from selling the property.

The definition of the user cost in equation (2) builds on the existing literature and can be viewed as a simplified and more targeted version of the user cost indicator in Barrios *et al.* (2019).

These components of the user cost can be split into the following main categories: (i) cash costs, given by $(\delta + \omega)$; (ii) opportunity costs, corresponding to $[(1 - LTV)i_t^{rf} + \lambda]$; (iii) debt costs and credit rationing, $[LTVi_t^m(1 - \tau_M\varphi) + \gamma]$; and (iv) (minus) expected capital gains, $-E_t[\Delta P_{t+1}]/P_t$. Therefore, equation (2) can be seen as the sum of the following components:

$$UC = cash\ costs + opp.costs + debt\ costs + credit\ rationing - exp.cap.gains, \quad (3)$$

A present-value relationship can also be derived from arbitrage condition (1), implying that the price of a house must equal the present discounted value of its net future returns. In other words, observed rents can be a proxy for the flow of fundamental returns in a dividend discount framework (Campbell and Shiller, 1988). Assuming that rents grow at a constant rate g, the present-value relationship derived from equation (1) can be expressed as the equilibrium value for the expected rental yield, as follows:

$$\frac{R_t(1+g)}{P_t^*} = (\delta + \omega) + (1 - LTV)i_t^{rf} + \lambda + LTVi_t^m(1 - \tau_M\varphi) + \gamma - \frac{E_t[\Delta P_{t+1}]}{P_t}, \quad (4)$$

In turn, the observed market price of housing, P_t, may deviate in a given period from the equilibrium price P_t^*. In this case, there is an extra value (beyond fundamentals) that property buyers are willing to pay, because they expect to be able to resell the property at a higher price later. We denote this extra value by β_t, where β_t is the overvaluation measure of property prices in period t. As Zigrand (2020) notes, P_t will tend to adjust towards P_t^* with a lag, as only a share of the misalignment is corrected each period. Therefore, equation (4) can be rewritten as:

$$\frac{R_t(1+g)}{P_t} \approx (\delta + \omega) + (1 - LTV)i_t^{rf} + \lambda + LTVi_t^m(1 - \tau_M\varphi) + \gamma - \frac{E_t[\Delta P_{t+1}]}{P_t} - \beta_t, \quad (5)$$

Condition (5) is the starting condition for calibration, as discussed in the next section.

B. CALIBRATION OF THE USER COST OF HOUSING IN LUXEMBOURG

In the calibration of the user cost of housing in Luxembourg, we use annual data covering the period from 1995 to 2025. To this respect, we rely to some extent on the work of Barrios *et al.* (2019), who cover several key features of housing taxation and other housing-related parameters needed to estimate the user cost of owner-occupied housing across EU countries. Their data and working assumptions are available in the European Commission's "Housing Taxation Database", which is publicly available and regularly maintained,[13] including with recent updates introduced by Thiemann *et al.* (2022) and Grünberger *et al.* (2024). By focusing on the user cost in Luxembourg, this paper aims to provide a more targeted calibration with country-specific information.

We turn now to the calibration of the right-hand side of condition (5). The parameter δ denotes the sum of maintenance costs and the property depreciation rate. We follow Barrios *et al.* (2019) and assume that these costs are constant throughout the sample, with maintenance costs set at 1.5% and the depreciation rate calibrated at 1%.

[13] The "*Housing Taxation Database*" and related documentation are available here.

The parameter ω is the property tax rate, which is calculated as the ratio of revenues from recurrent property taxes to the net stock of dwellings of households. The numerator is sourced from the OECD database and the denominator from the (non-public) ECB Statistical Data Warehouse (SDW).[14] The implicit property tax rate in Luxembourg stood at 0.13% on average over 1995-2025.

The LTV ratio for new mortgage loans is set at 90% throughout the sample. This value corresponds to the LTV limit implemented in January 2021 to households who are not first-time buyers but are acquiring their main residence.[15] Even though the calibration chosen is lower than the LTV limit that currently applies to first-time buyers in Luxembourg (up to 100%), it is seen as a more appropriate value when taking into account also the buy-to-let segment. On aggregate, the weighted average LTV ratio in Luxembourg was 78.5% in the second semester of 2025, with 27.5% of new mortgage loans having an LTV ratio above 90% in the same period.

In order to calculate the foregone investment related to the required mortgage downpayment, $(\mathbf{1}-\boldsymbol{LTV})\boldsymbol{i}_t^{\boldsymbol{rf}}$, the risk-free interest rate $\boldsymbol{i}_t^{\boldsymbol{rf}}$ is proxied by the interest rate received on long-term government bonds (ten-year maturity) and collected from SDW.

To calibrate λ, we use existing public surveys of the market risk premium by Fernández *et al.* (2026)[16]. However, as the stock market is generally considered riskier than residential real estate, the real estate risk premium should be lower than that of stocks. For this reason, we reduced the stock market risk premium reported by Fernández *et al.* for Luxembourg by two percentage points to reflect the difference in risk between these two types of investment. Over the considered sample period, the average RRE market risk premium for Luxembourg varies between 2.1% and 4.4%.[17]

For the interest rate paid on mortgage loans, $\boldsymbol{i}_t^{\boldsymbol{m}}$, we use the ECB's household cost of borrowing for house purchase.[18] With tax deductibility of mortgage interest, this cost of borrowing should be adjusted by $(\mathbf{1}-\boldsymbol{\tau_M\varphi})$ the after-tax nominal cost of debt. We follow the approach in Barrios *et al.* (2019) to calibrate the after-tax cost of debt. First, $\boldsymbol{\tau_M}$ is the rate at which the relief is granted, for which we use the marginal personal income tax rate. Second, $\boldsymbol{\varphi}$ is the fraction of interest benefitting from the tax subsidy. We calibrate $\boldsymbol{\varphi}$ as the ratio of the limit for mortgage interest tax relief in each period (set by fiscal policies) to the total interest paid. The numerator of $\boldsymbol{\varphi}$ varies between 1.500 EUR and 4.000 EUR over the sample period, and has increased over recent years reflecting the loosening of fiscal policies during the housing market downturn of 2023/2024.[19] In turn, the denominator of $\boldsymbol{\varphi}$ is calculated as the product of $\boldsymbol{i}_t^{\boldsymbol{m}}$ and the property price in each year.[20] In this manner, the fraction of interest benefitting from tax relief varies between a

[14] Both variables are measured in EUR million. Data on tax revenues from immovable property in Luxembourg can be found here.

[15] The LTV limits in place in Luxembourg are differentiated across three categories of borrowers: (1) LTV limit of up to 100% for first-time buyers acquiring their primary residence; (2) LTV limit of 90% for other buyers (that is, non-first-time buyers) acquiring their primary residence. This limit is implemented with a portfolio allowance, by which lenders may issue 15% of the annual portfolio of new mortgages in this category with an LTV above 90% but below the maximum LTV of 100%; and (3) LTV limit of 80% for other mortgage loans (including the buy-to-let segment). Please refer to the Recommendation by the national Systemic Risk Committee of 9 November 2020 (CRS/2020/005).

[16] The results of the latest survey round are available here and the paper also includes links to previous rounds. The survey includes results for a panel of countries and, for the rounds where results for Luxembourg are not available, we use data for Belgium or, if also unavailable, for the EU. For calibration of the risk premium before 2007, we use the average of the results over the period 2008-2024.

[17] As a robustness check, we also calibrate $\boldsymbol{\lambda}$ according to ECB estimates shown in Kapp and Kristiansen (2021), with similar results.

[18] The series is publicly available from 2003 in SDW with the mnemonic MIR.M.LU.B.A2C.AM.R.A.2250.EUR.N. For the period 2003-2024, we take the average of monthly observations of the ECB data. For the earlier period (1995-2002), data from Barrios *et al.* (2019) are used.

[19] A list of the government support measures announced in January 2024 can be found here.

[20] Specifically, we use the nominal index of house prices published by STATEC (with base year in 2015) and the average apartment price in 2015 (EUR 459,617) to obtain a series of EUR property prices between 1995 and 2025.

minimum of 8.7% and a maximum of 27.9% over the period 1995-2025, depending on the level of interest rates and house prices, as well as on the leniency of fiscal policies. In 2025, φ was calculated at 15.3%.

γ is a measure of credit rationing that can be interpreted as the added rate spread that owners would be willing to pay to be able to borrow more. While Zigrand (2022) calibrates γ at 2%, we assume it varies in a range of 1% to 4%, with the variation determined in accordance to an indicator of bank credit supply. Specifically, we use the credit standards indicator reported by Luxembourg banks to the Bank Lending Survey (BLS) on loans for house purchase;[21] this indicator is then rescaled to be between 1% and 4%.

Finally, $\boldsymbol{E_t[\Delta P_{t+1}]/P_t}$ are expected capital gains from selling the property. We assume that homeowners expect higher capital gains when the outlook for the housing market is more positive. To capture these dynamics, we use the BLS indicator reflecting the impact of housing market prospects on mortgage loan demand.[22] Following the same strategy as for γ, we calibrate the expected capital gains in a range of 1% to 4%, according to the evolution of perceived housing market prospects. On average over the period 1995-2025, the expected capital gains are 2.9%.

Table 1 below summarizes the average values for all parameters and variables during the period 1995-2025 and their respective sources.

Table 1:

Calibration (average values over 1995-2025)

PARAMETER	VARIABLE	AVERAGE	SD	SOURCE
δ	Sum of maintenance costs and property depreciation rate	2.5% (1.5% maintenance costs, 1% property depreciation rate)	0.00000	Barrios *et al.* (2019)
ω	Property tax rate	0.1%	0.00018	OECD, ECB SDW, BCL calculations
LTV	Loan-to-value ratio of new mortgage loans	90%	0.00000	National Systemic Risk Committee (SRC)
i_t^{rf}	Risk-free interest rate	2.9%	0.02094	ECB SDW
λ	Risk premium	3.66%[23]	0.00414	Fernandez *et al.* (2025)
i_t^m	Mortgage interest rate	3.3%	0.01520	ECB SDW
τ_M	Marginal personal income tax rate	41.5%	0.03767	Barrios *et al.* (2019)
φ	Fraction of interest benefitting from the tax subsidy	17.3%	0.04396	Barrios *et al.* (2019), STATEC, public sources, BCL calculations
γ	Measure of credit rationing	2.1%	0.00411	BCL Bank Lending Survey, BCL calculations
$E_t[\Delta P_{t+1}]/P_t$	Expected capital gains from selling property	2.9%	0.00467	BCL Bank Lending Survey, BCL calculations

Source: BCL. The table shows the average calibration values for each parameter of the user cost of housing over the sample period 1995-2025. SD stands for standard deviation. δ and LTV are kept constant throughout the sample.

21 The indicator is available on the public SDW with mnemonic BLS.Q.LU.ALL.Z.H.H.B3.ST.S.FNET. It refers to the net percentage of bank responses with respect to credit standards, i.e. the share of banks reporting tightening minus the share of banks reporting loosening. The quarterly series from SDW is rescaled as explained above and we take the average of quarterly observations to have an annual calibration of γ.

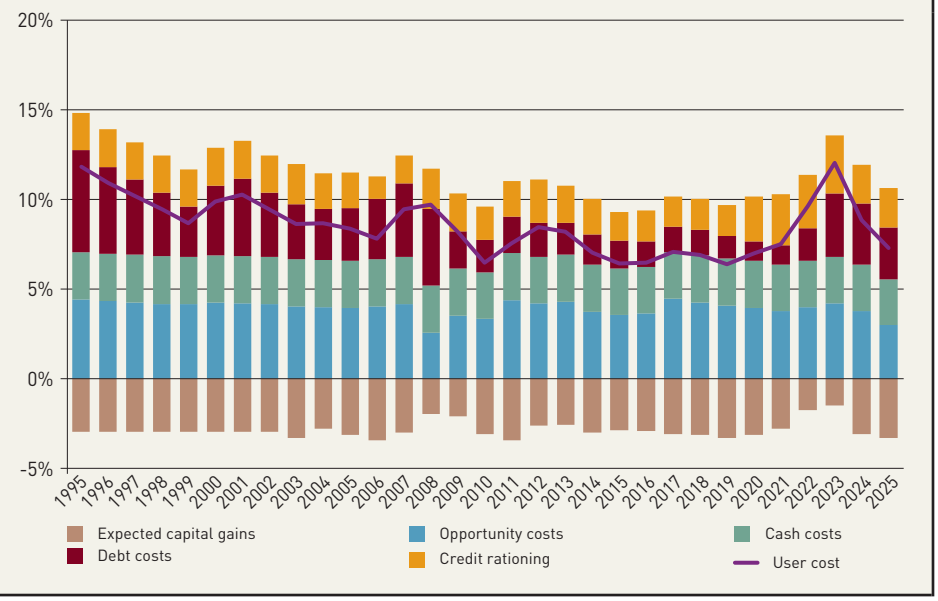
22 The indicator is also available on the public SDW with mnemonic BLS.Q.LU.ALL.HMP.H.H.B3.ZZ.D.FNET.

23 As previously mentioned, this average is based on data collected by Fernández *et al.* on the stock market risk premium in Luxembourg (5.7%), minus two percentage points.

C. THE USER COST OF HOUSING IN LUXEMBOURG

Using equations (2) and (3), and following the calibration strategy described above, the resulting measure of the user cost of housing in Luxembourg is shown in Figure 2.

Figure 2:
User cost of housing in Luxembourg



Source: BCL, ECB, European Commission, OECD, STATEC, BCL calculations. Period: 1995-2025. Opportunity costs relate to foregone investment and correspond to $[(1 - LTV)i_t^{rf} + \lambda]$. *Cash costs are the sum of expenses related to maintenance, depreciation and property tax,* $(\delta + \omega)$. *Debt costs reflect the expenses on mortgage interest, adjusted for tax relief, as in* $[LTV\, i_t^m (1 - \tau_M \varphi)]$. *Credit rationing is measured by* γ. *Expected capital gains from property sale are given by* $E_t[\Delta P_{t+1}]/P_t$ *and negatively affect the user cost of housing.*

Figure 2 presents the evolution of the user cost of housing in Luxembourg, along with its different components. It shows that cash costs – the expenses related to maintenance, depreciation and property tax (green bars) – are broadly stable over the sample at around 2.6%, also reflecting the negligible effect of property tax on homeowners' expenses. At the same time, opportunity costs (blue bars) are a sizable component of the user cost indicator, standing on average at 3.96%. Their evolution reflects the variation in nominal interest rates, which have broadly decreased until 2021 and rose thereafter, as well as the changes in risk premium.

Credit rationing (orange bars) reached 2.1% on average over the period, with lower values observed in 2015-2019 (as low as 1.6%) and higher values in the most recent years (as high as 3.3%). The latter evolution is in line with a tightening of credit standards for mortgage loans since the COVID-19 pandemic, as reported in the BLS. Indeed, according to the results of the survey, banks justified such tightening with an increased risk perception and lower risk tolerance, which also led them to charge higher margins on riskier loans.

Debt costs (red bars) are another important component of the user cost of housing. On average over the sample period, they stood at 2.8%. However, debt costs show a higher variability than other components. While the LTV ratio for new mortgage loans is set at 90% throughout the sample, debt costs still reflect changes in the level of mortgage interest rates, the level of property prices, as well as the leniency of fiscal policies. For instance, debt costs stood at their lowest in 2021 (1.1%), when mortgage interest rates were also at the lowest level (1.3%) and the limit for mortgage interest rate relief was set at EUR 2,000. Debt costs have increased thereafter, mostly reflecting the tightening of the monetary policy stance in 2022/2023. Nonetheless, this effect has been partly offset by the increase of deductibility of mortgage interest payments (their upper limit was increased to EUR 4,000 per person in early 2024). Accordingly, we estimate $\boldsymbol{\varphi}$ (the fraction of mortgage interest benefitting from tax subsidy) to have increased from 10.9% in 2022 to 15.3% in 2025, despite the higher level of average mortgage

interest rates observed in 2024 and 2025 at 4.0% and 3.0% respectively compared to 2022 (2.1%).[24] These results also suggest that maintaining the deductibility of mortgage interest payments indefinitely can lower debt costs and, therefore, create added incentives for homeownership.

Finally, expected capital gains from the sale of the property (brown bars) contribute negatively to the user cost of housing. Those capital gains are expected to be lower when housing market prospects are subdued, such as during crises periods. Figure 2 shows that, following the calibration approach explained above, expected capital gains in Luxembourg were lower during the great financial crisis in 2008/2009 and during the recent housing market downturn, especially in 2023 (when they stood at 1.5%).

Overall, the user cost of housing (purple line in Figure 2) broadly decreased until 2019 but rose in the post-pandemic period, with a peak observed at 12.1% in 2023. This peak reflected elevated opportunity costs (as the general level of interest rates was higher than previous years), high debt costs in the form of mortgage interest expenses, tightened credit standards as a result of uncertainty and low expected capital gains in light of a subdued housing market.

D. THE USER COST OF HOUSING AND THE OVERVALUATION OF HOUSE PRICES IN LUXEMBOURG

From condition (5), the equilibrium relationship between the expected rental yield and the user cost of housing allows us to estimate a measure of overvaluation of house prices:

$$\frac{R_t(1+g)}{P_t} \approx UC_t - \beta_t, \tag{6}$$

All else constant, if the user cost of housing decreases – for instance, via looser fiscal measures – it will be relatively more attractive for households to buy property. In turn, this effect will place upward pressure on property prices and be reflected in the overvaluation estimate β_t.

In order to derive β_t from (6), we use the measure of the user cost of housing shown in Figure 2 and compare it with the expected rental yield. To this end, we use property price and rent indices available in Luxembourg and convert them to EUR. As explained in Section 3.b on the calibration strategy, we use the nominal index of house prices published by STATEC (with base year in 2015) and the average apartment price in 2015 (EUR 459,617) to obtain a series of EUR property prices between 1995 and 2025. The same approach is used for rents, where the rent index is the 'actual rents for housing' component of the harmonized index of consumer prices (HICP) for Luxembourg.[25] The average annual apartment rent in 2015 stood at EUR 16,166.[26] Finally, we assume the constant growth rate of rents, g, to be 2%.[27] Over the sample period considered, the implied expected rental yield was on average 4.67%.

Figure 3 compares the evolution of the user cost of housing and the expected rental yield between 1995 and 2025. It shows that the expected rental yield follows a decreasing trend over the years, reflecting the relatively larger price increases compared to rents in Luxembourg.

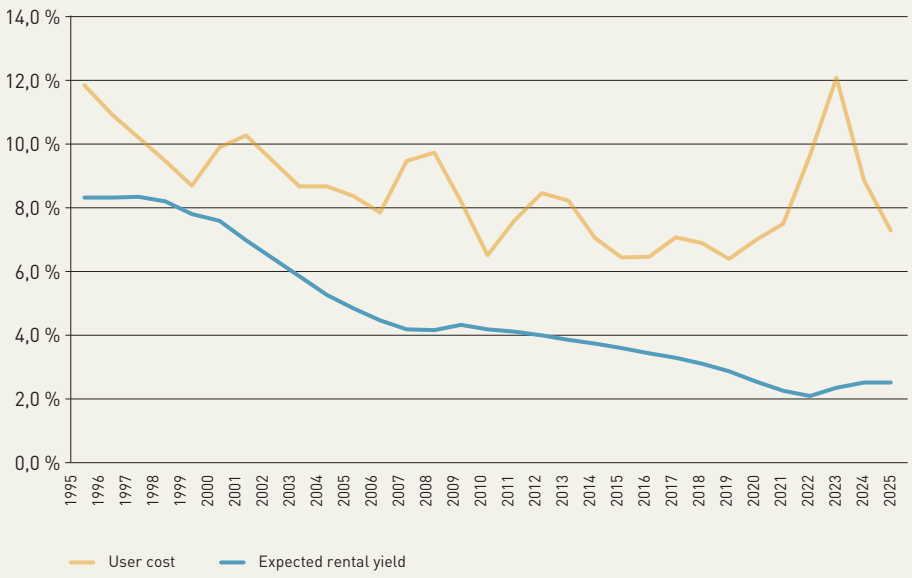
[24] The rise in φ was also driven by the correction in housing prices over the same period. Nonetheless, would the limit for mortgage tax relief have been kept constant at 2022 levels (i.e. EUR 2,000), *ceteris paribus*, φ would have decreased to 6.6% in 2024 and to 7.7% in 2025.

[25] The series is available at a monthly frequency on the public SDW with mnemonic ICP.M.LU.N.041000.4.INX.

[26] The average apartment price and rent in 2015 are based on advertised amounts published by the *Observatoire de l'Habitat* and can be found here.

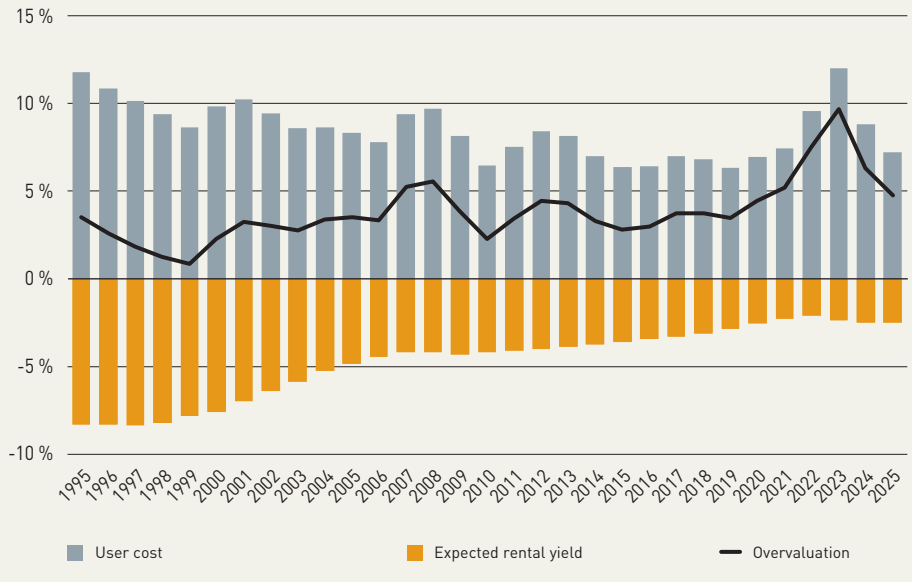
[27] The average annual growth rate of rents over the sample period was 1.97%.

Figure 3:
The user cost of housing and the expected rental yield in Luxembourg



Source: BCL, ECB, European Commission, OECD, STATEC, Observatoire de l'Habitat, BCL calculations.
Period: 1995-2025. The expected rental yield is given by $\frac{R_t(1+g)}{P_t}$.

Figure 4:
Overvaluation of RRE prices in Luxembourg – asset pricing approach



Source: BCL calculations. Period: 1995-2025.

The measure of (over)valuation of house prices, β_t, is calculated as the difference between the user cost and the expected rental yield. Figure 4 shows the results.

Over the period 1995 to 2025, the average overvaluation of house prices in Luxembourg was calculated at 3.9%, and it varied in a range of 1.0% (in 1999) to 9.75% (in 2023). Given the more muted role of the rental yield compared to the user cost, the overvaluation peak observed during the RRE downturn in 2023 mainly reflected elevated costs – on the one hand, higher debt costs in the form of mortgage interest expenses and, on the other hand, lower expected capital gains in a subdued housing market.

4. COMPARISON WITH ECM RESULTS

In order to contextualize the overvaluation results obtained via the asset pricing methodology presented in the previous section, we compare them with results from an error correction model (ECM) approach developed for Luxembourg. The ECM is widely used to estimate the long-term equilibrium relationship and short-term dynamics between multiple economic variables that share a long term stochastic trend, a property known as cointegration. Specifically, the estimation considers one cointegrating relation – the long-run equations for real housing prices (RHP_t) and accounts for the role of structural factors in the domestic housing market, by incorporating variables related to housing stock and construction activity, as well as demographics. In particular, it uses building permits (BP_t), construction cost (CC_t), net migration to Luxembourg (MI_t), real household disposable income

(DI_t), the real interest rate (r_t) and mortgage credit (MG_t). The adopted specification is similar to that adopted by Ferreira Filipe (2018)[28]. The equilibrium correction representation for real house prices can be expressed as follows:

$$\Delta rhp_t = \tilde{\gamma} + \tilde{\alpha}_{rhp}\left(rhp_{t-1} - \sum_k \tilde{\beta}_k k_{t-1}\right) + \sum_{i=1}^{q-1} \tilde{\rho}_{rhp,i}\Delta rhp_{t-i} + \sum_k \sum_{i=1}^{q-1} \tilde{\rho}_{k,i}\Delta k_{t-i} + \tilde{\epsilon}_t \quad (7)$$

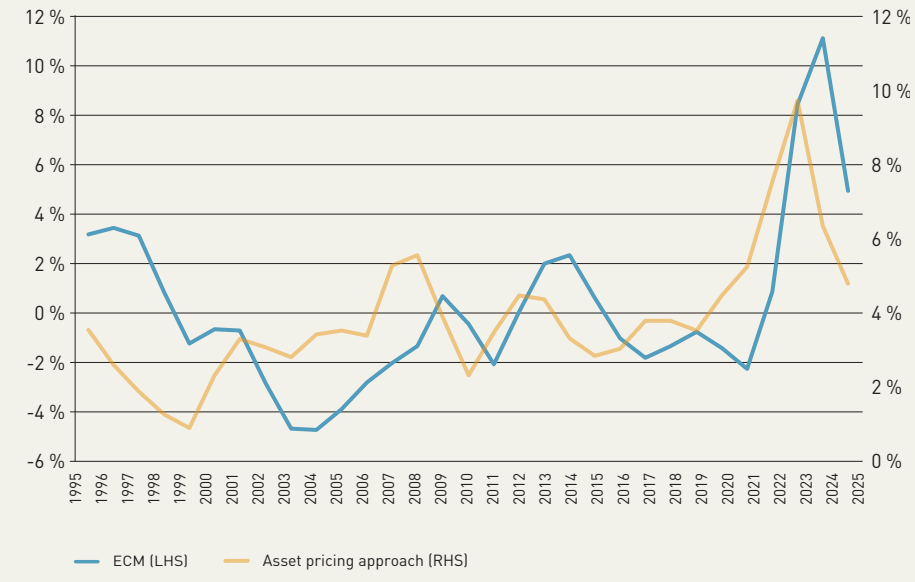
where $k = \{bp, cc, mi, r, mg, di\}$ denotes the set of housing market fundamentals used in the analysis to explain housing prices and we expect $\left(rhp_t - \sum_k \tilde{\beta}_k k_t\right)$ to be *I(0)*. Lower-case letters indicate that the variables are measured in logs and r_t is expressed as percent p.a. The adjustment coefficient $\tilde{\alpha}_{rhp}$ is expected to be negative and statistically significant if housing prices are determined by fundamentals. $\tilde{\epsilon}_t$ is the white noise error term.

Figure 5 presents the comparison of the latest ECM results, where the quarterly estimates of (over-) valuation are averaged for each year in the sample 1995-2025, with the asset pricing approach presented earlier.

Figure 5 shows that the overvaluation estimates obtained using the asset pricing approach and the ECM are not always aligned. Despite some differences in magnitude, the overvaluation measures are moderately correlated (44%), and interestingly, the asset pricing approach indicates a peak in 2023, whereas the ECM indicates a peak in 2024. In the case of the asset pricing approach, the 2023 maximum mostly reflects the increase in debt costs via the user cost of housing. In contrast, in the case of the ECM, it highlights the decline in mortgage lending observed in 2023 and 2024.

It is also worth noting that both methods reached their peak in the last two years when residential real estate prices moved into negative territory, with annual growth rates of -9.1% and -5.2%, respectively, in 2023 and 2024. The slight discrepancy between the model results and the observed price correction periods is due to the slow adjustment toward equilibrium in the error correction model (1.2% per quarter), and the rigidity with which the components of the user cost adjust. It should also be noted that the ECM uses deflated data for estimation, whereas the

Figure 5:
Overvaluation of RRE prices in Luxembourg – asset pricing approach vs ECM



Source: BCL calculations. Period: 1995-2025.

[28] Ferreira (2018) adopted a VECM approach, as the results of the Johansen cointegration test suggest the existence of two cointegrating relations: one for housing prices and one for mortgage credit.

UC approach uses nominal data for calibration. This difference could explain the discrepancy in overvaluation results obtained using these two approaches.

5. CONCLUSION

In this paper, we show that the user cost of housing in Luxembourg broadly decreased until 2019, after which it increased, reaching a peak in 2023. Accordingly, the overvaluation measure of house prices derived from the asset pricing approach has increased in the same period, reflecting higher mortgage interest expenses. We also show that the results of the asset valuation approach appear to lead those of the ECM model, but with a moderate correlation between the two sets of results.

More generally, the analysis suggests that supportive fiscal measures were useful to partly offset the increase in the user cost of housing, driven by higher mortgage debt costs taken on by households during this period. However, maintaining those mortgage subsidies in place going forward leads to lower user costs, which in turn encourage debt uptake by households and put upward pressure on property prices.

Finally, the decline recorded during the recent period has reduced, but not eliminated, the overvaluation of prices in Luxembourg. Both approaches show an overvaluation of 5.0% for the ECM and 4.8% for the asset price approach in 2025. The difference between market and fundamental prices remains significant. This structural divergence can be attributed to an inelastic supply curve and access to credit, both of which fuel demand and contribute to the rise in residential real estate prices in Luxembourg. Consequently, excess demand combined with permanent fiscal measures can only result in price increases, leading to a new market price equilibrium. In a market with inelastic or constrained supply, it is important to note that the supply curve for housing converges toward a vertical line, meaning supply is independent of market prices. In this context, a new market equilibrium is achieved with housing prices higher than in a competitive market with elastic supply and demand. In other words, the persistent imbalance between supply and demand in Luxembourg's residential real estate market has resulted in upward pressure on equilibrium prices. It is worth noting that the moderation of overvaluation observed over the past two years does not signify convergence toward a sustainable equilibrium in the medium to long term because the adjustment occurred primarily through a decline in demand and constrained high equilibrium prices.

REFERENCES

Barrios, S., Denis, C., Ivaskaite-Tamosiune, V., Reut, A. and Vasquez Torres, E. (2019). *Housing taxation: a new database for Europe*. Joint Research Center Working Papers on Taxation and Structural Reforms, No. 08/2019, European Commission. October 2019.

Campbell, J. and Shiller, R. (1988). *The Dividend-price Ratio and Expectations of Future Dividends and Discount Factors*. The Review of Financial Studies, Vol. 1, pp. 195-228. Autumn 1988.

Committee on the Global Financial System (CGFS) (2023). *Macroprudential policies to mitigate housing market risks*. Report prepared by a CGFS Study Group. December 2023.

Cousin, G., Frayne, C., Martins Dias, V., and Vasicek, B. (2025). *Housing in the European Union: Market Developments, Underlying Drivers, and Policies*. European Commission. Discussion Paper 228. October 2025.

Crowe, C., Dell'Ariccia, G., Igan, D. and Rabanal, P. (2013). *How to deal with real estate booms: Lessons from country experiences*. Journal of Financial Stability, Vol. 9, pp. 300-319. May 2013.

ECB (2016). *Innovated asset pricing approach to estimate house price valuations*. Mimeo. November 2016.

Fernandez, P., Garcia de la Garza, D. and Fernández Acín, L. (2026). *Survey: Market Risk Premium and Risk-Free Rate used for 97 countries in 2026*. Working Paper. May 2026.

Ferreira Filipe, S. (2018). *Housing prices and mortgage credit in Luxembourg*. BCL Working Paper, No. 117. February 2018.

Grünberger, K., Mazzon A. and Tudó Ramírez I. J. (2024). *Refining Two Indicators for the Calculation of the User Cost of Housing Indicator (UCOH)*. European Commission, Joint Research Centre. 2024.

Himmelberg, C., Mayer, C. and Sinai, T. (2005). *Assessing high house prices: Bubbles, fundamentals and misperceptions*. Journal of Economic Perspectives, Vol. 19(4), pp. 67-92. Fall 2005.

IMF (2025a). *Luxembourg: Staff Concluding Statement of the 2025 Article IV Mission*. March 2025.

IMF (2025b). *2025 Article IV Consultation – Press release and Staff Report*. June 2025.

Kaminsky, G. and Reinhart, C. M. (1999). *The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems*. American Economic Review, Vol. 89 (3), pp. 473–500. June 1999.

Kapp, D. and Kristiansen, K. (2021). *Euro area equity risk premia and monetary policy: a longer-term perspective*. ECB Working Paper Series, No. 2535. April 2021.

Leamer, E. (2022). *Bubble trouble? Your Home Has a P/E Ratio Too*. UCLA Anderson Forecast. June 2002.

Poterba, J. (1984). *Tax subsidies to owner-occupied housing: An asset-market approach*. The Quarterly Journal of Economics, Vol. 99(4), pp. 729-752. November 1984.

Reinhart, C. M. and Rogoff, K. S. (2008). *Is the 2007 Subprime Crisis so different? An international historical comparison*. American Economic Review, Vol. 98 (2), pp. 339–344. May 2008.

Thiemann, A., Grünberger, K. and Palma Fernandez, B. (2022). *Note on the revision of the user cost of housing indicator (UCOH)*. European Commission, Joint Research Centre. April 2022.

Zigrand, J. P. (2020). *Systemic risks in the Luxembourg real estate market*. Paperjam ClubTalk, presentation of 2 December 2020.

Zigrand, J. P. (2022). *Quo Vadis Marché Immobilier Résidentiel*. Paperjam Second Real Estate Dinner, presentation of 29 September 2022.

3. COMMERCIAL REAL ESTATE ACTIVITIES IN LUXEMBOURG: DOES COLLATERAL PLEDGED BY VULNERABLE FIRMS ACT AS A BUFFER FOR BANKS AGAINST RISK?[1]

Antonio Bayeh[2], Yasmine Chalf[3]

ABSTRACT

In the commercial real estate (CRE) sector, non-performing loans (NPLs) remain at relatively high levels, while "zombie firms" – essentially fragile or nonviable businesses that continue to operate – account for a share of borrowers. However, the relationship between these firms, CRE collateral and NPLs has not yet been thoroughly explored in Luxembourg. We address this gap by using granular loan- and firm-level data, and by adopting a twofold approach. First, in line with existing literature, we demonstrate that firm-bank relationships differ across firm size, while CRE collateral is generally revalued in accordance with regulatory standards. Second, our empirical analysis reveals that the likelihood of NPLs is significantly impacted by the CRE collateral pledged by zombie firms, as well as by negative revaluations of such collateral. This is evident particularly for micro firms and loans with high refinancing risk. These results highlight the importance of monitoring collateral values and firm viability, together with firm size, when assessing CRE-related risks, in line with the latest IMF FSAP recommendations for Luxembourg.

JEL codes: *G21; G32.*

[1] This study should not be reported as representing the views of the Banque centrale du Luxembourg (BCL) or the Eurosystem. The views expressed are those of the authors and may not be shared by other research staff or policymakers at the BCL or the Eurosystem.

[2] Financial Stability and Macroprudential Surveillance Department, Banque centrale du Luxembourg.
[3] Financial Stability and Macroprudential Surveillance Department, Banque centrale du Luxembourg.

1. INTRODUCTION

Collateral remains of central importance in debt contracts in providing debtors with access to bank funding, while it is also an important factor in reducing the risk of bank capital depletion. However, according to Berger *et al.* (2016), Ioannidou *et al.* (2022) and Zhang *et al.* (2022), the pledging of collateral can increase or reduce loan risk. On the one hand, collateral can reduce agency costs or frictions arising from asymmetric information, enabling lenders to distinguish between similar loan applicants and thereby increasing the likelihood of lending to low-risk borrowers (Boot *et al.*, 1991). Conversely, collateral can mitigate *ex post* frictions in debt contracts by preventing high-risk borrowers from defaulting, meaning that lenders are more likely to require it from such borrowers. Furthermore, collateral can amplify business cycles (Kiyotaki and Moore, 1997). For example, during an economic downturn, a fall in asset prices could lead to a corresponding decline in collateral value via the *collateral channel transmission mechanism*. This affects corporate investment (Cerqueiro *et al.*, 2020; Lian and Ma, 2021), borrowing ability (Chaney *et al.*, 2012), credit quality (IMF, 2021), interest rate spreads (Berger *et al.*, 2016; Luck and Santos, 2023), interest rates (Cerqueiro *et al.*, 2016; Degryse *et al.*, 2025), lending (Ioannidou *et al.*, 2022; Horan *et al.*, 2023) and employment (Mian and Sufi, 2014; Ersahin and Irani, 2020). A decline in collateral value could also lead to increased credit risk for firms (Lane, 2023) and banks (ECB, 2023), which could threaten financial stability (ESRB, 2023). Hence, supervisory authorities in the EU have recently emphasised the need for rigorous collateral valuation standards and prudent risk management practices. At the European Central Bank (ECB) level, the top supervisory priorities for 2022-24 aimed to address significant shortcomings in banks' commercial real estate (CRE) collateral valuation practices in the euro area.[4] At the European Systemic Risk Board (ESRB) level, the Recommendation ESRB/2022/9 on CRE vulnerabilities raised concerns about collateral valuation and, thus, the ESRB recommended the supervisory authorities to ensure sound financing practices in the CRE markets across the European Economic Area.

Although the literature on collateral-loan risks is inconclusive, Berger *et al.* (2016) emphasise the importance of considering various economic characteristics of the collateral, such as liquidity. Using a sample of thirteen banks over 1999-2003, the authors demonstrated that loans secured by illiquid collateral (e.g. real estate) carry higher loan risk premiums. Furthermore, Niinimäki (2009) highlights a moral hazard problem, implying that banks may be incentivised to finance unproductive projects, effectively *gambling* on the future value of the collateral instead of carefully screening borrowers. If the collateral value increases, banks generate substantial profits. However, if the collateral value declines, banks bear the losses. This risk-taking behaviour creates further incentives for banks to rely on collateral values rather than borrowers' creditworthiness.

To our knowledge, the empirical literature on collateral-loan risks has not considered unproductive projects. In this paper, we address this gap by answering the following question: Does the likelihood of a loan becoming non-performing depend on the use of CRE as pledged collateral and on declines in CRE collateral values, particularly when lending to unproductive projects? We proxy such projects through "zombie lending", as zombie firms may be less productive than other firms (Helmersson *et al.*, 2021) and may dominate unproductive sectors (Albuquerque and Mao, 2024).

Luxembourg is a relevant case study for two reasons. First, from a regulatory standpoint, the Law of 15 July 2024 on the transfer of non-performing loans (NPLs),[5] transposing the Directive (EU) 2021/2167

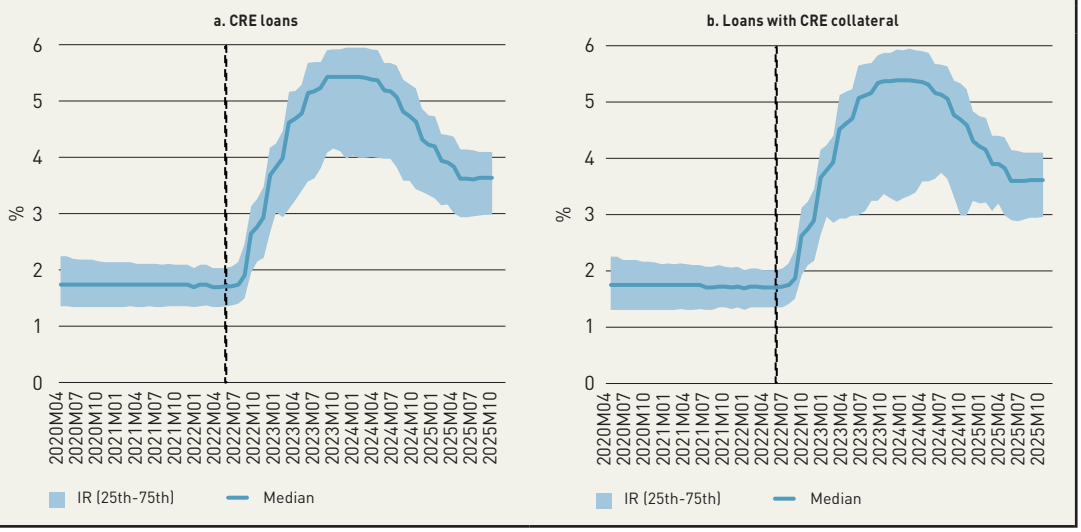
[4] https://www.bankingsupervision.europa.eu/framework/priorities/html/ssm.supervisory_priorities2022~0f890c6b70.en.html

[5] https://legilux.public.lu/eli/etat/leg/loi/2024/07/15/a292/jo

on credit servicers and credit purchasers,[6] entered into force on 22 July 2024 with the aim of preventing the future accumulation of NPLs on banks' balance sheets. Second, as part of the Financial Sector Assessment Program (FSAP - 2024), the International Monetary Fund (IMF) recommended that the Luxembourg authorities closely monitor the impact of collateral valuations in the real estate sector.[7] The IMF (2024) noted that high interest rates have exacerbated the post-pandemic downturn in the CRE sector. Data from AnaCredit reveals that, although median interest rates in the market have recently fallen due to the continued less restrictive monetary policy stance, they remain relatively high compared to June 2022. According to the data, the median rate on CRE loans (Figure 1a) fell from 4.6% in December 2024 to 3.6% in December 2025. For comparison, this rate was 1.7% in June 2022, and the situation is broadly similar to those for CRE-collateralised loans (Figure 1b).

Moreover, although the situation in the CRE sector has recently stabilised, NPL ratios remain relatively high by historical standards, as evidenced by the data sources available at the BCL.[8] For example, according to data from Financial Reporting (FINREP), the NPL ratio of CRE loans for aggregate banking sector, decreased from 10.4% in 2024Q4 to 8.4% one year later. For comparison, the ratio was 2.1% in 2022Q2 (see Figure 2a), and similar trends have also been observed for loans secured by CRE (see Figure 2b).

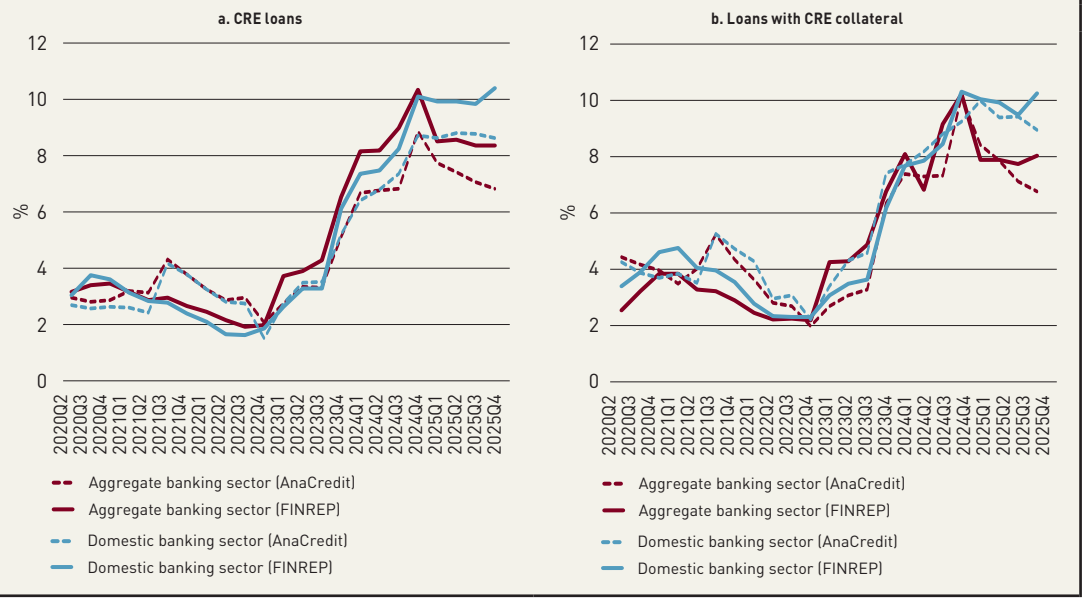
Figure 1:
Interest rates in the commercial real estate sector



Source: AnaCredit, BCL calculations. Period: 2020M04-2025M12.
Notes: The blue line shows the median annualised agreed rate on the stock of loans, while the shaded area shows the interquartile range of the stock of loans. The vertical dashed line refers to the period preceding 2022M07 when the ECB raised interest rates for the first time since 2011. Panel a covers CRE-related loans. In AnaCredit, a loan is considered CRE-related when one of the following conditions is fulfilled: (i) the loan was granted with the purpose of financing a construction, residential or commercial real estate; (ii) the loan was collateralized by income-producing CRE, offices and commercial premises or income-producing RRE. Panel b covers loans collateralized by 'income-producing CRE' or 'own use CRE'.

[6] https://eur-lex.europa.eu/eli/dir/2021/2167/oj/eng
[7] The importance of CRE lending for LU banks remains relatively limited, at least when compared to the exposures to the residential property market and to banks' total assets (for further details please refer to Chapter 1, Section 3.3).
[8] Based on the CSSF bi-annual survey, the weighted-average NPL ratio related to CRE loans granted by the ten domestic LU banks stood at 4.3% in 2023S2, 9% in 2024S2 and 8.2% in 2025S1 (latest available).

Figure 2:
Non-performing loan ratios in the commercial real estate sector



Source: AnaCredit, FINREP F18.00 and F18.02 templates at N consolidation level, BCL calculations. Period: 2020Q2-2025Q4.
Notes: The sample covers LU banks' loans to non-financial corporations irrespective of their country. Panel a depicts non-performing exposures in percentage of CRE loans. In AnaCredit, a loan is considered CRE-related when one of the following conditions is fulfilled: (i) the loan was granted with the purpose of financing a construction, residential or commercial real estate; (ii) the loan was collateralized by 'income-producing CRE', 'offices and commercial premises' or 'income-producing RRE'. Panel b depicts non-performing exposures in percentage of loans collateralized by 'income-producing CRE' or 'own use CRE'.

To assess the determinants of NPLs in the Luxembourg corporate sector, we use a detailed dataset that allows us to combine loan- and collateral-level information together with bank- and firm-level data. Our data sources are: (i) AnaCredit, which provides detailed information on individual loan instruments and associated collateral, (ii) the Centrale des Bilans, which contains corporate balance sheet and income statement information, and (iii) FINREP reporting, which offers data on banks' balance sheets and income statements.

The assessment is conducted along two dimensions. First, we conduct a descriptive analysis of zombie firms in Luxembourg's corporate landscape and of loan characteristics across different categories of firm size. We also examine the potential channels through which CRE risks may be transmitted to the broader Luxembourg economy, and the degree to which LU banks have revalued the domestic CRE collateral. Our results reveal a higher proportion of zombie firms in the construction and real estate sectors than in the wider economy, as well as differences in interest rates, residual maturity and credit concentration across firm size categories. We also found a significant proportion of CRE-collateralised loans contracted for purposes beyond the CRE market, and CRE revaluation practices that are broadly aligned with regulatory standards. Second, we carry out an empirical analysis using linear probability models with fixed effects, following the approach of Banco de España (2021), to assess the impact of CRE collateral on NPLs in cases where banks maintain lending relationships with zombie firms. The results of this analysis suggest that the likelihood of a loan becoming non-performing is affected by the pledging of CRE collateral by zombie firms and by CRE collateral pledged by zombie firms being revalued downward. This impact is particularly significant among micro-sized firms and loans exposed to refinancing risks. Finally, the findings remain largely unchanged following a series of robustness checks accounting for the pandemic, as well as alternate variables and sub-samples.

The rest of this paper is organised as follows. Section 2 provides a literature review. Section 3 presents a few statistical indicators that are relevant for analyzing the vulnerability of CRE firms. Section 4 offers an overview on the data and sample, details the empirical framework and discusses the main results along with robustness controls, and section 5 concludes.

2. LITERATURE REVIEW

The paper relates to four areas of the literature. The first one concerns studies focusing on bank lending relationships and firm size. These relationships appear to affect the probability of default for non-financial corporations (Bonfim, 2009; Modina *et al.*, 2023), the likelihood of granting loans and credit lines (Kosekova *et al.*, 2025), and the access to publicly guaranteed loans following the pandemic (Banco de España, 2021). Furthermore, it is suggested that the firm size plays a role in shaping bank-firm relationships and the terms of bank credit. Chodorow-Reich *et al.* (2022), for example, use supervisory loan-level data on US bank holding companies and find that smaller firms face higher loan spreads than larger firms, reflecting higher perceived credit risk and relatively weaker bargaining power with banks. The authors emphasise that firm size is an important in determining of the cost of credit, with smaller borrowers paying a premium for access to financing. Using AnaCredit data on a sample of euro area banks, Kosekova *et al.* (2025) reveal substantial heterogeneity across different firm sizes and countries. They emphasise the existence of different interest rates, share of credit from the main bank, residual maturity and credit concentration. Luck and Santos (2023), found that collateral is valuable for riskier borrowers, who are often smaller firms, using loan-level data from thirty-three US banks between 2012 and 2019.

The second set of literature relates to the characteristics of the zombie firms. Compared to healthy firms, zombie firms have a higher probability of default (Albuquerque and Iyer, 2023), higher level of non-performing loans and lower total factor productivity (Helmersson *et al.*, 2021). They are also prevalent in non-tradable sectors, such as the real estate sector (Albuquerque and Mao, 2024). In such sectors, firms are associated with lower productivity growth and a higher default probability in times of crisis (Müller and Verner, 2023). Jaskowski (2015) argued that zombie lending might be a deliberate strategy adopted by banks. This strategy is driven by the value of collateral. If several firms pledge the same type of collateral, liquidation of one firm could reduce the value of the collateral held by the others, which could potentially trigger a series of defaults. By temporarily propping up non-viable firms, banks can preserve collateral values, secure repayment from other borrowers and prevent fire sales. Thus, zombie lending could be a response to the common collateral exposures and is directly linked to the protection of loan portfolios. Hu and Varas (2021) argue that banks acquire private knowledge about project quality by monitoring and screening borrowers over time, enabling them to strategically extend loans to zombie firms. This behaviour preserves the borrower's reputation, facilitates future refinancing with market-based lenders and ensures repayment. This makes zombie lending a rational and self-limiting strategy rather than a speculative "gambling." The duration and extent of zombie lending are influenced by factors such as financial constraints, the cost of bank versus market financing, and the private information generated through relationship lending. Caballero *et al.* (2008) demonstrates that Japanese banks continued to lend to zombie firms during 1990s and 2000s due to political, regulatory and capital pressures. This practice, often referred to as evergreening, allowed zombie firms to remain operational and maintain unproductive employment while reducing incentives for new, productive firms to enter the market.

Building on these two areas of research, our descriptive analysis (Section 3) looks at how common zombie firms are in the Luxembourg corporate sector and how bank-firm relationships change depending on the size of the firm.

The third set of literature relates to the impact of collateral pledging on borrowers' risks. For instance, banks may demand additional collateral from riskier firms (Godlewski and Weill, 2011) to offset for *ex post* moral hazard (Cerqueiro *et al.*, 2016). In a similar vein, Luck and Santos (2023) find that collateral could be beneficial for firms at higher default risks, as it significantly reduces the potential losses for banks in the event of default. By pledging collateral, risky firms can secure more favourable loan terms, such as lower interest rates or larger credit lines. However, collateralised loans could be riskier than unsecured loans if banks have weak relationships with their borrowers (Jiménez and Saurina, 2004), while loans secured by residential real estate (RRE) are associated with higher risk premiums (Berger *et al.*, 2016). Using US bank loan data from 1998 to 2005, Berger *et al.* (2011) demonstrates that collateral is associated with borrowers who are more difficult to assess as lenders rely heavily on collateral when borrower risk is less observable. Banerjee and Bilckle (2021) reveal that increased housing prices, which make collateral more available, benefit firms facing greater financial constraints in six European countries. Koufopoulos *et al.* (2026) find that higher collateral ratios are significantly linked to a higher probability of borrower default.

The fourth set of literature focuses on the impact of changes of real estate collateral value on loan risks. Using contract-level data from 2000 to 2017, Campello *et al.* (2022) show that rising CRE values increase firms' credit capacity by strengthening their balance sheets and improving their perceived creditworthiness. In particular, firms increased their unsecured borrowings as CRE values grew, highlighting a spillover effect of collateral value on broader corporate debt. This result demonstrates that fluctuations in real estate markets can have a direct impact on corporate financing. Along these lines, Cvijanović (2014) finds that increases in CRE collateral values led to higher leverage ratios, particularly for US firms with significant real estate holdings in 1993. Tajik *et al.* (2015) show that declines in US house prices between 1999 and 2012 are associated with higher loan default rates. The declines in CRE prices reduce investments and yield negative spillovers on other sectors and asset classes (IMF, 2021), while increasing borrowers' default risk (Fioretti *et al.*, 2023). Similarly, Cerqueiro *et al.* (2026) remarked an increase in borrowers' delinquency following losses in collateral value. Moreover, rising real house prices increase the value of real estate collateral, influencing banks' lending capacity (Koetter and Poghosyan, 2010), reducing credit risks on banks' asset side due to reduced probability and expected loss from borrowers' default (Niinimäki, 2009). Daglish (2009) indicates that declines in real estate values increase the probability of mortgage default, as households are more likely to exercise their default option when the value of their collateral falls below the present value of their debt obligations, with this effect being conditional on loan type and prevailing interest rates. Gan (2007) finds that losses in collateral value due to adverse shocks reduce firms' borrowing capacity, leading to lower investment rates among Japanese manufacturing firms over 1994-1998. In a similar vein, Shpak *et al.* (2023) show that, due to the ongoing war in Ukraine, the resulting declines in real estate collateral values have increased the probability of default for the non-financial corporations.

Our empirical analysis contributes to these four strands of literature through investigating the link between the pledging of CRE collateral by zombie firms and the decline in the value of such collateral, and NPLs in Luxembourg banks' loan portfolios. We focus on CRE collateral following Berger *et al.* (2016), who highlight that the economic characteristics of collateral, particularly its liquidity, affect loan risks. Similarly, we account for the role of unproductive projects, proxied by zombie lending, building on Niinimäki (2009), who suggests that falling collateral values can amplify credit risk, especially when

banks extend credit to unproductive projects. Thus, the empirical analysis aims at testing the two hypotheses below:

- H1: The pledging of CRE collateral by zombie firms is associated with the probability that the loan becomes non-performing.
- H2: A downward revaluation of CRE collateral related to zombie firms is associated with the probability of a loan becoming non-performing.

3. DESCRIPTIVE ANALYSIS

3.1. ZOMBIE FIRMS IN THE LU CORPORATE LANDSCAPE

Consistent with the literature (Acharya *et al.*, 2019; Albuquerque and Mao, 2024; Havemeister and Horn, 2023), three zombie shares are computed at the sector ***s*** level in year ***t*** as follows:

$$\text{Unweighted zombie share}_{s,t} = \frac{\text{Number of zombie firms}_{s,t}}{\text{Total number of firms}_{s,t}}$$

$$\text{Asset weighted zombie share}_{s,t} = \frac{\text{Total assets of zombie firms}_{s,t}}{\text{Total assets of all firms}_{s,t}}$$

$$\text{Debt weighted zombie share}_{s,t} = \frac{\text{Total debt of zombie firms}_{s,t}}{\text{Total debt of all firms}_{s,t}}$$

Figure 3 depicts the evolution of the indicators by economic sector. For the construction and real estate sector, the asset-weighted zombie share in 2024 stood at 8.4%, the debt-weighted zombie share amounted to 10.8%, whereas the unweighted share equaled 10.4%.[9] As regards total economy, the same shares respectively amounted to 7.3%, 8.9% and 7.9% over the same year. The findings are aligned with the literature which suggests that zombie firms are more prevalent in non-tradable sectors, such as the real estate one (Albuquerque and Mao, 2024). These sectors are more financially vulnerable and less productive relative to tradable sectors (Müller and Verner, 2023).

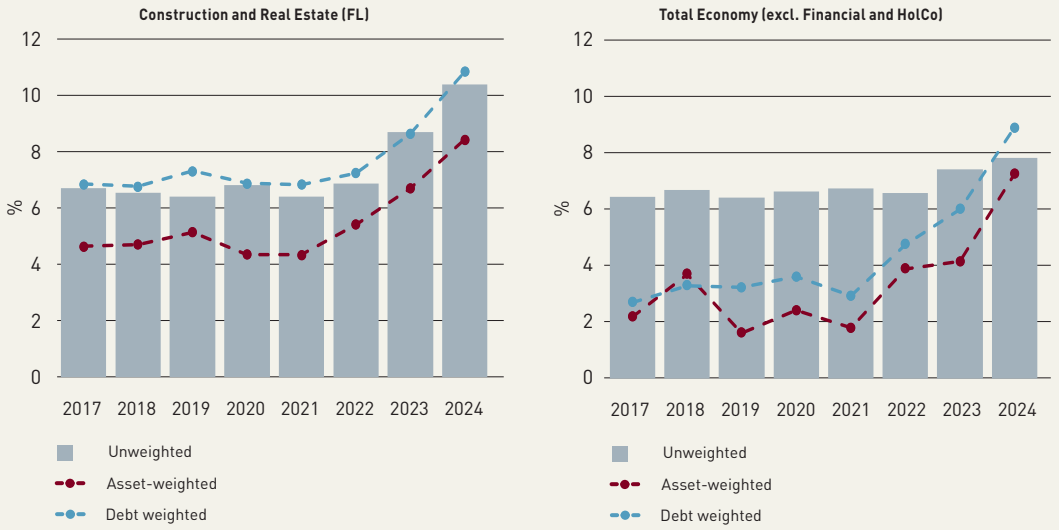
3.2. LOAN-LEVEL CHARACTERISTICS BY FIRM SIZE

We assess bank-firm lending relationships, focusing on some features of credit contracts, i.e. interest rates, residual maturity and credit concentration, by firm size.

Figure 4 plots the distribution of the annualized agreed rates (AARs) by firm size category (x-axis) in the construction and real estate sector (left panel) and across the total economy (right panel). The green bars illustrate the interquartile range (25th-75th), the red line median AAR, and the red triangle the weighted AAR average. For the construction and real estate sector, the weighted average AAR seems broadly similar across all firm size categories. For the total non-financial corporations (NFC) sector, however, the larger is the size of the borrower *f*, the lower is the weighted AAR average. The latter ranges from 3.0% for micro firms to 1.9% for large firms. Our findings are generally in line with standards in the euro area (Kosekova *et al.*, 2025) and the US (Chodorow-Reich *et al.*, 2022). Moreover, the

[9] In 2019, the asset-weighted share of all zombie firms in Luxembourg stood at 1.6%. As a matter of comparison, ORBIS data also suggests that this share was below 2% at the same year (Havemeister and Horn, 2023; Albuquerque and Iyer, 2023).

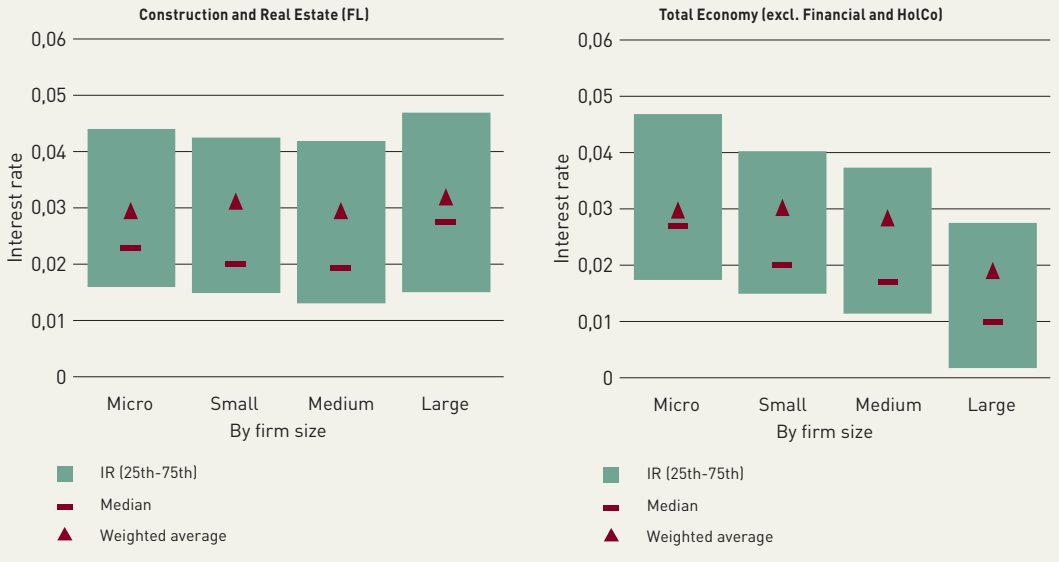
Figure 3:
Share of zombie firms in the LU corporate landscape



Source: Centrale des Bilans, BCL calculations. Period: 2017-2024.
Notes: The left panel covers domestic NFCs in the construction and real estate sectors (NACE codes F and L). The right panel covers all loans to domestic NFCs, except those active in the financial sector (NACE code K) and activities of head offices (NACE code 70.1).

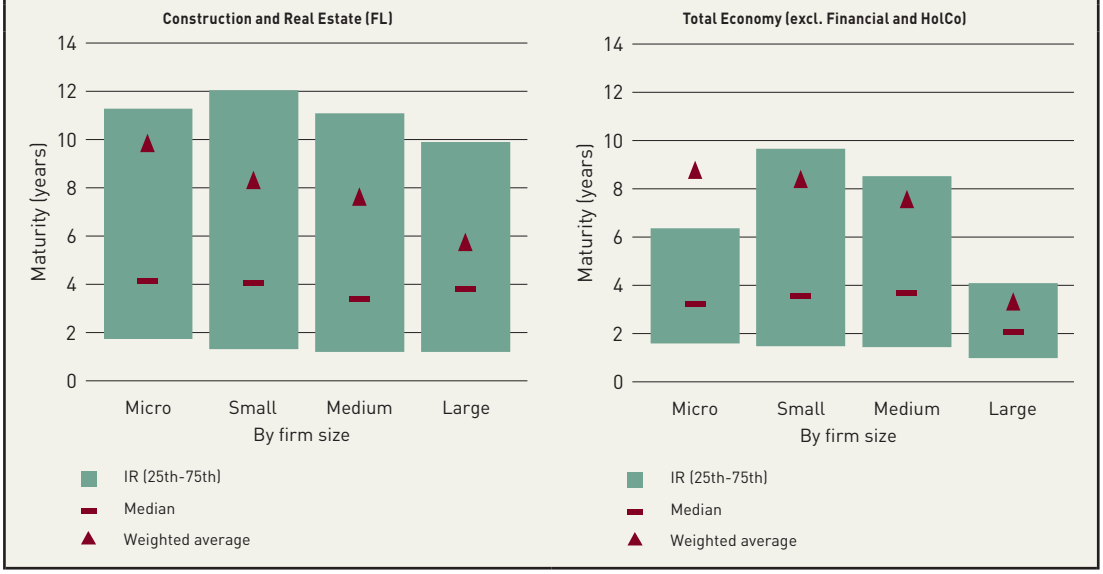
weighted AAR average for large firms in the construction and real estate sector stands at 3.2%, i.e. 1.3pp higher in comparison to large firms in the total economy.

Figure 4:
Interest rates on loans to domestic non-financial corporations by firm size



Source: AnaCredit, Centrale des Bilans, BCL calculations.
Period: 2019M01-2025M12. The sample covers all loans to domestic firms, except those active in the financial sector (NACE code K) and activities of head offices (NACE code 70.1). AAR average is weighted by the outstanding nominal amount of loans.

Figure 5:
Maturity of loans to domestic non-financial corporations by firm size



Source: AnaCredit, Centrale des Bilans, BCL calculations.
Period: 2019M01-2025M12. The sample covers all loans to domestic firms, except firms active in the financial sector (NACE code K) and activities of head offices (NACE code 70.1). Residual maturity is defined as the difference in years between the inception date and the maturity date. The average of the loan maturity is weighted by the outstanding nominal amount of loans.

Figure 5 plots the residual maturity of loans to domestic NFCs, split by firm size class (x-axis), with the green area showing the interquartile range (25th-75th), the red line the median maturity and the red triangle the weighted average. In the construction and real estate sector (left panel), on average, loans to large companies have lower residual maturities relative to other firms. Similarly, for the total economy (right panel), the weighted average maturity of loans to micro firms amounted to around eight years, compared to three years for large firms. These findings indicate that long-term projects for large firms might be substantially funded by other means than bank loans.

For assessing multiple bank-firm lending relationships, we consider the number of lenders per firm and, as an indicator of credit concentration, the Herfindahl-Hirschman index (HHI), computed as follows:

$$HHI_{ft} = \sum \left(\frac{ONA_{bift}}{ONA_{ft}} \right)^2$$

where ONA_{bift} is the outstanding nominal amount (ONA) of loan *l* to firm *f* granted by bank *b* at time *t*, and ONA_{ft} represents the total ONA of bank loans granted to firm *f* at time *t*.

Figure 6a plots the distribution of the number of banks per firm size class and shows that almost all micro firms have been granted loans through one bank, with no heterogeneity across those firms, given that the interquartile range (green area) is inapplicable. In contrast, large firms undertake on average lending relationships with three banks (red line) in both the construction and real estate sector (left panel) and the total economy (right panel).

Figure 6:
Concentration of loans to domestic firms by firm size



Source: AnaCredit, Centrale des Bilans, BCL calculations.
Period: 2019M01-2025M12. Notes: The sample covers all loans to domestic firms, except those active in the financial sector (NACE code K) and activities of head offices (NACE code 70.1).

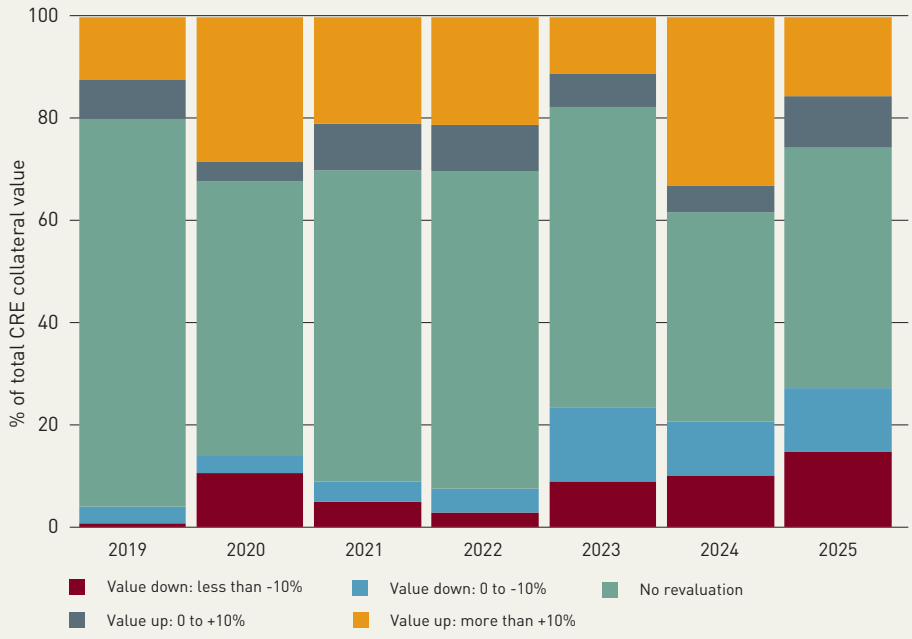
Figure 6b plots the distribution of the HHI per firm size and draws convergent results relative to Figure 6a. In other words, the higher is the number of banks per borrower (firms), the lower is the HHI and vice versa. For both construction and real estate sector (left panel) and the total economy (right panel), the average HHI stands at 0.7 for micro firms. Overall, the smaller is the size of firm *f*, the lower is the likelihood of multiple loans *l* granted by bank *b*.

3.3. CRE RISK TRANSMISSION CHANNELS

As indicated in section 2, the literature suggests that real estate collateral pledges can either increase or decrease loan risks, while asset prices might influence borrowers' access to credit through the collateral channel. In case collateral values decline, banks would not be totally incentivized to grant loans to firms relying on real estate as collateral, underscoring a limited ability of those firms to obtain financing for non-real estate purposes. Therefore, and consistent with Horan *et al.* (2023) and Degryse *et al.* (2025), we exploit AnaCredit data to assess CRE collateral revaluations and to examine the breakdown of NFC exposures by loan purpose and economic sector.

Figure 7 depicts the stock of domestic CRE collateral by revaluation category. In December 2025, the aggregate value of the LU-domiciled CRE collateral amounted to EUR 30 billion or 33% of nominal GDP approximately. Over the same period, 27% of the stock of CRE collateral was revalued downward, 26% upward, whereas the remaining portion (47%) remained unchanged in comparison to December 2024. These findings are broadly aligned with regulatory standards. Pursuant to Article 208 CRR, credit institutions are required to monitor the commercial immovable property value at a minimum once every one year as well as the residential immovable property type at a minimum once every three years. At Luxembourg level, these requirements have been highlighted in the CSSF Circular 22/824.[10]

Figure 7:
Stock of domestic CRE collateral by revaluation category



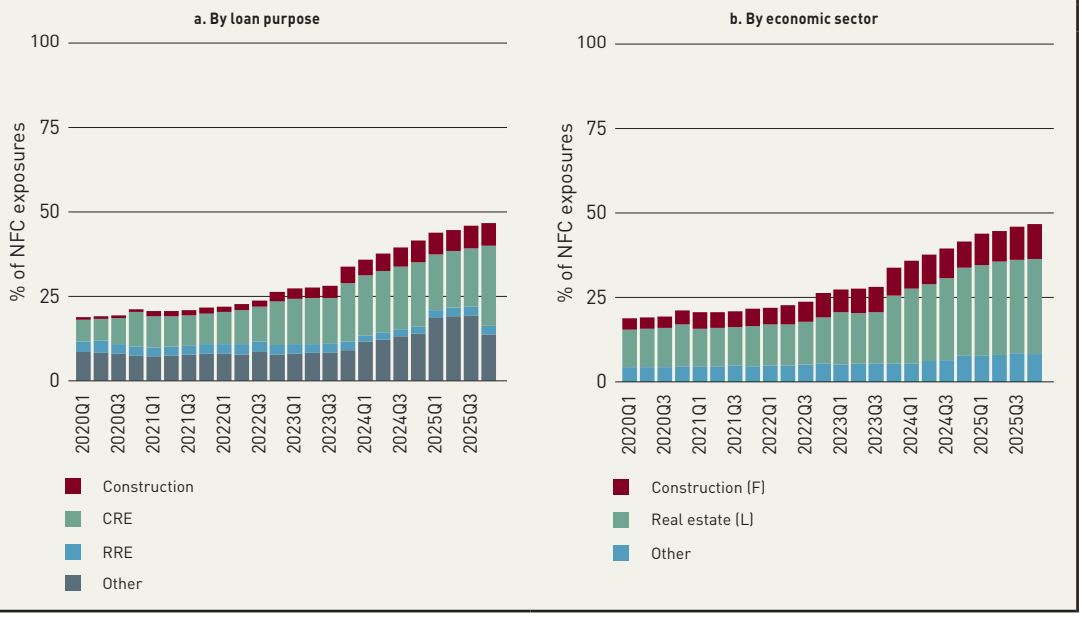
Source: AnaCredit, BCL calculations. The sample covers the stock of CRE collateral located in Luxembourg, irrespective of the economic sector of debtors. Bars depict the domestic CRE collateral value per revaluation category scaled by the total value of domestic CRE collateral. A collateral is defined as CRE when reported as 'income-producing CRE' or 'offices and commercial premises'. Revaluations are calculated as the change in collateral value from the end of year t-1 to the end of year t, and classified into categories based on revaluations' size.

Figure 8a depicts the CRE-collateralized loans by purpose. In 2025Q4, domestic NFCs had contracted EUR 6.5 billion of loans collateralized by CRE, representing 47% of total NFC exposures and 7% of nominal GDP. In particular, 24% of the NFC loans were collateralized by CRE and contracted for CRE purpose simultaneously. This share decreases to 7% for construction investment purpose, to 2% for RRE purpose and to 14% for other purposes. This latter segment of lending may still be directly affected by CRE price fluctuations via the collateral channel, even when the loans are intended for purposes outside the CRE sector.

Figure 8b depicts the CRE-collateralized loans by economic sectors. In 2025Q4, the vast majority of CRE-collateralized loans, accounting for 38% of total NFC exposures, were granted to

[10] CSSF Circular 22/824 on the application of the Guidelines of the European Banking Authority on Loan Origination and Monitoring (EBA/GL/2020/06), available here: https://www.cssf.lu/wp-content/uploads/cssf22_824eng.pdf

Figure 8:
CRE-collateralized loans to domestic non-financial corporations



Source: AnaCredit, Centrale des Bilans, BCL calculations.
Period: 2020Q1-2025Q4. Notes: The sample covers CRE-collateralized loans to domestic firms, except firms active in the financial sector (NACE code K) and activities of head offices (NACE code 70.1). A collateral is defined as CRE when consisting of 'income-producing CRE' or 'offices and commercial premises'.

domestic firms operating in the real estate and construction sectors. This lending concentration implies that the scope for transmission of CRE shocks to other sectors is relatively limited.

4. EMPIRICAL ANALYSIS

4.1. DATA

AnaCredit contains loan-and borrower-level information on credit exposures in the euro area, collected monthly. The data covers loans to corporations with outstanding amount above EUR 25 thousand, focusing on information about individual loan instruments and collateral. The granularity of AnaCredit allows credit risks to be assessed along three dimensions. First, within the loan-level dataset, we can identify the borrower and collateral item associated with a loan granted by a specific bank. In this context, we create a loan ID combining the contract and loan instrument identifiers of a given bank and borrower. Second, within collateral level dataset, we can identify all collateral items pledged against a loan granted by a specific bank. In this context, we create an ID for each loan-collateral to ensure all collateral items pledged against a given loan are considered. Third, using the loan ID, we merge the datasets at loan and collateral levels. This ensures that the analysis covers any loan granted by a specific bank and secured by numerous collateral items, as well as any collateral item associated with several banks.

STATEC's Centrale des Bilans contains annual balance sheet and income statement information on LU firms, including details of their assets, liabilities and equity. We use this data to compute key financial ratios, such as leverage, liquidity, profitability and debt servicing capacity. Accordingly, we can also identify zombie firms over time.

Financial reporting data provides information on banks' balance sheets and income statements, including capital, total assets, profitability and liquidity. By incorporating this data into our analysis, we can control for heterogeneity in banks' lending behaviour and risk-taking, accounting for the specific factors that might influence their NPLs.

The financial reporting data is combined with AnaCredit, based on banks' legal identification codes. Subsequently, the Centrale des Bilans data is incorporated into the final dataset based on the year-end period and the firms' legal identification codes.

We exclude loans with missing data on outstanding nominal amounts, firms engaged in financial and insurance activities or the activities of head offices and holding companies, as well as firms with missing data on total assets. Insolvent companies often undergo complicated debt restructuring and transfer process, involving multiple banking relationships (Kosekova *et al.*, 2025) and costly monitoring efforts by banks (Gormley *et al.*, 2018). Therefore, those firms are also excluded from the analysis.

Furthermore, in line with Storz *et al.* (2017), Andrews and Petroulakis (2019), Falagiarda *et al.* (2021), Havemeister and Horn (2023), a specific firm is defined as zombie if the following conditions are met for at least two consecutive years:

- Return-on-assets (ROA) < 0;
- Net investment < 0; and
- Debt servicing capacity (DSC) < 5%.

Where ROA is the return-on-assets; net investment is the change in total fixed assets; and DSC is the ratio of earnings before Interest and Taxes (EBIT)-to-financial debt.

For identifying firm size, we account for total assets, similar to the Commission's definition, Kosekova *et al.* (2025) and Havemeister and Horn (2023). Micro firms have total assets below EUR 2 million, small firms between EUR 2 million and EUR 10 million, medium-sized firms between EUR 10 million and EUR 43 million, and large firms equal to or greater than EUR 43 million.

From 2019 to 2025, the final sample covers 46 banks that granted 32,624 loans to 6,108 micro firms, 2,611 small firms, 857 medium-sized firms and 214 large firms. We also identified 1,394 zombie firms and 63,855 collateral items, including 10,487 CRE collateral ones. Of these, 3,952 CRE collateral items were subject to a revaluation, with 2,071 were being revaluated downward.

4.2. METHODOLOGY AND MODEL SPECIFICATIONS

As discussed in section 2, we assess the effect of the pledging of CRE collateral by zombie firms on NPLs. To this end we adopt a probit specification described in equation (1).

$$NPL_{l,b,f,t} = \beta_1 CRE_Collateral_{l,b,f,t} + \beta_2 Zombie_{f,t} + \beta_3 Zombie_{f,t} \times CRE_Collateral_{l,b,f,t} + \beta_4 Loan_{l,b,f,t} + \beta_5 Firm_{f,t} + \beta_6 Bank_{b,t} + Bank_FE_b + Time_FE_t + Sector_FE_s \quad (1)$$

Then, we assess the effect of negative CRE collateral revaluations related to zombie firms on non-performing loans (NPLs) by estimating specification (2) below:

$$NPL_{l,b,f,t} = \beta_1 CRE_Collateral_Rev_{l,b,f,t} + \beta_2 Neg_CRE_Collateral_Rev_{l,b,f,t} + \beta_3 Zombie_{f,t} + \beta_4 Zombie_{f,t} \times Neg_CRE_Collateral_Rev_{l,b,f,t} + \beta_5 Loan_{l,b,f,t} + \beta_6 Firm_{f,t} + \beta_7 Bank_{b,t} + Bank_FE_b + Time_FE_t + Sector_FE_s \quad (2)$$

The variables in the two specifications are presented as follows:

- $NPL_{l,bf,t}$ is equal to one if the bank classifies by bank *b* to firm *f* at time *t* the loan as being in default and 0 if it is not.
- $CRE_Collateral_{l,b,f,t}$ is equal to one if the collateral pledged by firm f on loan l by bank b at time t is reported as 'own-use CRE' or 'income-producing CRE' and zero otherwise.
- $Zombie_{f,t} \times CRE_Collateral_{l,b,f,t}$ is the variable of interest in specification (1), measuring the impact of zombie firms pledging CRE collateral on NPL. If the coefficient β_3 is statistically significant and positive, then the pledging of CRE collateral by zombie firms is associated with a higher probability of the loan becoming non-performing.
- $CRE_Collateral_Rev_{l,b,f,t}$, as in Horan *et al.*, 2023, is a dummy variable that equals one if the CRE collateral value related to loan l by bank b to firm f is different at time t compared to time t-1 and zero otherwise. (Horan *et al.*, 2023). The selection of this variable is based on the fact that CRE collateral revaluation is a standard part of the bank lending process, occurring at least once every one or three years, in line with Article 208 of the CRR and CSSF Circular 22/824.
- $Neg_CRE_Collateral_Rev_{l,b,f,t}$ equals one if $CRE_Collateral_Rev_{l,b,f,t}$ is negative and zero otherwise.
- $Zombie_{f,t}$ equals one if a firm *f* at time *t* is considered as a zombie firm.
- $Zombie_{f,t} \times Neg_CRE_Collateral_Rev_{l,b,f,t}$ is the variable of interest in specification (2). Horan *et al.* (2023) emphasize that the sign of the revaluation reflects the 'collateral value', while Niinimäki (2009) argues that bank failure would be inevitable in case of ultimate declines in the value of the collateral pledged for risky or unproductive projects. Banks could engage in such projects as a way to *gamble* on future upward revaluations in the collateral value and realize profits. If the coefficient β_4 is statistically significant and positive, the probability of a loan becoming non-performing as a result of an increase in interaction between the zombie and the downward CRE collateral should be higher.
- $Loan_{l,b,f,t}$ is a vector of loan characteristics, including bank-firm closeness, fixed interest rate dummy and new CRE collateral dummy. In line with Banco de España (2021), the closeness of the firm-bank relationship is measured as bank's share of a firm's overall bank borrowing. In line with Brick and Palia (2007), the fixed interest rate dummy equals one if the loan is subject to a fixed interest rate and zero otherwise. The choice of this variable allows assessing if an extensive use of fixed-rate loans entails higher risks. Finally, consistent with Horan *et al.* (2023), we include the new CRE collateral dummy that equals one if a new CRE collateral is pledged on a loan *l* and zero otherwise. This controls for the possibility that, following a downward CRE collateral revaluation, borrowers could be required by banks to pledge an additional collateral.
- $Firm_{f,t}$ controls for firm-level characteristics, namely firm tangibility, i.e. ratio of fixed assets-to-total assets, firm profitability measured by return-on-assets, and firm size calculated as the logarithm of total assets.

- $\text{Bank}_{b,t}$ controls for bank-level characteristics, namely total capital ratio, the return-on-assets, liquidity coverage ratio, and size measured as the logarithm of total assets.
- Time_FE_t, Bank_FE_b, Sector_FE_s are fixed effects capturing unobserved factors at time-, bank- and sector- levels, respectively. Time- fixed effects control for shocks or trends in a given period, including macroeconomic conditions and regulatory changes. Bank- fixed effects account for unobserved, time-invariant characteristics of each bank, such as size, business model, or risk, ensuring that the estimated effects reflect within-bank changes over time. Sector- fixed effects capture differences across industries, such as regulatory exposure or typical risk profiles, focusing on variation within economic sectors rather than differences arising from inherent differences across sectors. Taken together, the fixed effects allow to measure the causal impact of the explanatory variables by removing confounding variations across banks, sectors, and time.

On average, 17% of loans are collateralized by CRE, 3.5% of loans are non-performing, 5.5% of loans are associated with zombie firms, 3.4% of loans are subject to a CRE collateral revaluation, while 43% of loans are granted with a fixed interest rate. Furthermore, the average bank-firm closeness is estimated at around 89%, highlighting that most of the individual domestic firms have contracted loans through one bank, in line with findings of the descriptive analysis in Section 3 above.

4.3. RESULTS

4.3.1. Real Estate Collateral – Loan Risks

Table 1 shows the regression results for specification (1). Column (1) shows that zombie firms have a positive and statistically significant effect on the probability of a loan being non-performing, with a coefficient of 0.084. In contrast, the CRE collateral coefficient is not statistically significant. The interaction term between the zombie firms and the CRE collateral is positive and statistically significant, indicating that the probability of a loan becoming non-performing is higher when zombie firms increase their pledge of CRE collateral. With regard to firm-specific control variables (tangibility, ROA), the results suggest that they effectively impact the probability of a loan becoming non-performing, as they are statistically significant with the correct parameter sign.

Column (2) presents the estimation results based on a sample of commercial real estate (CRE) loans only. These results are broadly similar to those for the non-financial corporations (NFC) sample in column (1). Column (3) accounts for the purpose of the CRE loan with three additional variables: 'CRE Purpose' is equal to one when the loan is intended for purchasing CRE and zero otherwise; 'Construction Purpose' is equal to one when the loan is intended for investing in the construction sector and zero otherwise; and 'RRE Purpose' is equal to one when the loan is intended for purchasing RRE properties and zero otherwise. These variables' individual coefficients are negative and statistically significant, implying that loans targeting the construction and real estate sectors contribute to reducing the probability of a loan becoming non-performing. Column (4) shows the results when control variables are excluded and firm-fixed characteristics are included. These results are broadly similar to those of Havemeister and Horn (2023). Column (5) shows the results covering CRE loans only. Overall, CRE-collateralised loans to zombie firms tend to be riskier, although the interaction parameter is only statistically significant at the 10% level.

Table 1:

Effect of CRE collateral and zombie firms on NPL

	DEPENDENT VARIABLE: NPL				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	NFC LOANS	CRE LOANS	CRE LOANS	NFC LOANS	CRE LOANS
Zombie	0.084*** (0.023)	0.071*** (0.020)	0.070*** (0.020)	0.030 (0.018)	0.032 (0.020)
CRE collateral	0.011 (0.009)	0.008 (0.012)	0.003 (0.012)	0.002 (0.003)	0.000 (0.004)
Firm tangibility	0.025** (0.010)	0.026* (0.013)	0.031** (0.013)		
Firm ROA	-0.009** (0.004)	-0.008*** (0.003)	-0.008*** (0.003)		
Firm size	-0.001 (0.003)	0.004 (0.004)	0.004 (0.004)		
Fixed interest rate	-0.025*** (0.006)	-0.024*** (0.006)	-0.024*** (0.007)		
New CRE collateral	-0.003 (0.003)	-0.014*** (0.004)	-0.013*** (0.004)		
Bank-firm closeness	-0.009 (0.012)	0.010 (0.018)	0.011 (0.018)		
Bank size	0.053 (0.035)	0.094** (0.040)	0.084* (0.045)		
Bank total capital	-0.073 (0.106)	-0.276 (0.205)	-0.404 (0.237)		
Bank ROA	-1.216 (0.833)	-1.118 (1.324)	-1.276 (1.543)		
Bank LCR	0.000 (0.008)	-0.017 (0.016)	-0.013 (0.018)		
Zombie x CRE collateral	0.047*** (0.017)	0.060*** (0.019)	0.060*** (0.020)	0.012*** (0.004)	0.015* (0.008)
CRE purpose			-0.020*** (0.006)		
RRE purpose			-0.027*** (0.006)		
Construction purpose			-0.038*** (0.011)		
Adjusted R^2	0.052	0.051	0.053	0.621	0.614
Observations	178236	82417	82417	185137	87205
Sector-fixed effects	✓	✓	✓	✓	✓
Bank-fixed effects	✓	✓	✓	✓	✓
Time-fixed effects	✓	✓	✓	✓	✓
Firm-fixed effects				✓	✓

This table shows the results of equation (1). Columns 1 and 4 include all NFC loans. Columns 2, 3 and 5 include CRE loans only. Standards errors are clustered at the firm- and bank- level and reported in parentheses. *, ** and *** indicate significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively.

Table 2 shows the results of specification (1), focusing on firm size and risk category. The first aim is to investigate whether the combined impact of 'zombie' firms and commercial real estate collateral on non-performing loans differs for micro-sized firms (column 1), small firms (column 2), medium-sized firms (column 3) and large firms (column 4). The second aim is to investigate whether the effect of 'zombie' and CRE-collateralised lending on NPLs diverges between loans with refinancing risks (column 5) and loans without refinancing risks (column 6). Our regression results show that the coefficient of the interaction term between CRE collateral and 'zombie' firms is positive and statistically

significant only for micro-sized firms (column 1). For loans exposed to refinancing risks (column 5), the interaction term coefficient between CRE collateral and zombie firm variables is positive and statistically significant, indicating that non-performing loans (NPLs) could be significantly impacted by zombie firms pledging CRE collateral on loans with refinancing risks. For the other loans (column 6), the interaction term coefficient is smaller and not statistically significant.

Table 2:

Effect of CRE collateral pledged by zombie firms on NPL by firm size and refinancing risk category

	DEPENDENT VARIABLE: NPL					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	MICRO NFCS	SMALL NFCS	MEDIUM NFCS	LARGE NFCS	REFINANCING RISK	NO REFINANCING RISK
Zombie	0.059*** (0.017)	0.047** (0.021)	0.285** (0.108)	0.387** (0.177)	0.077** (0.032)	0.086*** (0.019)
CRE collateral	0.020 (0.017)	0.005 (0.010)	-0.004 (0.004)	0.018 (0.029)	0.012 (0.014)	0.006 (0.005)
Firm tangibility	0.005** (0.002)	0.060*** (0.019)	0.001 (0.015)	0.046 (0.039)	0.029*** (0.008)	0.016 (0.019)
Firm ROA	-0.009** (0.004)	-0.192*** (0.065)	-0.070 (0.051)	-0.204** (0.080)	-0.044*** (0.008)	-0.006*** (0.001)
Firm size	0.010** (0.004)	-0.022 (0.017)	-0.013 (0.008)	-0.015 (0.015)	0.002 (0.003)	-0.003 (0.004)
Fixed interest rate	-0.022*** (0.004)	-0.038*** (0.008)	-0.012** (0.005)	0.021** (0.009)	-0.016*** (0.005)	-0.022* (0.012)
New CRE collateral	0.008 (0.009)	-0.012 (0.014)	-0.001 (0.010)	0.014 (0.022)	0.006 (0.004)	-0.009 (0.006)
Bank-firm closeness	0.021*** (0.004)	-0.004 (0.009)	-0.043* (0.023)	0.007 (0.043)	-0.001 (0.014)	-0.017 (0.011)
Bank size	0.070*** (0.020)	0.033 (0.040)	0.061 (0.043)	0.076 (0.110)	0.056 (0.053)	0.048* (0.026)
Bank total capital	-0.087 (0.216)	-0.095 (0.077)	0.030 (0.289)	-0.421 (0.417)	-0.040 (0.164)	-0.129 (0.144)
Bank ROA	-1.224 (1.007)	-1.985 (1.390)	1.555 (1.619)	-0.184 (2.034)	-0.594 (0.882)	-1.609 (1.073)
Bank LCR	-0.021 (0.015)	-0.001 (0.018)	0.015 (0.015)	-0.008 (0.011)	0.006 (0.008)	-0.009 (0.011)
Zombie x CRE collateral	0.033** (0.013)	0.044 (0.033)	-0.068 (0.073)	-0.072 (0.087)	0.072** (0.027)	0.020 (0.015)
Adjusted R^2	0.076	0.122	0.171	0.229	0.067	0.044
Observations	68450	63631	33889	12266	93787	84449
Sector-fixed effects	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Bank-fixed effects	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Time-fixed effects	✓	✓	✓	✓	✓	✓

The table shows the results of specification (1) by firm size and refinancing risk category. The sample covers NFC loans to micro firms (Column 1), small firms (Column 2), medium firms (Column 3), large firms (Column 4), NFC loans with residual maturity or next interest rate reset date equal to or earlier than 2 years (Column 5), NFC loans with residual maturity date or next interest rate reset date later than 2 years (Column 6). Standard errors are clustered at the firm- level and reported in parentheses. *, ** and *** indicate significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively.

4.3.2. CRE Collateral Revaluation – Loan Risks

Table 3 shows the results of specification (2), estimated using fixed effects. Column (1) covers the entire NFC loan sample and, in line with earlier findings, shows that zombie firms have a positive and statistically significant effect on the probability of a loan becoming non-performing. The interaction term between the 'zombie' variable and the 'downward CRE collateral revaluation' variable is also positive and statistically significant, with a coefficient of 0.107. This indicates that the probability of a loan becoming non-performing is impacted by the downward revaluation of CRE collateral on loans to zombie firms. With respect to the control variables, the results indicate that a lower probability of a loan becoming a non-performing loan (NPL) is associated with higher firm ROA values and fixed interest rates. Similar results are shown in columns (2) and (3), which cover CRE loans only and account for the purpose of CRE loans through three dummy variables, respectively. Columns (4) and (5) include firm fixed effects and exclude control variables. The interaction term between 'zombie' status and CRE-collateralised loans remains positive and statistically significant, albeit smaller in magnitude than in Column 1. Overall, the results continue to suggest that loans to zombie firms with CRE collateral are more likely to become non-performing. This is consistent with evidence from the euro area showing that zombie firms exhibit higher default risk (Helmersson *et al.*, 2021).

Table 4 shows the results of specification (2) by firm size and refinancing risk category. Similar to specification (1), the results show that downward revaluations of the CRE collateral pledged by zombie firms are positively and significantly associated with NPL among micro- sized firms (Column 1) and loans exposed to refinancing risks (Column 5).

Table 3:

Effect of negative CRE collateral revaluations related to zombie firms on NPL

	DEPENDENT VARIABLE: NPL				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	NFC LOANS	CRE LOANS	CRE LOANS	NFC LOANS	CRE LOANS
Zombie	0.090*** (0.024)	0.084*** (0.024)	0.084*** (0.024)	0.031 (0.019)	0.035 (0.021)
Firm tangibility	0.026** (0.010)	0.026* (0.013)	0.031** (0.014)		
Firm ROA	-0.009** (0.004)	-0.008*** (0.003)	-0.008*** (0.003)		
Firm size	-0.001 (0.003)	0.004 (0.004)	0.004 (0.004)		
Fixed interest rate	-0.025*** (0.006)	-0.024*** (0.006)	-0.024*** (0.007)		
New CRE collateral	-0.002 (0.005)	-0.014** (0.005)	-0.014*** (0.004)		
Bank-firm closeness	-0.009 (0.012)	0.010 (0.018)	0.011 (0.019)		
Bank size	0.052 (0.033)	0.094** (0.039)	0.084* (0.045)		
Bank total capital	-0.068 (0.101)	-0.260 (0.192)	-0.397* (0.225)		
Bank ROA	-1.088 (0.784)	-0.967 (1.323)	-1.187 (1.573)		
Bank LCR	0.000 (0.008)	-0.016 (0.016)	-0.012 (0.018)		
CRE revaluation	0.043* (0.024)	0.039 (0.025)	0.035 (0.024)	0.014 (0.009)	0.010 (0.009)
Negative CRE revaluation	-0.011 (0.019)	-0.010 (0.016)	-0.010 (0.016)	-0.005 (0.013)	-0.005 (0.012)
Zombie x Negative CRE revaluation	0.107*** (0.028)	0.112*** (0.033)	0.111*** (0.033)	0.041** (0.017)	0.030* (0.016)
CRE purpose			-0.020*** (0.006)		
RRE purpose			-0.026*** (0.008)		
Construction purpose			-0.038*** (0.012)		
Adjusted R^2	0.053	0.052	0.054	0.621	0.614
Observations	178236	82417	82417	185137	87205
Sector-fixed effects	✓	✓	✓	✓	✓
Bank-fixed effects	✓	✓	✓	✓	✓
Time-fixed effects	✓	✓	✓	✓	✓
Firm-fixed effects				✓	✓

This table shows the results of equation (1). Columns 1 and 4 include all NFC loans. Columns 2, 3 and 5 include CRE loans only. Standards errors are clustered at the firm- and bank- level and reported in parentheses. *, ** and *** indicate significance at the 10%, 5% and 1% levels, respectively.

Table 4:

Effect of negative CRE collateral revaluations related to zombie firms on NPL by firm size and refinancing risk category

	DEPENDENT VARIABLE: NPL					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	MICRO NFCS	SMALL NFCS	MEDIUM NFCS	LARGE NFCS	REFINANCING RISK	NO REFINANCING RISK
Zombie	0.061*** (0.015)	0.054** (0.024)	0.272*** (0.097)	0.381* (0.187)	0.087** (0.035)	0.088*** (0.020)
Firm tangibility	0.007** (0.003)	0.059*** (0.019)	0.000 (0.015)	0.048 (0.042)	0.030*** (0.008)	0.017 (0.018)
Firm ROA	-0.009** (0.004)	-0.192*** (0.064)	-0.070 (0.051)	-0.205** (0.081)	-0.043*** (0.008)	-0.006*** (0.001)
Firm size	0.010** (0.004)	-0.022 (0.017)	-0.012 (0.009)	-0.016 (0.016)	0.002 (0.002)	-0.003 (0.004)
Fixed interest rate	-0.021*** (0.004)	-0.037*** (0.008)	-0.011** (0.005)	0.019** (0.009)	-0.016*** (0.005)	-0.021* (0.012)
New CRE collateral	0.006 (0.014)	-0.013 (0.016)	-0.004 (0.010)	0.016 (0.023)	0.009 (0.008)	-0.009 (0.005)
Bank-firm closeness	0.022*** (0.004)	-0.005 (0.009)	-0.044* (0.023)	0.009 (0.044)	-0.001 (0.014)	-0.016 (0.011)
Bank size	0.071*** (0.018)	0.033 (0.039)	0.060 (0.044)	0.080 (0.101)	0.058 (0.050)	0.047* (0.026)
Bank total capital	-0.069 (0.208)	-0.083 (0.065)	0.031 (0.286)	-0.425 (0.406)	-0.032 (0.161)	-0.128 (0.138)
Bank ROA	-0.987 (0.944)	-1.888 (1.423)	1.413 (1.559)	0.064 (1.712)	-0.420 (0.891)	-1.546 (1.038)
Bank LCR	-0.022 (0.016)	-0.001 (0.017)	0.015 (0.015)	-0.009 (0.010)	0.006 (0.008)	-0.009 (0.011)
CRE revaluation	0.070* (0.039)	0.046* (0.022)	0.005 (0.008)	-0.023** (0.009)	0.051* (0.027)	0.017* (0.009)
Negative CRE revaluation	0.004 (0.023)	-0.021 (0.014)	-0.001 (0.009)	0.052* (0.026)	-0.019 (0.026)	-0.001 (0.006)
Zombie x Negative CRE revaluation	0.176*** (0.056)	0.091 (0.105)	-0.140** (0.057)	-0.239*** (0.050)	0.141*** (0.006)	0.042 (0.075)
Adjusted R^2	0.079	0.123	0.170	0.230	0.068	0.044
Observations	68450	63631	33889	12266	93787	84449
Sector-fixed effects	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Bank-fixed effects	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Time-fixed effects	✓	✓	✓	✓	✓	✓

The table shows the results under specification (2) by firm size and refinancing risk category. The sample covers NFC loans to micro firms (Column 1), small firms (Column 2), medium firms (Column 3), large firms (Column 4), NFC loans with residual maturity or next interest rate reset date equal to or earlier than 2 years (Column 5), NFC loans with residual maturity date or next interest rate reset date later than 2 years (Column 6). Standard errors are clustered at the firm- level and reported in parentheses. *, ** and *** indicate levels of significance at the 10%, 5% and 1%, respectively

4.4. ROBUSTNESS CHECKS

The robustness checks of the first specification were elaborated along six dimensions. First, to avoid bias from the COVID-19 pandemic, we exclude the pandemic period (2020–2021), following the approach of Havemeister and Horn (2023) and Koufopoulos *et al.* (2026). Second, an alternative zombie definition is considered in line with Storz *et al.* (2017), Havemeister and Horn (2023). Accordingly, zombie firms are defined as firms with leverage ratios exceeding 85%, i.e. the level beyond which investment could be hampered by debt overhang in the euro area (Gebauer *et al.*, 2018). Third, we consider an alternative dependent variable, namely a dummy equal to one if the loan is reported in AnaCredit as a stage 2 loan, and zero otherwise. This specification provides a more forward-looking measure of credit losses and captures loan risk through a staging approach (Behn and Couaillier, 2023). Fourth, we include firm-fixed effects to control for unobserved, time-invariant firm-specific characteristics, such as size, management quality, or risk culture. This approach has been employed in empirical studies on zombie firms (Havemeister and Horn, 2023) and collateral effects (Horan *et al.*, 2023; Barbiero *et al.*, 2023). Fifth, following Horan *et al.* (2023), we address potential endogeneity concerns by concentrating on (i) loans granted for purposes other than residential real estate purchase, CRE purchase, or construction investment, and (ii) loans extended to sectors outside construction and real estate. Sixth, alternative variables are used to verify that the main results are not sensitive to the choice of controls. At the firm level, firm liquidity replaces ROA. At the bank level, the Common Equity Tier 1 (CET1) capital ratio is considered instead of the total capital ratio, and the net stable funding ratio substitutes for the liquidity coverage ratio.

Along these six dimensions, the results remain broadly unchanged, which confirms that the observed relationships between pledged collateral, zombie firms, and NPLs are robust.

Robustness checks were also performed on second specification, which investigated the impact of negative CRE collateral revaluations associated with zombie firms on the probability of a loan becoming non-performing. In line with Niinimäki (2009), who highlighted the role of unproductive projects and subsequent declines in CRE collateral, our results remain broadly unchanged when alternative firm- and bank-level controls are employed.

5. CONCLUSION

The NPLs related to CRE-collateralised loans in Luxembourg remain at relatively high levels. Zombie firms, i.e. firms that are effectively non-viable but continue to operate, constitute a significant proportion of borrowers in the construction and real estate sectors. However, the relationship between these firms, CRE collateral, and NPLs has not been yet explored in Luxembourg.

To address this, we applied a fixed effects probit model to Luxembourg data. We analyzed how the CRE collateral, its valuation, and the lending to zombie firms jointly affect the probability of a loan becoming non-performing. The empirical results show that CRE collateral pledged by zombie firms significantly increases the probability of a loan becoming non-performing, particularly for micro firms and for loans exposed to refinancing risks. Similarly, negative revaluations of CRE collateral associated with zombie borrowers are also linked to higher probabilities, highlighting how declines in asset prices can affect bank resilience.

Our findings suggest that both the quality of the lending project as well as the type and valuation of the pledged collateral are both key determinants of credit risks. Banks' exposure to zombie firms, particularly micro-sized firms, could amplify vulnerabilities in the loan portfolio, especially under adverse market conditions or refinancing pressures. These results emphasise the importance of carefully monitoring collateral values and firm viability, as well as considering firm size, when assessing financial stability risks in the CRE market.

REFERENCES

Albuquerque, B. and Mao, C. (2024). The zombie-lending channel of monetary policy. Working Paper 2023/192, International Monetary Fund.

Albuquerque, B. and Iyer, R. (2023). The rise of the walking dead: Zombie firms around the world. Working Paper 2023/125, International Monetary Fund.

Albuquerque, B. (2024). Corporate debt booms, financial constraints, and the investment nexus. *Journal of Applied Econometrics*, 39(5):766-789.

Andrews, D. and Petroulakis, F. (2019). Breaking the shackles: Zombie firms, weak banks and depressed restructuring in Europe. Working Paper 2240, European Central Bank.

Banco de España. (2021). Box 2.1. Impact of the public guarantee scheme on lending relationships between firms and banks. *Financial Stability Report*, Autumn 2021.

Banerjee, R. and Blickle, K. (2021). Financial frictions, real estate collateral and small firm activity in Europe, *European Economic Review*, 138, 103823.

Barbiero, F. Schepens, G., and Sigaux, J.-D. (2024). Liquidation value and loan pricing. *The Journal of Finance*, 79(1).

Behn, M. and Couaillier, C. (2023). IFRS 9, accounting discretion and provisioning behaviour around credit events. *Financial Stability Review*, May 2023.

Berger, A.N., Espinosa-Vega, M.A., Frame, W.S. and Miller, N.H. (2011). Why do borrowers pledge collateral? New empirical evidence on the role of asymmetric information. *Journal of Financial Intermediation*, 20(1):55-70.

Berger, A.N., Frame, W.S. and Ioannidou, V. (2011). Tests of *ex ante* versus *ex post* theories of collateral using public and private information. *Journal of Financial Economics*, 100(1):85-97.

Berger, A.N., Frame, W.S. and Ioannidou, V. (2016). Reexamining the empirical relation between loan risk and collateral: The roles of collateral liquidity and types. *Journal of Financial Intermediation*, 26:28-46.

Bonfim, D. (2009). Credit risk drivers: Evaluating the contribution of firm level information and of macroeconomic dynamics. *Journal of Banking and Finance*, 33(2):281-299.

Boot, A.W.A., Thakor, A.V. and Udell, G.F. (1991). Secured lending and default risk: Equilibrium analysis, policy implications and empirical results. *Economic Journal*, 101(406):458–472.

Brick, I.E. and Palia, D. (2007). Evidence of jointness in the terms of relationship lending. *Journal of Financial Intermediation*, 16(3):452-476.

Caballero, R. J., Hoshi, T. and Kashyap, A.K. (2008). Zombie lending and depressed restructuring in Japan. *American Economic Review*, 98(5):1943-77.

Campello, M., Connolly, R.A., Kankanhalli, G. and Steiner, E. (2022). Do real estate values boost corporate borrowing? Evidence from contract-level data. *Journal of Financial Economics*, 144(2):611-644.

Chaney, T., Sraer, D. and Thesmar, D. (2012). The Collateral Channel: How Real Estate Shocks Affect Corporate Investment. *American Economic Review*, 102(6):2381-2409.

Chodorow-Reich, G., Darmouni, O., Luck, S. and Plosser, M. (2022). Bank liquidity provision across the firm size distribution. *Journal of Financial Economics*, 144(3):908-932.

Cerqueiro, G., Ongena, S. and Roszbach, K. (2020). Collateral damaged? Priority structure, credit supply, and firm performance. *Journal of Financial Intermediation*, 44:100824.

Cerqueiro, G., Ongena, S. and Roszbach, K. (2016). Collateralization, Bank Loan Rates, and Monitoring. *The Journal of Finance*, 71(3):1295-1322.

Ciocchetta, F., Pico, R. and Quaglia, I. (2025). Banks' collateral valuation for commercial real estate loans: lessons from AnaCredit. Banca d'Italia, Notes on Financial Stability and Supervision No. 44, January 2025.

Cvijanović, D. (2014). Real estate prices and firm capital structure. *The Review of Financial Studies*, 27(9):2690-2735.

Daglish, T. (2009). What motivates a subprime borrower to default? *Journal of Banking & Finance*, 33(4):681-693.

Degryse, H., De Jonghe, O., Laeven, L., and Zhao, T. (2023). Collateral and credit. ECB Working Paper Series, No. 3095.

EBA (2020). Guidelines on loan origination and monitoring (EBA/GL/2020/06). 29 May 2020, European Banking Authority.

European Central Bank (2023). Real estate markets in an environment of high financing costs. *Financial Stability Review*, November 2023.

Ersahin, N. and Irani, R. M. (2020). Collateral shocks and corporate employment. *Review of Finance*, 24(1):163–187.

ECB (2023). Real estate markets in an environment of high financing costs. *Financial Stability Review*, November 2023, European Central Bank.

Falagiarda, M., Prapiestis, A. Rancoita, E. (2021). Public loan guarantees and bank lending in the COVID-19 period. Economic Bulletin Issue 6/2020, European Central Bank.

Fioretti, P., Skrutkowski, M. and Strauch, R. (2023). Commercial real estate and financial stability - this time, it's different. Blog, 10 August 2023, European Stability Mechanism.

Gan, J. (2007). Collateral, debt capacity, and corporate investment: Evidence from a natural experiment. *Journal of Financial Economics*, 85(3):709-734.

Gebauer, S., Setzer, R., and Westphal, A. (2018). Corporate debt and investment: A firm-level analysis for stressed euro area countries. *Journal of International Money and Finance*, 86:112–130.

Godlewski, C.J. and Weill, L. (2011). Does collateral help mitigate adverse selection? A cross-country analysis. *Journal of Financial Services Research*, 40:49-78.

Gormley, T., Gupta, N. and Jha, A. (2018). Quiet life no more? Corporate bankruptcy and bank competition. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 53(2):581-611.

Havemeister, L.K. and Horn, K. (2023). Fear the walking dead? Zombie firms in the euro area and their effect on healthy firms' credit conditions. Working paper 143, European Systemic Risk Board.

Helmersson, T., Mingarelli, L., Mosk, B., Pietsch, A., Ravanetti, B., Shakir, T. and Wendelborn, J. (2021). Corporate zombification: post-pandemic risks in the euro area. *Financial Stability Review*, May 2021, European Central Bank.

Horan, A., Jarmulska, B. and Ryan, E. (2023). Asset prices, collateral and bank lending: the case of Covid-19 and real estate. Working paper 2823, European Central Bank.

Hu, Y. and Varas, F. (2021). A theory of zombie lending. *The Journal of Finance*, 76(4):1813-1867.

IMF (2024). Macroprudential policy framework, tools and calibration. Technical Note, February 2024, International Monetary Fund.

IMF (2021). Chapter 3: Financial stability risks during the Covid-19 crisis and beyond. Global Financial Stability Report, April 2021, International Monetary Fund.

Ioannidou, V., Pavanini, N. and Peng, Y. (2022). Collateral and asymmetric information in lending markets. *Journal of Financial Economics*, 144(1), 93–121.

Jaskowski, M. (2015). Should zombie lending always be prevented? *International Review of Economics & Finance*, 40:191-203.

Jiménez, G. and Saurina, J. (2004). Collateral, type of lender and relationship banking as determinants of credit risk. *Journal of Banking & Finance*, 28(9):2191-2212.

Kiyotaki, N. and Moore, J. (1997). Credit Cycles. *Journal of Political Economy*, 105(2):211-248.

Koetter, M. and Poghosyan, T. (2010). Real estate prices and bank stability. *Journal of Banking & Finance*, 34(6):1129-1138.

Kosekova, K., Maddaloni, A., Papoutsi, M. and Schivardi, F. (2025). Firm-bank relationships: A cross-country comparison. *The Review of Corporate Finance Studies*, 00:1-44.

Koufopoulos, K., McGowan, D., Perdichizzi, S., Reghezza, A. and Spaggiari, M. (2026). Risky collateral and default probability. Working Paper Series, No. 3167. European Central Bank.

Lane, P. (2023). The banking channel of monetary policy tightening in the euro area. Panel discussion on banking solvency and monetary policy. Summer Institute 2023 Macro, Money and Financial Frictions Workshop. Cambridge, Massachusetts, 12 July 2023.

Lang, J.H., Behn, M., Jarmulska, B. and Duca, L. (2022). Real estate markets, financial stability and macroprudential policy, Macroprudential Bulletin, 10 October 2022, European Central Bank.

Lian, C. and Ma, Y. (2021). Anatomy of corporate borrowing constraints. *The Quarterly Journal of Economics*, 136(1):229-291.

Luck, S. and Santos, J.A.C. (2023). The valuation of collateral in bank lending. *The Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 59(5):2038-2067.

Mian, A. and Sufi, A. (2014). What explains the 2007–2009 drop in employment? *Econometrica*, 82(6):2197–2223.

Modina, M., Pietrovito, F., Gallucci, C. and Formisano, V. (2023). Predicting SMEs' default risk: Evidence from bank-firm relationship data. *Quarterly Review of Economics and Finance*, 89:254-268.

Müller, K. and Verner, E. (2023), Credit Allocation and Macroeconomic Fluctuations. *Review of Economic Studies*.

Niinimäki, J.-P. (2009). Does collateral fuel moral hazard in banking? *Journal of Banking & Finance*, 33(3):514-521.

Recommendation of the European Systemic Risk Board ESRB/2019/3 of 21 March 2019 amending Recommendation ESRB/2016/14 on closing real estate data gaps.

Shpak, S., Earle, J.S., Gehlbach, S. and Panga, M. (2023). Damaged collateral and firm-level finance: Evidence from Russia's war in Ukraine. *Journal of Comparative Economics*, 51(4), 1334-1343.

Storz, M., Koetter, M., Setzer, R. and Westphal, A. (2017). Do we want these two to tango? On zombie firms and stressed banks in Europe. Working Paper 2104, European Central Bank.

Tajik, M., Aliakbari, S., Ghalia, T. and Kaffash, S. (2015). House prices and credit risk: Evidence from the United States. *Economic Modelling*, 51:123-135.

Zhang, X., Zhang, Y., Scheffel, E., and Zhao, Y. (2022). A key driver for the mixed relationship between loan risk premiums and collateral: Evidence from China. *International Review of Financial Analysis*, 83:102206.

4. FINANCIAL SPILLOVERS ACROSS FINANCIAL SUBSECTORS: EVIDENCE FROM LUXEMBOURG[1]

Boubacar Diallo[2] and Xisong Jin[3]

ABSTRACT

We examine the interconnectedness of balance-sheet linkages among banks, money market funds (MMFs), non-MMFs and captive financial institutions in Luxembourg from 2009Q2 to 2025Q3 using a sparse least absolute shrinkage and selection operator-vector autoregressive model (LASSO-VAR) and a rolling spillover index. Prior to the pandemic, our empirical results showed that links between MMFs, non-MMFs and captive financial institutions were the main channel for transmitting shocks, driven by liquidity sensitivity and tight interconnectedness. However, during and after the pandemic, bank claims on MMFs emerged as an important new transmission channel due to regulatory reforms, central bank support, and behavioural adjustments that reduced the effectiveness of contagion channels for non-bank intermediaries. Furthermore, our results reveal that other balance sheet interlinkages acted as shock absorbers. The spillover index remained high during the pre-pandemic period, then dropped significantly in early 2020 and decreased gradually thereafter, indicating a moderation of systemic risk. These results emphasise the importance of monitoring balance sheet linkages in order to assess the propagation of shocks and adjust the macroprudential policy stance accordingly.

[1] This study should not be reported as representing the views of the Banque centrale du Luxembourg (BCL) or the Eurosystem. The views expressed are those of the authors and may not be shared by other research staff or policymakers at the BCL or the Eurosystem.

[2] Financial Stability and Macroprudential Surveillance Department, Banque centrale du Luxembourg.
[3] Financial Stability and Macroprudential Surveillance Department, Banque centrale du Luxembourg.

1. INTRODUCTION

"Policymakers should strengthen oversight of nonbank financial intermediaries, whose increasing interconnectedness with banks could exacerbate adverse shocks."

Tobias Adrian, October 14, 2025, IMF Blog[4]

This consideration is particularly relevant in the case of Luxembourg, given that it hosts one of the world's most international financial systems relative to the size of its domestic economy. In recent decades, Luxembourg has developed into a major hub for cross-border financial intermediation, characterised by a highly open economy and strong presence of non-bank financial institutions. Although banks remain a core component of credit provision and payment services, the financial system is dominated by non-bank financial intermediaries (NBFIs), particularly investment funds and captive financial institutions.[5] These entities are deeply intertwined through balance sheet exposures, funding relationships, and intra-group financing arrangements, creating a dense web of interdependencies that extends well beyond the traditional banking sector. Consequently, shocks originating outside the banking sector can propagate rapidly across institutional boundaries posing significant challenges for macroprudential policy and financial stability.

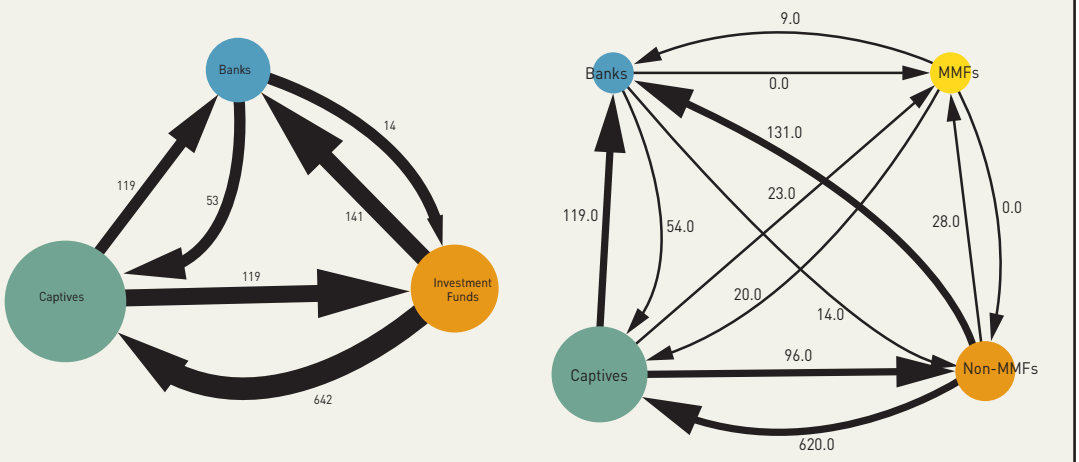
In the wake of the 2007–2009 global financial crisis, the growing importance of non-bank financial intermediation has sharpened policymakers' focus on interconnectedness and contagion risks in Luxembourg. Furthermore, investment funds are closely linked to banks through deposits, securities issuance, derivatives, and custodial relationships, and money market funds (MMFs) play a central role in short-term funding markets and liquidity management. Captive financial institutions which are often established for treasury, financing or risk-management purposes within multinational groups add a further layer to this interconnectedness by creating balance sheet linkages that can transmit stress across sectors and borders. This implies that systemic risk in Luxembourg's financial system does not reside only within individual institutions or sectors in isolation, but rather emerges from the interaction of banks' and non-banks' balance sheets. Therefore, analysing the spillovers among balance-sheet links allows us to capture the pathways through which shocks are transmitted across subsectors, highlighting the systemic risk implications of these interconnections and informing macroprudential monitoring, stress testing, and targeted policy actions designed to mitigate accumulation of risks.

The left panel of Figure 1 provides a stylised representation of these interconnections by depicting a network linking banks, investment funds, and captive financial institutions. The figure highlights two defining characteristics of Luxembourg's financial system. First, the interconnections are directional and asymmetric; balance-sheet relationships create transmission channels through which shocks can flow unevenly across sectors. Second, the intensity of these linkages varies significantly between pairs of institutions, indicating that certain balance sheet linkages play a disproportionately important role in transmitting or absorbing stress. The figure particularly illustrates the strong bilateral linkages between investment funds and captive financial institutions, as well as the central position of banks in receiving and transmitting shocks. This network perspective emphasises that systemic vulnerability in Luxembourg's financial system is shaped by the configuration and strength of balance sheet linkages, rather than by the size or riskiness of any subsector.

[4] https://www.imf.org/en/blogs/articles/2025/10/14/growth-of-nonbanks-is-revealing-new-financial-stability-risks

[5] The sector of captive financial institutions is diversified and consists of businesses owned and controlled by their parent companies. In terms of the number of firms and total assets, holding companies are the main type of captive financial institutions, followed by entities engaged in intra-group lending. For more details on captive financial institutions, see Di Filippo, G. and Pierret, C. (2020). A typology of captive financial institutions and money lenders (Sector S127) in Luxembourg. BCL Working Paper, No.146.

Figure 1:
Network interlinkages of the Luxembourg financial system, 2025Q3



Source: BCL's calculations based on Financial Accounts Data. Numbers in the charts represent linkage exposures in billions of euros.

For further insight, consider that the financial system can be viewed as a network of strings, each representing a balance-sheet linkage between sectors (see Figure 1, right panel). Depending on their strength and direction, a disturbance affecting one link may generate spillovers across other links. Some connections amplify shocks, while others dampen them. Therefore, examining the evolution and interconnectedness of these balance-sheet interlinkages provides a more precise understanding of shock transmission than aggregate sector indicators alone.

These transmission dynamics are driven by several mechanisms. For example, liquidity and redemption pressures may force funds to liquidate assets or adjust their portfolios, which can generate spillovers to banks and markets. Credit and investment dependencies can transmit stress when counterparties encounter funding constraints or valuation shocks. The management of intermediary balance sheets — such as adjustments to leverage, maturity transformation, and collateral practices — can amplify disturbances when institutions respond simultaneously to market signals or regulatory requirements. Finally, network effects imply that shocks affecting one linkage can trigger cascading adjustments across the entire system. Therefore, monitoring of the strengthening ties can offer early signals of emerging vulnerabilities.

In order to empirically capture these dynamics, we employ a sparse least absolute shrinkage and selection operator (LASSO) based on a vector autoregressive (LASSO-VAR) framework to model the log growth rates of balance sheet interlinkages among banks, MMFs, non-MMF investment funds, and captive financial institutions. The LASSO-VAR approach incorporates sparsity directly into the estimation of dynamic relationships, reflecting the economic intuition that, at any point in time, only a subset of potential inter-sectoral linkages actively transmits shocks. By reducing weak and unstable relationships to zero, the model provides a concise and interpretable representation of the financial system, which is particularly useful in high-dimensional settings with limited time series observations.

Interconnectedness is quantified using forecast error variance decompositions and directional spillover measures, implemented within a rolling-window framework, which capture time variation. With an eight-quarter forecast horizon, the analysis reveals a clear shift in systemic roles from 2009Q2 to

2025Q3. Prior to the COVID-19 pandemic, links between money market funds (MMFs) and non-MMFs with captive financial institutions were the primary net transmitters of shocks, reflecting their liquidity sensitivity, high interconnectedness, and limited early regulatory oversight. However, during and after the pandemic, bank claims on MMFs became the main channel through which shocks propagated, while the systemic influence of MMFs and non-MMF links with captive financial institutions decreased. By contrast, other bank-related links and MMF–non-MMF exposures primarily act as net receivers, absorbing shocks rather than amplifying them. The aggregate spillover index remains elevated throughout the sample period, dips temporarily during the initial phase of the pandemic, and then moderates, suggesting a gradual decline in systemic risk.

These developments are consistent with regulatory reforms (ESMA, 2022; ESRB, 2022; ECB, 2024), the strengthening of liquidity buffers and the enhancement of stress-testing frameworks, as well as central bank interventions that have shaped funding structures and contagion channels. Overall, the findings emphasise that systemic risk in Luxembourg's financial system is influenced by the evolving configuration of balance sheet interconnections, rather than by any individual subsector alone.

This paper makes three main contributions to the literature. First, it provides a comprehensive mapping of systemic linkages among banks, MMFs, non-MMFs, and captive financial institutions, identifying the most influential transmission channels of shocks. Second, by focusing on the log growth rates of balance-sheet links, the study captures how shocks propagate to changes in exposures, offering an early-warning perspective on emerging vulnerabilities. Third, the time-varying spillover analysis sheds light on the evolution of interconnectedness, pinpointing periods of heightened systemic risk and informing macroprudential monitoring and policy actions.

The remainder of the paper is organised as follows. Section 2 briefly reviews the related literature. Section 3 describes the data, and Section 4 outlines the empirical methodology. Section 5 presents the results, while Section 6 discusses some robustness tests. Finally, Section 7 concludes.

2. RELEVANT LITERATURE

The growing prominence of non-bank financial intermediation has fundamentally reshaped our understanding of and approach to monitoring systemic risk. Early research following the Global Financial Crisis (GFC) emphasised that financial fragilities can originate outside the banking sector yet propagate back to banks and the real economy through funding, collateral channels, and common asset holdings. This insight prompted a shift in focus from individual institutions to the wider system, emphasising activities, balance sheet structures, and interconnections across financial sectors. Gorton and Metrick (2010) and Adrian and Shin (2010) were among the first to formalise this broader view, demonstrating how market-based financing can generate dynamics resembling to bank runs.

This perspective has been strongly reinforced by policy institutions. The Financial Stability Board (FSB, 2017, 2025) has documented the sustained expansion of non-bank financial intermediation, emphasising that liquidity transformation, leverage, and interconnectedness are key drivers of systemic risk in market-based finance. Similarly, the European Systemic Risk Board (ESRB, 2017, 2020) emphasised that vulnerabilities in investment funds and other non-bank intermediaries warrant macroprudential attention, particularly as shocks can be amplified through cross-sector spillovers. Together, these policy contributions highlight the importance for empirical frameworks that can identify transmission mechanisms across banks and non-banks rather than assessing risks in isolation.

A large academic literature focuses on open-end investment funds as a central source of potential fragility. Chen *et al.* (2010) provide empirical evidence of run-like behavior in mutual funds driven by first-mover advantages when funds hold illiquid assets. Goldstein *et al.* (2017) further show that liquidity mismatch amplifies outflows precisely when market conditions deteriorate. These findings establish that fund balance-sheet adjustments can act as an important shock transmission channel, particularly through fire sales and price impact effects that spill over to other market participants.

The literature on this topic gained renewed urgency in the context of the COVD-19 crisis. Falato *et al.* (2021) document the widespread outflows of fund and sale of assets during the market turmoil of March 2020, highlighting the impact of liquidity and dealer balance sheet constraints on the financial system. Duffie (2020) emphasises the role of market-making capacity and balance-sheet constraints in amplifying stress during this episode. Together, these contributions demonstrate that vulnerabilities in investment funds subsector are not confined to investors, but can propagate through markets and individual institutions. This reinforces the macroprudential policy relevance of investment funds.

Money market funds (MMFs) are an important part of non-bank intermediaries due to their central role in short-term funding markets. Both McCabe (2010), and Kacperczyk and Schnabel (2013) demonstrate that MMFs are vulnerable to runs when investors question the asset quality or liquidity of assets. However, Cipriani *et al.* (2013) find that U.S. banks are increasingly reliant on funding from MMFs. Nevertheless, bank funding through MMFs is inherently more fragile than direct investor-bank relationships. This fragility arises when MMFs aggregate and act on private information about bank assets, potentially triggering sudden and large-scale withdrawals. Evidence from the period of the pandemic, including the work of Eren *et al.* (2020a, 2020b) shows that outflows from MMF contributed to severe strains in the commercial paper and short-term funding markets. Aldasoro and Doerr (2023) demonstrate that banks absorb the majority of lending by MMFs outside of government securities. During periods of monetary policy tightening, almost all MMF inflows are channelled to banks, thereby reinforcing their central role in short-term funding markets. This work emphasises the pivotal role of MMFs in transmitting liquidity shocks to banks and the wider financial system (ESMA, 2023, ESRB, 2025).

In recent years, captive financial institutions and other intra-group financing vehicles have attracted growing interest in academic and policy-oriented research. For example, Di Filippo (2023, 2024, and 2025) and Di Filippo and Pierret (2022) have investigated the role of such financial institutions in Luxembourg. More recently, the OECD (2025) emphasised that such institutions and other pass-through financial entities may generate systemic relevance through abrupt balance-sheet reallocations triggered by regulatory, tax, or market-driven changes. The key challenges for financial stability analysis are to distinguish structural gross positions from economically meaningful transmission channels.

The complexity of these interactions has prompted an increasing body of literature on financial interconnectedness and network-based measures of systemic risk. Allen and Gale (2000) and Acemoglu *et al.* (2015), for example, demonstrate that the structure of network can both stabilize and destabilize the financial system depending on the characteristics of shocks and connectedness. However, static exposure networks, however, may overstate interconnectedness and fail to capture time variation in transmission mechanisms.

To address these limitations, Diebold and Yilmaz (2012, 2014) propose a connectedness framework based on forecast-error variance decomposition. This approach measures how shocks to one variable contribute to forecast uncertainty in others, yielding directional and time-varying spillover measures. Subsequent studies have demonstrated the usefulness of this framework for identifying net transmitters and receivers of shocks, as well as for monitoring systemic risk over time. However, applying

connectedness measures to high-dimensional system raises important econometric challenges. Basu and Michailidis (2015) and Nicholson *et al.* (2020) show that LASSO-based regularisation can recover sparse and interpretable dynamic networks. More recent work combines regularised VARs with connectedness measures to obtain more stable spillover estimates in complex financial systems. Focusing on the growth rates of linkages can capture abrupt expansions or contractions in exposures, providing early warning signals that static asset level measures may miss (Nicholson *et al.*, 2017; Engle, 2007).

3. DATA

This study examines balance-sheet linkages across banks, MMFs, non-MMFs, and captive financial institutions. The database contains quarterly balance sheet information from the BCL's database from 2009Q1 to 2025Q3. As claims of MMFs on non-MMFs (or equivalently, liabilities of non-MMFs to MMFs) are negligible in size over the sample period and contain many missing observations, these linkages are excluded from the analysis. Instead, the focus is on the following eleven balance-sheet linkages:

1. Bank claims on MMFs (MMF liabilities to banks)
2. Bank liabilities to MMFs (MMF claims on banks)
3. Bank claims on non-MMFs (non-MMF liabilities to banks)
4. Bank liabilities to non-MMFs (non-MMF claims on banks)
5. Bank claims on captives (Captive liabilities to banks)
6. Bank liabilities to captives (Captive claims on banks)
7. MMF liabilities to non-MMFs (non-MMF claims on MMFs)
8. Captive liabilities to MMFs (MMF claims on captives)
9. Captive claims on MMFs (MMF liabilities to captives)
10. Captive liabilities to non-MMFs (non-MMF claims on captives)
11. Captive claims on non-MMFs (non-MMF liabilities to captives)

In what follows, we refer to each balance-sheet linkage by a single name. As shown in Table 1, balance-sheet exposures differ markedly across the 11 links over the sample period 2009Q1–2025Q3. Among the bank-related links, the largest exposure is bank liabilities to non-MMFs, averaging around €98.1 billion, followed by bank liabilities to captives at €66.6 billion. On the asset side, bank claims on captive financial institutions average €33.6 billion, while bank claims on non-MMFs amount to €8.1 billion, both are significant.

Bank-related links exhibit moderate dispersion, but their distributional shapes vary. Bank liabilities to non-MMFs and captive financial entities are nearly symmetric (skewness –0.12 and –0.20), with thin tails (excess kurtosis –1.16 and –0.61), reflecting relatively stable exposures. By contrast, bank claims on MMFs and bank liabilities to MMFs exhibit positive skewness and heavy tails (excess kurtosis greater than 2). Bank claims on non-MMFs and captives show moderate positive skewness with near-zero or slightly negative kurtosis, suggesting the absence of outliers or extreme values.

Outside of the banking sector, the average of MMF liabilities to non-MMFs is €18.0 billion with moderate variability, mild positive skewness (0.35), and thin tails (kurtosis -1.39). This indicates limited extreme values. Captive-related links dominate the upper exposure tail: captive liabilities to non-MMFs average €210.0 billion (maximum > €620 billion), and captive claims to non-MMFs average €41.7 billion. Smaller captive-MMF links-claims (€4.7 billion) and liabilities (€6.2 billion), exhibit strong right skewness (2.53 and 1.30 respectively), reflecting occasional large exposures. Overall, bank exposures are large yet

Table 1:

Descriptive statistics of balance-sheet links among banks, MMFs, non-MMFs, and captive financial institutions

	BANK CLAIMS ON MMFS	BANK LIABILITIES TO MMFS	BANK CLAIMS ON NON-MMFS	BANK LIABILITIES TO NON-MMFS	BANK CLAIMS ON CAPTIVES	BANK LIABILITIES TO CAPTIVES	MMF LIABILITIES TO NON-MMFS	CAPTIVE CLAIMS TO MMFS	CAPTIVE LIABILITIES TO MMFS	CAPTIVE CLAIMS TO NON-MMFS	CAPTIVE LIABILITIES TO NON-MMFS
Balance-sheet Exposures in Billions of Euros (2009Q1 - 2025Q2)											
Mean	0.247	8.109	8.052	98.117	33.589	66.590	18.013	4.719	6.161	41.719	209.863
Median	0.122	7.636	7.772	105.105	28.481	74.419	14.177	2.743	3.929	43.367	131.823
Maximum	1.223	16.181	14.046	148.317	62.022	136.272	34.540	29.211	23.528	101.967	620.938
Minimum	0.025	4.638	3.932	55.058	14.264	12.461	5.053	0.253	0.313	1.893	15.096
Standard Deviation	0.305	2.534	2.307	27.518	12.147	28.508	9.307	5.674	6.319	32.893	192.906
Skewness	1.944	1.567	0.817	-0.116	0.730	-0.202	0.346	2.530	1.303	0.055	0.857
Excess Kurtosis	2.466	2.443	0.450	-1.157	-0.411	-0.605	-1.385	7.082	0.904	-1.407	-0.743
Log Growth Rates (2009Q2 – 2025Q3)											
Mean	-0.021	-0.008	0.019	0.012	0.020	0.034	0.009	0.067	0.055	0.056	0.056
Median	-0.136	0.023	0.034	0.010	0.023	0.027	0.012	0.040	0.050	0.016	0.049
Maximum	2.307	0.256	0.479	0.167	0.537	0.614	0.376	1.865	2.228	3.376	0.687
Minimum	-1.570	-0.414	-0.460	-0.121	-0.203	-0.148	-1.033	-1.017	-0.724	-0.676	-0.135
Standard Deviation	0.759	0.146	0.202	0.060	0.101	0.118	0.173	0.437	0.364	0.482	0.098
Skewness	0.653	-0.879	-0.097	0.065	1.950	2.017	-3.028	1.107	3.245	4.959	3.986
Excess Kurtosis	0.979	0.579	-0.300	-0.247	9.411	7.631	18.452	3.933	18.037	32.486	24.560

Source: BCL's calculations. This table reports sample moments for quarterly balance sheet links in billions of euros, as well as their log growth rates, among banks, money market funds (MMFs), non-MMFs and captive financial institutions, for the period from Q1 2009 to Q3 2025.

comparatively stable. However, captive-related links, especially captive liabilities to non-MMFs, dominate the upper tail of the exposure distribution. This underscores their potential importance during periods of balance-sheet stress.

Table 1 also reports the descriptive statistics of the log growth rates of balance-sheet links from 2009Q2 to 2025Q3. Focusing on log growth rates reveals how shocks propagate through changes in exposures rather than their levels. The statistics reveal substantial heterogeneity across links. Bank claims on MMFs exhibit a negative quarterly average growth rate of -2.1% and the highest volatility among bank links (standard deviation 0.759), although skewness (0.653) and excess kurtosis (0.979) remain moderate. In contrast, bank liabilities to MMFs, bank claims on non-MMFs, and bank liabilities to non-MMFs display low volatility (0.146, 0.202 and 0.060, respectively), modest or near-zero skewness (–0.879, –0.097 and 0.065, respectively), and modest average growth (–0.8% to 1.2%). Notably, bank liabilities to non-MMFs emerging as the most stable and predictable link in terms of growth.

By contrast, bank claims on captives and bank liabilities to captive financial entities exhibit moderate volatility (0.101 and 0.118, respectively) alongside strong positive skewness (1.95 and 2.02, respectively) and very high excess kurtosis (9.41 and 7.63, respectively). This indicates infrequent but sharp expansion episodes. Meanwhile, MMF liabilities to non-MMFs exhibit modest average growth (0.009), but are characterised by an important negative skewness (–3.03) and very high excess kurtosis (18.45), reflecting more likely a severe correction. Among the captive-related links, captive claims to MMFs and captive liabilities to MMFs show relatively strong average growth (0.067 and 0.055, respectively), elevated volatility (0.437 and 0.364, respectively), and pronounced tail risk. The most extreme dynamics are

observed for captive claims to non-MMFs and captive liabilities to non-MMFs, which display the highest volatility (0.482 and 0.098, respectively), high positive skewness (4.96 and 3.99, respectively), and large excess kurtosis (32.49 and 24.56). These dynamics reflect episodic and nonlinear balance sheet adjustments.

Overall, evidence of the growth-rate highlights pronounced heterogeneity across sectors. Bank liabilities to non-MMFs are the most stable link. MMF liabilities to non-MMFs exhibit rather downside risk, while captive claims to non-MMFs are the most volatile and tail-risk-intensive exposure. This underscores the heterogeneous contributions of individual balance sheet links to aggregate dynamics and systemic risk.

4. METHODOLOGY

In order to assess the dynamic interconnectedness of balance-sheet linkages among banks, MMFs, non-MMFs, and captive financial institutions, we use the variance-decomposition-based connectedness framework developed by Diebold and Yilmaz (2012, 2014). Our analysis focuses exclusively on the logarithm of growth rates of balance-sheet links. This allows us to concentrate on the propagation of shocks through changes in financial exposures rather than their static levels. This dynamic approach is particularly well suited to systemic risk analysis, given that episodes of financial stress tend to manifest as significant and abrupt increases or decreases in balance sheet positions.

4.1 VAR REPRESENTATION OF BALANCE-SHEET GROWTH RATES

Let $g_t = [g_{1t}, g_{2t}, \ldots, g_{Nt}]'$ denote an $N \times 1$ vector of log growth rates of balance-sheet links at time t, where g_{it} represents the log growth rate of link i. The joint dynamics of balance-sheet growth rates are modelled using a covariance-stationary $VAR(p)$ process:

$$g_t = A_1 g_{t-1} + A_2 g_{t-2} + \ldots + A_p g_{t-p} + \varepsilon_t, \quad (1)$$

where $A_k (k = 1, \ldots, p)$ are $N \times N$ coefficient matrices capturing dynamic own-link and cross-link interactions, and ε_t is a vector of innovations with zero mean and covariance matrix Σ i.e. $\varepsilon_t \sim N(0, \Sigma)$.

This multivariate framework enables shocks to the growth of a given balance-sheet link to propagate through the network of balance-sheet links over time, thereby impacting the growth dynamics of other links. Consequently, the VAR offers a flexible representation of the interdependencies between balance-sheet links, forming the basis for measuring systemic connectedness within the balance-sheet network.

4.2 GENERALIZED FORECAST ERROR VARIANCE DECOMPOSITION

To quantify the interconnectedness among balance-sheet growth rates, we use the generalized forecast error variance decomposition (GFEVD) method, which was proposed by Diebold and Yilmaz (2012) and is based on the generalized impulse response framework of Pesaran and Shin (1998). A key advantage of this approach is that it does not require the shocks to be orthogonalised, meaning that it is therefore invariant to the ordering of the variables in the VAR.

Let the VAR admits, the moving-average representation: $g_t = \sum_{h=0}^{\infty} \Phi_h \, \varepsilon_{t-h}$, where Φ_h denotes the h-step-ahead impulse response coefficient matrices. The contribution of shocks to balance-sheet link j to the H-step-ahead forecast error variance of link i is defined as:

$$\theta_{ij}(H) = \frac{\left[\sigma_{jj}^{-1} \Sigma_{h=0}^{H-1} \left(e_i' \Phi_h \, \Sigma \, e_j \right)^2 \right]}{\left[\Sigma_{h=0}^{H-1} \left(e_i' \Phi_h \, \Sigma \, \Phi_h' e_i \right) \right]}, \tag{2}$$

where e_i is an $N \times 1$ selection vector with unity in the i-th position and zeros elsewhere, and σ_{jj} is the j-th diagonal element of Σ.

Because generalized variance decompositions do not naturally sum to one across shocks, we normalize them as follows:

$$\tilde{\theta}_{ij}(H) = \frac{\theta_{ij}(H)}{\Sigma_{j=1}^{N} \theta_{ij}(H)}. \tag{3}$$

This normalization ensures that $\sum_{j=1}^{N} \theta_{ij}(H)=1$ for each i, facilitating interpretation in percentage terms. The resulting normalized variance decomposition matrix $\tilde{\Theta}(H) = \left[\tilde{\theta}_{ij}(H) \right]_{i,j=1}^{N}$ constitutes the spillover table, summarizing how shocks to the growth of each balance-sheet link contribute to the forecast error variance of all other links. Diagonal elements measure own-link contributions to forecast error variance, while off-diagonal elements capture cross-link spillovers, reflecting the transmission of shocks across balance-sheet links.

4.3 TOTAL, DIRECTIONAL, NET, AND PAIRWISE SPILLOVERS

Building on the spillover table, we construct a hierarchy of connectedness measures that capture systemic-risk transmission at different levels of aggregation. In particular, the total spillovers (TS) measure quantifies the overall degree of interconnectedness among balance-sheet growth rates:

$$TS(H) = \left[\frac{\Sigma_{i=1}^{N} \Sigma_{j=1, j \neq i}^{N} \tilde{\theta}_{ij}(H)}{N} \right] \times 100. \tag{4}$$

This statistic represents the average share of forecast error variance attributable to shocks originating from other balance-sheet links and provides a summary measure of system-wide shock transmission.

Directional spillovers separate the roles of shock transmitters from those of shock receivers. The spillover emanating from a given link j to all other links is defined as: $S_{j \to \bullet}(H) = \Sigma_{i=1, i \neq j}^{N} \tilde{\theta}_{ij}(H) \times 100$, while spillovers from all other links to link i are given by: $S_{\bullet \to i}(H) = \Sigma_{j=1, j \neq i}^{N} \tilde{\theta}_{ij}(H) \times 100$. These directional metrics identify balance-sheet links that act as major sources or absorbers of growth shocks within the system.

At the most granular level, net pairwise spillovers between links i and j are defined as:

$$S_{i,j}^{pair}(H) = \tilde{\theta}_{ij}(H) - \tilde{\theta}_{ji}(H). \quad (5)$$

This measure captures bilateral shock transmission, indicating whether growth shocks to link i dominate those to link j, or vice versa.

Aggregating across all bilateral relationships yields the net spillovers of link i:

$$S_i^{net}(H) = \Sigma_{j=1,j\neq i}^{N} S_{i,j}^{pair}(H) = S_{\{i\to\bullet\}}(H) - S_{\{\bullet\to i\}}(H). \quad (6)$$

Positive values indicate that a balance-sheet link is a net transmitter of growth shocks, whereas negative values indicate a net receiver. This specification explicitly links bilateral interactions to overall aggregate systemic impact, offering a coherent decomposition of financial connectedness that aligns with the Diebold–Yilmaz framework.

4.4 SPARSE VAR ESTIMATION

Because the balance-sheet link network is high-dimensional relative to the number of available observations, we estimate the VAR using a sparse, LASSO-regularized approach (Tibshirani, 1996; Nicholson, Matteson, & Bien, 2017). Enforcing sparsity reduces overfitting, enhances estimation stability, and facilitates the identification of economically meaningful dynamic linkages among balance-sheet links.

Specifically, the VAR coefficient matrices: $\{A_1, \ldots, A_p\}$ are obtained by solving the following penalized least squares problem:

$$\min_{A_1,\ldots,A_p} \left\| g_t - \Sigma_{i=1}^{p} A_i\, g_{t-i} \right\|_F^2 + \lambda\, \Sigma_{i=1}^{p} \| A_i \|_1, \quad (7)$$

where: $\|\cdot\|_F$ denotes the Frobenius norm, $\|\cdot\|_1$ is the element-wise ℓ_1 norm, $\lambda \geq 0$ is a tuning parameter that governs the degree of sparsity in the estimated VAR coefficients.

The ℓ_1-penalty forces many coefficients exactly to zero, yielding a parsimonious representation of balance-sheet link dynamics. This regularization strategy reduces estimation noise, enhances out-of-sample stability, and isolates the most economically and statistically relevant channels through which shocks travel across balance-sheet links—an important feature when measuring systemic connectedness in large financial networks. Moreover, the imposed sparsity directly shapes the VAR's moving-average representation and, consequently, the derived spillover measures, ensuring that connectedness reflects only meaningful balance-sheet interactions rather than spurious correlations.

The LASSO penalty λ is chosen through a two-step, data-driven procedure.

1. **Constructing the penalty grid:** Using the Karush-Kuhn-Tucker (KKT) conditions (Karush, 1939; Kuhn & Tucker, 1951), we first compute λ_{max}, the smallest penalty that drives every VAR coefficient to zero. From λ_{max} we build a logarithmically spaced grid down to a lower bound $\lambda_{min} = fracMin \times \lambda_{max}$. Although the usual default is fracMin = 0.1, we adopt fracMin ≈ 0.05 because the system's

dimensionality is moderate; this yields slightly weaker regularisation and helps retain economically meaningful linkages. For robustness, we also test alternative fracMin values.

2. **Selecting the optimal** λ: The grid is evaluated with the Akaike Information Criterion (AIC); the λ that minimizes the AIC is retained. This criterion balances fit and parsimony, producing a sparse VAR whose coefficients are stable and interpretable. The resulting model provides a solid foundation for the generalized forecast error variance decomposition (GFEVD) and the subsequent connectedness measures.

Overall, this methodology enables a systematic assessment of the roles of banks, MMFs, non-MMFs, and captive financial institutions as shock transmitters and receivers. By focusing on log growth rates of balance-sheet links, the framework emphasizes the propagation of changes in exposures, providing an early-warning perspective on stress amplification and contagion dynamics across financial sectors.

5. EMPIRICAL RESULTS

The empirical analysis is based on quarterly data from 2009Q2 to 2025Q3. This period encompasses the recovery from the global financial crisis, as well as subsequent episodes of heightened financial stress, including the COVID-19 pandemic. The VAR is estimated at a quarterly frequency with a lag order of $p = 2$. All connectedness measures use log growth rates of balance-sheet links to ensure stationarity and comparability across links, focusing explicitly on the propagation of changes in financial exposures rather than their levels. The forecast horizon for the connectedness analysis is set to $H = 8$ quarters, capturing the medium-term transmission of shocks across the financial system.

The empirical results are organised as follows: first, we analyse the static interconnectedness of eleven balance-sheet linkages, highlighting key shock-transmission channels. Second, we examine time-varying spillovers, by comparing the pre- and post-COVID periods in order to identify any structural shifts. Finally, we assess the time-varying connectedness among banks, investment funds, and captive financial institutions, linking micro-level interactions to system-wide financial risk.

5.1 STATIC INTERCONNECTEDNESS

Table 2 reports the spillover matrix for the log growth rates of eleven balance-sheet linkages among banks, MMFs, non-MMFs, and captive entities over the period 2009Q2–2025Q3. Each entry measures the contribution of shocks to the growth of one balance-sheet linage to the variance of the eight-quarter-ahead forecast error of another linkage. The rows correspond to receiving links and the columns to transmitting links.

The total spillover index of 72.85% indicates a high degree of interconnectedness among balance sheet link growth rates. On average, nearly three-quarters of the forecast error variance of each link can be attributable to shocks originating from other links. This emphasises that systemic risk primarily arises from interactions among balance-sheet connections rather than from isolated movements in individual exposures. This finding reflects the dense network of funding, investment, and intermediation relationships that link banks, MMFs, non-MMFs, and captive financial institutions.

Table 2:

Spillovers of log growth rates of balance-sheet links among banks, MMFs, non-MMFs, and captive financial institutions

	FROM (SOURCE OF NET TRANSMISSION)											
TO (RECEIVER OF NET TRANSMISSION)	BANK CLAIMS ON MMFS	BANK LIABILITIES TO MMFS	BANK CLAIMS ON NON-MMFS	BANK LIABILITIES TO NON-MMFS	BANK CLAIMS ON CAPTIVES	BANK LIABILITIES TO CAPTIVES	MMF LIABILITIES TO NON-MMFS	CAPTIVE CLAIMS TO MMFS	CAPTIVE LIABILITIES TO MMFS	CAPTIVE CLAIMS TO NON-MMFS	CAPTIVE LIABILITIES TO NON-MMFS	CONTRI-BUTION FROM OTHERS %
Bank Claims on MMFs	0.77	0.00	0.08	0.02	0.00	0.00	0.00	0.04	0.01	0.04	0.02	22.52
Bank Liabilities to MMFs	0.36	0.09	0.09	0.01	0.00	0.03	0.01	0.03	0.13	0.16	0.10	91.25
Bank Claims on non-MMFs	0.54	0.00	0.21	0.05	0.01	0.03	0.01	0.03	0.05	0.04	0.03	78.79
Bank Liabilities to non-MMFs	0.29	0.00	0.04	0.02	0.01	0.03	0.00	0.08	0.16	0.23	0.13	98.42
Bank Claims on Captives	0.69	0.00	0.09	0.03	0.07	0.01	0.00	0.04	0.01	0.03	0.02	93.03
Bank Liabilities to Captives	0.02	0.01	0.09	0.03	0.08	0.44	0.00	0.09	0.10	0.09	0.04	55.55
MMF Liabilities to non-MMFs	0.29	0.01	0.02	0.01	0.01	0.01	0.17	0.31	0.05	0.07	0.04	83.16
Captives Claims to MMF	0.11	0.00	0.01	0.00	0.01	0.03	0.02	0.47	0.12	0.15	0.09	53.48
Captives Liabilities to MMF	0.02	0.00	0.01	0.01	0.00	0.05	0.01	0.10	0.36	0.25	0.19	64.01
Captives Claims to non-MMFs	0.06	0.00	0.01	0.01	0.01	0.04	0.00	0.11	0.20	0.36	0.19	64.04
Captives Liabilities to non-MMFs	0.72	0.00	0.08	0.03	0.01	0.00	0.00	0.07	0.02	0.05	0.03	97.13
Contribution to others %	308.96	3.02	52.72	19.25	13.95	24.02	4.92	91.77	86.48	112.04	84.24	801.37
Contribution including own %	386.44	11.77	73.93	20.83	20.93	68.47	21.76	138.29	122.47	148.00	87.11	Spiller Index % 72.85

Source: BCL's calculations. The spillover table is based on a quarterly sparse VAR of order 2 estimated using LASSO during 2009Q2 – 2025Q3. The underlying variance decomposition is computed using the generalized forecast error variance decomposition of Pesaran and Shin (1998), which is invariant to variable ordering. Each (i,j)-th entry reports the estimated contribution of shocks from variable j to the variance of the 8-quarter-ahead forecast error of the log growth rate of balance-sheet link i. Rows correspond to affected variables (receivers) and columns correspond to shock sources (transmitters).

Table 3 complements this analysis by providing net pairwise spillover measures, which quantify the net transmission of shocks between each pair of balance sheet links. Each entry is computed as the difference between directional spillovers, with positive (negative) values indicating that a given link is a net transmitter (net receiver) of shocks relative to another link. Together, Tables 2 and 3 provide a comprehensive characterisation of both the magnitude and direction of shock propagation across balance sheet linkages connecting banks, MMFs, non-MMFs, and captive financial institutions.

Of all the balance-sheet links, bank claims on MMFs are the most influential in transmitting shocks. As shown in Table 3, this link generates positive net pairwise spillovers to all other balance sheet linkages, particularly towards captive liabilities to non-MMFs, bank claims on captives, and bank claims on non-MMFs. Additional sizable spillovers are observed towards bank liabilities to MMFs, MMF liabilities to

Table 3:

Net pairwise spillovers (percent) of log growth rates of balance-sheet links among banks, MMFs, non-MMFs, and captive financial institutions

	TO (RECEIVER OF NET TRANSMISSION)											
FROM (SOURCE OF NET TRANSMISSION)	BANK CLAIMS ON MMFS	BANK LIABILITIES TO MMFS	BANK CLAIMS ON NON-MMFS	BANK LIABILITIES TO NON-MMFS	BANK CLAIMS ON CAPTIVES	BANK LIABILITIES TO CAPTIVES	MMF LIABILITIES TO NON-MMFS	CAPTIVE CLAIMS TO MMFS	CAPTIVE LIABILITIES TO MMFS	CAPTIVE CLAIMS TO NON-MMFS	CAPTIVE LIABILITIES TO NON-MMFS	SUM
Bank Claims on MMFs	0.00	35.50	45.22	26.71	68.60	1.92	29.07	6.10	0.52	2.68	70.13	286.44
Bank Liabilities to MMFs	-35.50	0.00	-8.59	-0.49	-0.16	-1.91	0.04	-3.10	-12.71	-16.19	-9.62	-88.23
Bank Claims on non-MMFs	-45.22	8.59	0.00	-0.79	8.36	5.89	1.71	-2.59	-4.55	-2.98	5.49	-26.07
Bank Liabilities to non-MMFs	-26.71	0.49	0.79	0.00	2.94	-0.30	0.61	-8.06	-15.46	-22.67	-10.81	-79.17
Bank Claims on Captives	-68.60	0.16	-8.36	-2.94	0.00	6.76	1.03	-2.77	-0.69	-2.58	-1.06	-79.07
Bank Liabilities to Captives	-1.92	1.91	-5.89	0.30	-6.76	0.00	0.93	-6.43	-5.20	-4.66	-3.82	-31.53
MMF Liabilities to non-MMFs	-29.07	-0.04	-1.71	-0.61	-1.03	-0.93	0.00	-29.21	-4.59	-7.31	-3.74	-78.24
Captives Claims to MMF	-6.10	3.10	2.59	8.06	2.77	6.43	29.21	0.00	-1.70	-3.87	-2.20	38.29
Captives Liabilities to MMF	-0.52	12.71	4.55	15.46	0.69	5.20	4.59	1.70	0.00	-5.18	-16.72	22.47
Captives Claims to non-MMFs	-2.68	16.19	2.98	22.67	2.58	4.66	7.31	3.87	5.18	0.00	-14.76	48.00
Captives Liabilities to non-MMFs	-70.13	9.62	-5.49	10.81	1.06	3.82	3.74	2.20	16.72	14.76	0.00	-12.89

Source: BCL' calculations. The net pairwise spillover measures are based on a quarterly sparse VAR of order 2 estimated using LASSO. The underlying variance decomposition is computed using the generalized forecast error variance decomposition of Pesaran and Shin (1998), which is invariant to variable ordering. Each (i,j)-th entry reports the estimated net shock transmission to the variance of the 8-quarter-ahead forecast error of variable j arising from innovations to variable i. A positive (negative) value indicates that variable i is a net transmitter (net receiver) of shocks to (from) variable j.

non-MMFs, and bank liabilities to non-MMFs. Meanwhile, spillovers to other captive-related links and bank liabilities to captives are positive but comparatively smaller. Aggregating across all bilateral relationships reveals that bank claims on MMFs exhibit the largest cumulative net spillover in the system. This highlights that shocks to banks' asset-side exposure growth to MMFs are a primary driver of system-wide interconnectedness. This highlights that systemic relevance does not stem primarily from individual sectors in isolation, but from the specific interconnections that link banks to liquidity-sensitive market-based intermediaries, such as MMFs.

Luxembourg-domiciled MMFs play a pivotal role in cash management and short-term investment for global investors. Banks interact with these funds through deposits, repo transaction, credit exposures, and liquidity backstops. Therefore, shocks to the growth of banks' asset-side exposures to MMFs — whether driven by changes in risk appetite, funding conditions, or regulatory constraints — can translate rapidly into adjustments in MMF balance sheets. These adjustments can take the form of portfolio rebalancing, liquidity hoarding, or asset sales, which in turn affect other balance-sheet links. For instance, when banks alter their exposures to MMFs, the effects are not confined to the bilateral

relationships but propagate widely across the network, affecting links related to non-MMF investment funds, captive financial institutions, and other bank exposures. This is in line with Cipriani *et al.* (2013), Aldasoro and Doerr (2023) among others.

Balance-sheet links involving captive financial institutions also contribute meaningfully to shock transmission, albeit to a lesser extent than bank claims on MMFs. Table 3 shows that captive claims on both non-MMFs and MMFs exhibit positive cumulative net spillovers, indicating that these links act as net shock transmitters to multiple counterparties, including banks and other captive-related links. Captive liabilities to MMFs likewise generate an overall positive net spillover position, but their transmission is more selective and concentrated on specific counterparties. By contrast, captive liabilities to non-MMFs tend to be net receivers of shocks. Taken together, these findings suggest that captive financial institutions primarily function as secondary transmission channels, facilitating and amplifying balance-sheet growth shocks originating elsewhere in the system rather than serving as primary sources of systemic risk. This interpretation is consistent with the economic environment in Luxembourg, where captive financial institutions are widely used by multinational groups for treasury management, internal financing and risk allocation. Their interactions with MMFs and non-MMFs often involve short-term funding instruments, deposits, or securities issuance that are sensitive to market conditions and group-level liquidity decisions. Consequently, when shocks affect the growth of MMF-captive or non-MMF-captive linkages — whether through changes in liquidity demand, funding costs, or corporate restructuring — these adjustments can propagate across multiple balance-sheet links, generating positive net spillovers toward other parts of the system. This explains why these links emerge as net transmitters in our analysis.

In contrast, several other bank-related links — especially bank liabilities to MMFs, non-MMFs, and captives — exhibit relatively small or negative net spillovers. As indicated in Table 3, these links predominantly act as net receivers, absorbing shocks transmitted through the broader balance-sheet network. Similarly, MMF-non-MMF links display limited net transmission, reflecting a relatively passive role in the propagation of systemic shocks. This asymmetry highlights an important distinction between asset-side and liability-side exposures in the transmission of systemic risk. For example, bank liabilities to non-banks often reflect relatively stable funding sources or regulatory liquidity arrangements that dampen rather than propagate shocks. Although MMF-non-MMF linkages are large in gross terms, they can involve diversification across asset classes or investor bases, which curtails their capacity as primary transmission channels. From a macroprudential perspective, this finding cautions against interpreting large balance-sheet positions as automatically relevant; instead, their dynamic behavior and position within the network determine whether they amplify or absorb stress.

Overall, the static analysis reveals a pronounced asymmetry in risk propagation across balance-sheet linkages. This asymmetry highlights the critical importance of monitoring the growth dynamics of key asset-side balance-sheet links when assessing systemic risk and financial contagion.

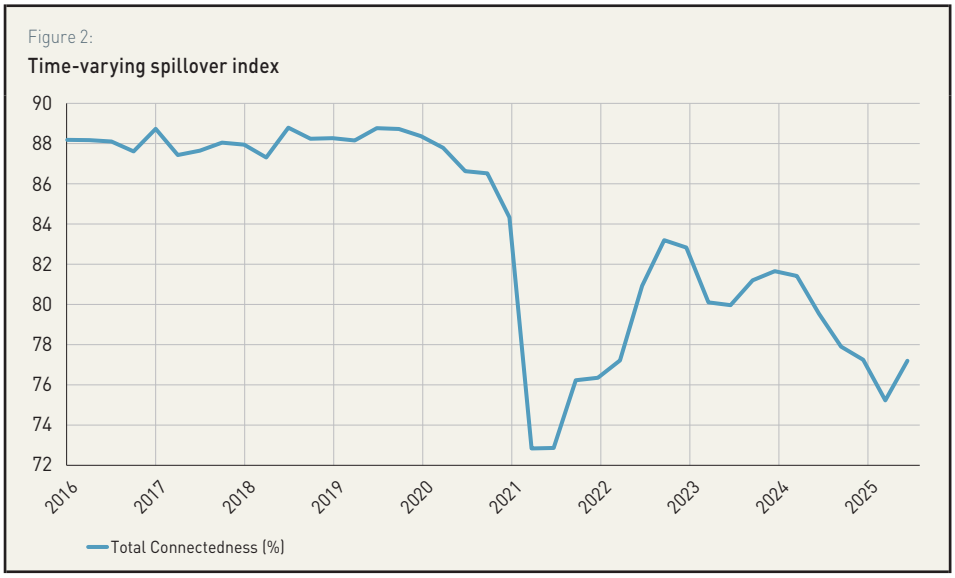
5.2 TIME-VARYING SPILLOVERS

To examine the time-varying interconnectedness of balance-sheet linkages among banks, MMFs, non-MMFs, and captive financial institutions, we estimate a 28-quarter rolling sparse VAR. The LASSO penalty parameter λ is calibrated using the full-sample data and then held constant across rolling windows, ensuring that the resulting connectedness measures are comparable over time and not influenced by changes in regularization strength. This rolling-window approach allows us to trace the evolution of interconnectedness in the log growth rates of balance-sheet linkages across institutions throughout the sample period. Although a 28-quarter window may be relatively short for estimating quarterly sparse VAR of order $p = 2$, we test the robustness of our findings in a separate section, where

we re-estimate the spillover dynamics using monthly data constructed from the quarterly series, thereby providing a finer-grained evaluation of time-varying interconnectedness.

Figure 2 presents the time-varying spillover index from 2016Q1 to 2025Q3. The spillover index quantifies the degree of interconnectedness among the log growth rates of balance-sheet linkages across banks, MMFs, non-MMFs, and captive financial institutions. Higher index values indicate that a larger share of the forecast error variance of a given linkage is explained by shocks originating from other linkages, reflecting stronger systemic interconnectedness.

Figure 2:
Time-varying spillover index



Source: BCL's calculations.

Across the entire sample, the spillover index remains persistently high, fluctuating between approximately 73% and 89%, which indicates that shocks to one balance-sheet linkage frequently propagate to others. From 2016Q1 through 2019Q4, the index is consistently elevated, hovering around 87–89%, reflecting strong and stable interconnectedness among financial-sector balance-sheet links during the pre-pandemic period.

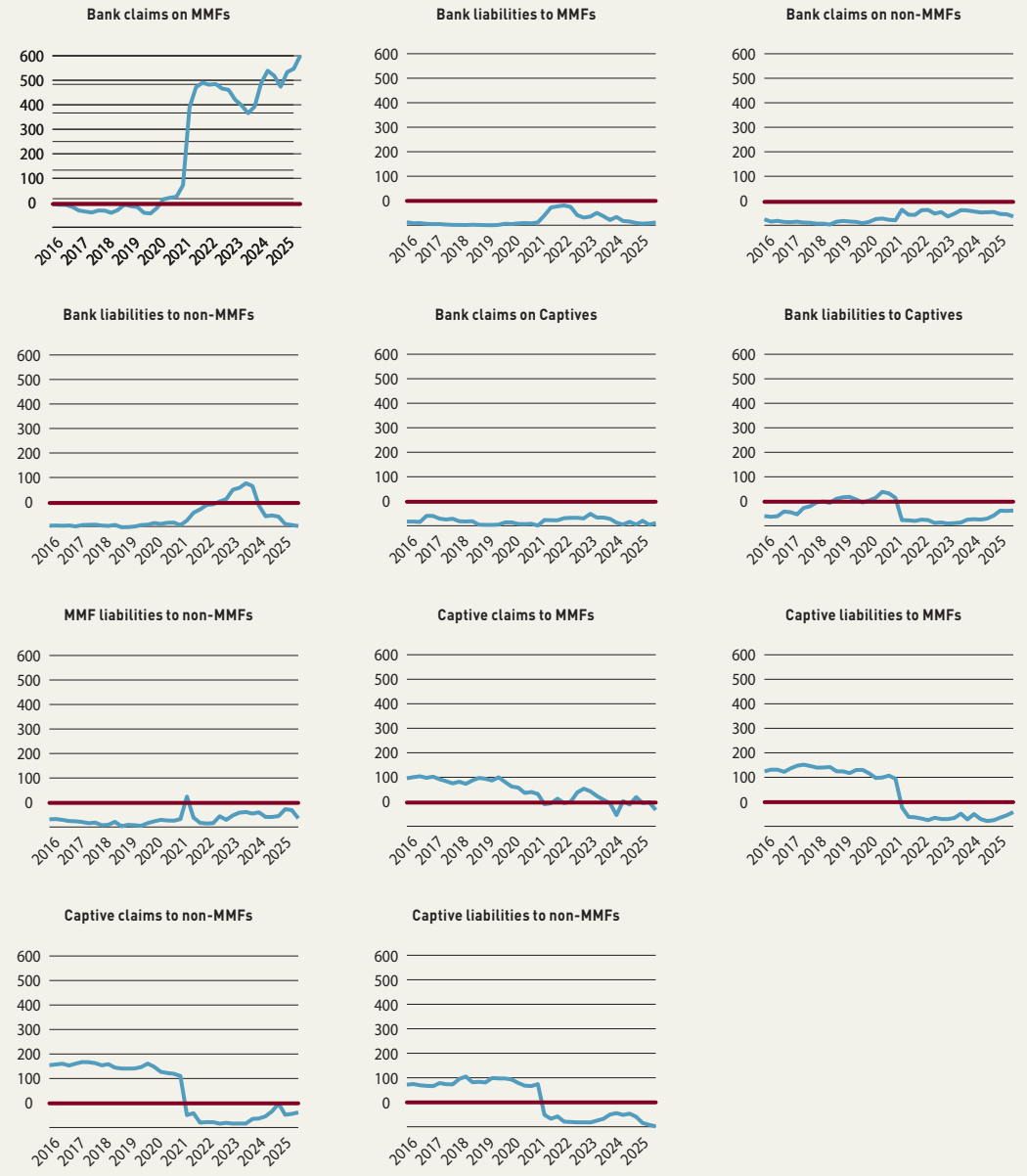
At the onset of the COVID-19 period, the spillover index declines gradually from about 88% in early 2020 to roughly 86% by the end of that year. A more pronounced drop occurs in 2021Q2–2021Q3, when the spillover index reaches its minimum of approximately 73%. This delayed trough likely reflects the use of a rolling-window estimation framework, which smooths abrupt shocks and therefore captures the peak effects of the pandemic-related disruptions with a lag.

After hitting its lowest point, the spillover index rebounds steadily, rising to around 83% by late 2022. This suggests a partial recovery in systemic interconnectedness as financial markets and institutions adjusted to post-pandemic conditions. From 2023 onward, however, the spillover index exhibits a renewed downward trend. It declines from about 83% in early 2023 to near 80% by late 2023, and continues to fall through 2024 and the first half of 2025, reaching levels close to 75%. A modest uptick is observed in 2025Q3, but the spillover index remains well below its pre-pandemic highs.

Figure 3 shows the time-varying sum of net pairwise spillovers of the log growth rates of balance-sheet linkages among banks, MMFs, non-MMFs, and captive financial institutions. As in Table 3, a positive (negative) value indicates that a given linkage is a net transmitter (net receiver) of shocks to the rest of the system. The figure reveals a pronounced temporal reallocation of shock transmission. Prior to 2021, the links involving MMFs and non-MMFs with captive financial institutions were the primary net transmitters. However, starting in early 2021, bank claims on MMFs took over as the dominant net transmitter. This pattern reflects a clear shift in the propagation of shocks, suggesting that the systemic roles of banks, MMFs, and captive financial institutions evolved dynamically in response to changing market conditions, regulatory interventions, and central bank support during and after the COVID-19 pandemic (ESMA, 2022; ESRB, 2022).

Figure 3:

Time-varying sum of net pairwise spillovers (in percent) of the log growth rates of balance-sheet links among banks, MMFs, non-MMFs, and captive financial institutions.



Source: BCL's calculations.

To capture these structural changes and illustrate how policy, central bank actions, and evolving market behavior collectively reshape financial shock transmission, Table 4 examines the interconnectedness of the log growth rates of eleven balance-sheet linkages across banks, MMFs, non-MMFs, and captive financial institutions over two subperiods: 2009Q2–2019Q4 and 2020Q1–2025Q2. This split-sample approach complements the rolling-window evidence in Figure 3, which can smooth or lag the detection of abrupt regime changes such as the pandemic's onset in early 2020. The analysis is conducted using

Table 4:

Net pairwise spillovers (in percent) of the log growth rates of balance-sheet links among banks, MMFs, non-MMFs, and captive financial institutions

	TO (RECEIVER OF NET TRANSMISSION)											
FROM (SOURCE OF NET TRANSMISSION)	BANK CLAIMS ON MMFS	BANK LIABILITIES TO MMFS	BANK CLAIMS ON NON-MMFS	BANK LIABILITIES TO NON-MMFS	BANK CLAIMS ON CAPTIVES	BANK LIABILITIES TO CAPTIVES	MMF LIABILITIES TO NON-MMFS	CAPTIVE CLAIMS TO MMFS	CAPTIVE LIABILITIES TO MMFS	CAPTIVE CLAIMS TO NON-MMFS	CAPTIVE LIABILITIES TO NON-MMFS	SUM
2009Q2–2019Q4												
Bank Claims on MMFs	0.00	5.03	-0.82	10.25	19.19	12.48	8.72	-7.21	-13.27	-16.46	-4.80	13.12
Bank Liabilities to MMFs	-5.03	0.00	-3.81	0.18	-0.07	-4.28	-0.49	-18.87	-18.23	-26.05	-18.01	-94.65
Bank Claims on non-MMFs	0.82	3.81	0.00	3.48	4.74	4.12	3.35	-12.22	-18.54	-21.34	-14.70	-46.48
Bank Liabilities to non-MMFs	-10.25	-0.18	-3.48	0.00	-0.41	-4.94	-0.02	-19.62	-19.56	-22.39	-18.13	-98.99
Bank Claims on Captives	-19.19	0.07	-4.74	0.41	0.00	-3.35	0.40	-17.21	-14.95	-19.34	-14.30	-92.21
Bank Liabilities to Captives	-12.48	4.28	-4.12	4.94	3.35	0.00	4.03	-6.05	-10.99	-15.81	-7.99	-40.84
MMF Liabilities to non-MMFs	-8.72	0.49	-3.35	0.02	-0.40	-4.03	0.00	-20.06	-19.00	-22.20	-17.82	-95.08
Captive Claims to MMF	7.21	18.87	12.22	19.62	17.21	6.05	20.06	0.00	-4.22	-5.96	2.83	93.89
Captive Liabilities to MMF	13.27	18.23	18.54	19.56	14.95	10.99	19.00	4.22	0.00	-3.13	-1.45	114.18
Captive Claims to non-MMFs	16.46	26.05	21.34	22.39	19.34	15.81	22.20	5.96	3.13	0.00	3.75	156.44
Captive Liabilities to non-MMFs	4.80	18.01	14.70	18.13	14.30	7.99	17.82	-2.83	1.45	-3.75	0.00	90.63
2020Q1–2025Q3												
Bank Claims on MMFs	0.00	87.25	88.09	86.29	85.75	84.38	85.64	54.96	78.72	87.41	89.20	827.69
Bank Liabilities to MMFs	-87.25	0.00	0.40	0.72	0.12	-2.74	-1.82	-2.38	1.83	-0.04	0.48	-90.68
Bank Claims on non-MMFs	-88.09	-0.40	0.00	0.11	-0.06	-2.50	-1.78	-1.40	0.38	-1.47	-0.07	-95.28
Bank Liabilities to non-MMFs	-86.29	-0.72	-0.11	0.00	-0.20	-3.52	-2.26	-4.03	-0.34	-0.83	-0.39	-98.68
Bank Claims on Captives	-85.75	-0.12	0.06	0.20	0.00	-1.91	-1.29	-5.64	0.38	-0.33	0.16	-94.25
Bank Liabilities to Captives	-84.38	2.74	2.50	3.52	1.91	0.00	0.33	-0.43	3.29	2.51	3.24	-64.78
MMF Liabilities to non-MMFs	-85.64	1.82	1.78	2.26	1.29	-0.33	0.00	-3.24	3.17	1.34	2.10	-75.43
Captive Claims to MMF	-54.96	2.38	1.40	4.03	5.64	0.43	3.24	0.00	2.40	1.57	-1.44	-35.31

Table 4: (continue)

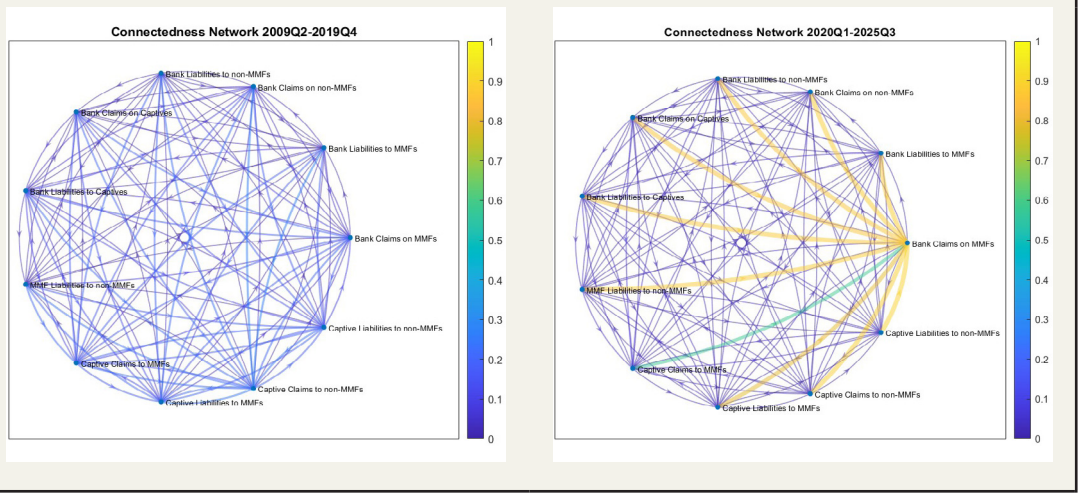
FROM (SOURCE OF NET TRANSMISSION)	TO (RECEIVER OF NET TRANSMISSION)											SUM
	BANK CLAIMS ON MMFS	BANK LIABILITIES TO MMFS	BANK CLAIMS ON NON-MMFS	BANK LIABILITIES TO NON-MMFS	BANK CLAIMS ON CAPTIVES	BANK LIABILITIES TO CAPTIVES	MMF LIABILITIES TO NON-MMFS	CAPTIVE CLAIMS TO MMFS	CAPTIVE LIABILITIES TO MMFS	CAPTIVE CLAIMS TO NON-MMFS	CAPTIVE LIABILITIES TO NON-MMFS	
2020Q1–2025Q3												
Captive Liabilities to MMF	-78.72	-1.83	-0.38	0.34	-0.38	-3.29	-3.17	-2.40	0.00	0.41	0.33	-89.09
Captive Claims to non-MMFs	-87.41	0.04	1.47	0.83	0.33	-2.51	-1.34	-1.57	-0.41	0.00	0.78	-89.80
Captive Liabilities to non-MMFs	-89.20	-0.48	0.07	0.39	-0.16	-3.24	-2.10	1.44	-0.33	-0.78	0.00	-94.39

Source: BCL's calculations. The net pairwise spillover measures are based on a quarterly sparse VAR of order 2 estimated using LASSO during 2009Q2 – 2019Q4 and 2020Q1–2025Q3 respectively. The underlying variance decomposition is computed using the generalized forecast error variance decomposition of Pesaran and Shin (1998), which is invariant to variable ordering. Each (i,j)-th entry reports the estimated net shock transmission to the variance of the 8-quarter-ahead forecast error of variable j arising from innovations to variable i. A positive (negative) value indicates that variable i is a net transmitter (net receiver) of shocks to (from) variable j.

a quarterly sparse VAR of order 2 estimated via LASSO, with the penalty parameter λ selected based on in-sample data, allowing for a parsimonious yet informative mapping of shock propagation channels.

Table 4 and Figure 4 show that, prior to the COVID-19 pandemic, MMFs and non-MMF links with captive financial institutions were the primary net transmitters of financial shocks, exerting a stronger systemic impact than bank claims on MMFs. MMFs, which invest predominantly in short-term liquid instruments, were highly sensitive to redemption pressures and first-mover dynamics (ESMA, 2023). The non-MMF links with captive financial institutions — corporate or institutional funds managing liquidity for affiliated entities — were tightly interconnected with both MMFs and other short-term funding markets (ESRB, 2022). These structural vulnerabilities, compounded by elevated market uncertainty, allowed non-bank intermediaries to propagate shocks effectively across multiple channels. Their

Figure 4:
A network graph from the two-period spillover tables



Source: BCL's calculations.

dominant systemic role before 2021 reflects the interplay of liquidity sensitivity, high interconnectedness, and the limited scope of early regulatory oversight (European Parliament & Council, 2017; ECB, 2021).

During and after the COVID-19 pandemic, the systemic influence of MMFs and non-MMF links with captive financial institutions diminished, whereas bank claims on MMFs emerged as the dominant conduit for shock transmission. This shift is especially salient for Luxembourg's financial system, given the size and international orientation of its MMF sector. In the pandemic's early stages, MMFs faced significant redemption pressures and portfolio adjustments, whereas banks remained closely exposed through asset-side claims and liquidity provision. Consequently, shocks to bank-MMF linkages turned into the key driver of system-wide spillovers, consistent with our empirical evidence that shows bank claims on MMFs dominating net transmission throughout after the pandemic. This pattern aligns with international evidence that highlighted the central role of MMFs in the March 2020 market turmoil and the subsequent policy focus on strengthening MMF resilience. These findings reflect the interconnections captured within the scope of the selected sectors and may also be influenced by the broader international linkages characterizing Luxembourg's highly cross-border financial system.

European regulatory measures, particularly the EU Money Market Funds Regulation (2017/1131), together with guidance from ESMA and the ESRB, strengthened liquidity management, enhanced portfolio diversification, and improved stress-testing frameworks for MMFs (ESMA, 2022; ESRB, 2022, 2025). These reforms have mitigated vulnerabilities associated with redemption pressures and first-mover effects, thereby reducing the systemic role of MMFs and captive-linked non-bank intermediaries. Simultaneously, banks — supported by ECB liquidity programs such as TLTRO III — maintained or expanded claims on MMFs, creating a more direct and stable channel for transmitting shocks as market conditions normalized (ECB, 2024). Behavioral adjustments, including corporates' reduced reliance on captive entities for short-term funding — have further diminished the systemic footprint of non-bank intermediaries (BaFin, 2023).

From a macroprudential perspective, the time-varying nature of these results carries important policy implications. It shows that vulnerabilities can migrate across balance-sheet links as market conditions and regulatory frameworks evolve. Channels that are systematically important in tranquil periods may lose relevance during crises, while others may emerge as dominant transmission hubs under stress. This reinforces the need for dynamic monitoring frameworks — such as rolling spillover analyses — that can detect shifts in systemic importance in real time.

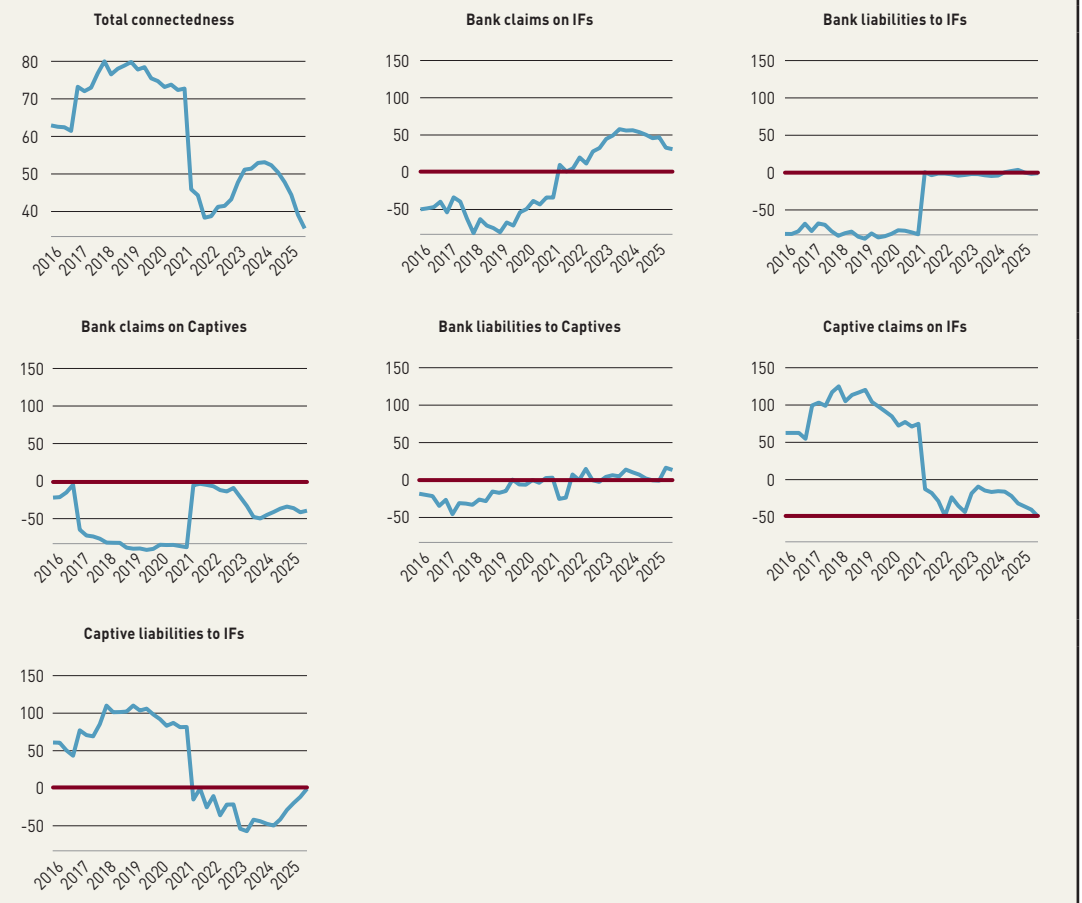
5.3 SPILLOVERS AMONG BANKS, INVESTMENT FUNDS (IFS), AND CAPTIVE FINANCIAL INSTITUTIONS

To explore the aggregate effects of interconnected financial networks, we investigate the time-varying interconnectedness of balance-sheet linkages among banks, IFs[6], and captive financial institutions. Figure 5 illustrates the time-varying sum of net pairwise spillovers in the log growth rates of these balance-sheet linkages. Bank claims on IFs became the dominant net transmitters starting in 2021, whereas links between IFs and captive financial institutions were the primary net transmitters before 2021. This shift in transmission patterns is largely driven by the granular structure of these interconnected financial networks, as shown in Figure 3. These findings further support the notion that the

[6] Investment funds' balance-sheet consists of the sum of the balance-sheets of money market funds (MMFs) and non-MMF investment funds in this part of the analysis.

Figure 5:

Time-varying sum of net pairwise spillovers (in percent) of the log growth rates of balance-sheet links among banks, IFs, and captive financial institutions



Source: BCL's calculations.

systemic roles of banks, IFs, and captive financial institutions have shifted in response to changing market conditions and regulatory interventions during and after the COVID-19 pandemic.

6. ROBUSTNESS TESTS

To improve the resolution of spillover estimates, we convert the original quarterly series into monthly data using linear interpolation. This approach yields a larger number observations within each rolling window, allowing a more detailed assessment of interconnectedness.[7] Prior to the COVID-19 outbreak, captive financial institution-MMF links were the main shock transmitters, whereas other sectors, including banks' claims on MMFs, were net receivers. In contrast, during and after the pandemic, banks' claims on MMFs became the dominant channel, while captive financial institutions and other

[7] To maintain comparability with the quarterly results, we estimate a monthly sparse VAR of order six using LASSO and compute 24-month-ahead forecast error variance decompositions.

non-bank links mainly absorbed shocks. This shift in systemic roles mirrors the patterns observed in the quarterly data.

We also explore the interconnectedness of the volatilities of the log growth rates of balance-sheet linkages among banks, MMFs, non-MMFs, and captive financial institutions.[8] The results remain overall consistent with the findings shown in Figures 2 and 3. Finally, we conduct a series of sensitivity analyses by considering alternative rolling-window lengths, experimenting different lower bounds for the LASSO penalty parameter λ, and decomposing spillover effects across cycles of varying lengths to distinguish short-term from long-term risk transmission. The results remain broadly robust across these specifications.[9]

7. DISCUSSION AND CONCLUSION

This study uses a sparse LASSO-VAR framework combined with time-varying spillover analysis to examine the interconnectedness of eleven balance-sheet linkages across banks, MMFs, non-MMF investment funds, and captive financial institutions in Luxembourg over the period from 2009Q2 to 2025Q3. The results provide a coherent and nuanced picture of how financial shocks propagate through Luxembourg's internationally integrated financial system. They highlight both persistent interconnectedness and meaningful heterogeneity across transmission channels. Bank claims on MMFs are revealed to be the primary transmitters of shocks, generating significant positive net spillovers to most other linkages. This reflects the scale of MMFs, their liquidity sensitivity, and their close interconnectedness with banks through short-term funding arrangements. This emphasises the central role of bank-MMF interactions in linking traditional banking and market-based finance.

In addition, linkages between MMF-captives and non-MMF-captives contribute significantly to spillovers and generally act as net transmitters, particularly in the period prior to the onset of the pandemic. Conversely, several other balance sheet links, such as bank liabilities to MMFs, non-MMFs, or captives, as well as MMF–non-MMF exposures, primarily act as net receivers of shocks. Their net spillover contributions are generally smaller or negative, indicating that these links tend to absorb stress rather than amplify it. This asymmetry highlights that systemic relevance cannot be inferred from balance sheet size alone, but rather depends critically on the dynamic role of each link within the financial network.

Nevertheless, note that these findings are derived from the balance-sheet interconnections among the selected sectors within the Luxembourg financial centre and therefore reflect the scope of the network considered in this study. Given the highly international nature of the Luxembourg's financial system, cross-border exposures and external financial linkages may also play an important role in shaping the magnitude and transmission of spillovers.

[8] To capture time variation in growth rates, we estimate return covariances using an Exponentially Weighted Moving Average (EWMA) model, as in the RiskMetrics framework. Given the short time dimension and high cross-sectional dimensionality, we apply the MacGyver method of Robert F. Engle (2007), constructing the covariance matrix from the median of pairwise bivariate estimates.

[9] All robustness test results are available upon request.

Overall, the analysis provides a positive outlook on financial stability in Luxembourg. Monitoring balance-sheet linkages alongside evolving market conditions and policy frameworks helps to identify and assess systemic risk. Adopting a dynamic, link-based approach to systemic risk monitoring enables macroprudential authorities to enhance their early warning tools, thereby preserving the stability of the financial system and maintaining the resilience of Luxembourg's financial centre.

REFERENCES

Acemoglu, D. Ozdaglar, A. & Tahbaz-Salehi, A. (2015). Systemic risk and network formation. *American Economic Review*, 105(2), 564-608.

Adrian, T., & Brunnermeier, M. K. (2016). CoVaR. *American Economic Review, 106*(7), 1705–1741.

Adrian, T., & Shin, H. S. (2010). Liquidity and leverage. *Journal of Financial Intermediation, 19*(3), 418–437.

Acharya, V. V., Schnabl, P., & Suarez, G. (2013). Securitization without risk transfer. *Journal of Financial Economics*, 107(3), 515–536.

Acharya, V. V., Pedersen, L. H., Philippon, T., & Richardson, M. (2017). Measuring systemic risk. *The Review of Financial Studies*, 30(1), 2–47.

Aldasoro, I., & Doerr, S. (2023). Who borrows from money market funds. *BIS Quarterly Review*, December 2023: https://www.bis.org/publ/qtrpdf/r_qt2312d.pdf

Allen, F., & Gale, D. (2000). Financial contagion. *Journal of Political Economy*, 108(1), 1-33

BaFin. (2023). Current topics – Money market funds: ESMA specifies requirements of EU Regulation. https://www.bafin.de

Barigozzi, M., & Brownlees, C. (2019). Network-based measures of systemic risk. *Journal of Financial Econometrics, 17*(4), 687–722.

Barunik, J., & Krehlik, T. (2018). Measuring the frequency dynamics of financial connectedness and systemic risk. *Journal of Financial Econometrics, 16*(2), 271–296.

Basel Committee on Banking Supervision. (2010). Guidance for national authorities operating the countercyclical capital buffer. *Bank for International Settlements*.

Basu, S., & Michailidis, G. (2015). Regularized estimation in sparse high-dimensional time series models. *The Annals of Statistics*, 43, 1535-1567.

Bianchi, F., Boissay, F., & Callegari, G. (2018). Bank network topology and financial contagion. *Journal of Banking & Finance, 96*, 1–18.

Billio, M., Getmansky, M., Lo, A. W., & Pelizzon, L. (2012). Econometric measures of connectedness and systemic risk in the finance and insurance sectors. *Journal of Financial Economics, 104*(3), 535–559.

Brunnermeier, M. K., & Pedersen, L. H. (2009). Market liquidity and funding liquidity. *Review of Financial Studies, 22*(6), 2201–2238.

Bühlmann, P., & van de Geer, S. (2011). *Statistics for high-dimensional data: Methods, theory and applications*. Springer.

Chen, Q., Goldstein, I., & Jiang, W. (2010). Payoff complementarities and financial fragility. *Journal of Financial Economics*, 97(2), 239-262.

Cipriani, M., Martin, A., & Parigi, B. (2013). Money market funds intermediation, bank instability, and contagion. *Staff Reports 599, Federal Reserve Bank of New York*.

Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2012). Better to give than to receive: Predictive directional measurement of volatility spillovers. *International Journal of Forecasting, 28*(1), 57–66.

Diebold, F. X., & Yilmaz, K. (2014). On the network topology of variance decompositions: Measuring the connectedness of financial firms. *Journal of Econometrics, 182*(1), 119–134.

Di Filippo, G., & Pierret, F. (2022). A typology of Captive Financial Institutions in Luxembourg: Lessons from a New Database. *BCL working paper 157*: https://www.bcl.lu/en/publications/Working-papers/157/BCLWP157.pdf

Di Filippo, G. (2023). Alternative Distributions of Foreign Direct Investment Stocks: Evidence from Captive Financial Institutions affiliated to Private Equity and Real Estate Investment Funds in Luxembourg. *BCL Working Paper. 169*: https://www.bcl.lu/en/publications/Working-papers/169/BCLWP169.pdf

Di Filippo, G. (2024). Direct Investment Positions held by Captive Financial Institutions in Luxembourg affiliated to Investment Funds focusing on Private Equity or Real Estate. *BCL Working Paper*. 181: https://www.bcl.lu/en/publications/Working-papers/181/BCLWP181.pdf

Di Filippo, G. (2025). An analysis of the relationship between captive financial institutions and external lenders. *BCL Working Paper*, 197: https://www.bcl.lu/fr/Recherche/publications/cahiers_etudes/197/BCLWP197.pdf

Duffie, D. (2020). Still the World's Safe Haven? Redesigning the U.S. Treasury Market After the COVID-19 Crisis. *Hutchins Center Working Paper No. 62*

Efron, B., Hastie, T., Johnstone, I., & Tibshirani, R. (2004). Least angle regression. *Annals of Statistics, 32*(2), 407–499.

Engle, R. (2007). High dimensional dynamic correlations. Prepared for a Festschrift for David Hendry. Working Paper.

Eren, E., Schrimpf, A., & Sushko, V. (2020a). US dollar funding markets during the Covid-19 crisis—the money market fund turmoil. *BIS Bulletin No.14*. https://www.bis.org/publ/bisbull14.pdf.

Eren, E., Schrimpf, A., & Sushko, V. (2020b). US dollar funding markets during the Covid-19 crisis—the international dimension. *BIS Bulletin No.15*. https://www.bis.org/publ/bisbull15.htm

European Central Bank (ECB). (2020, April 16). ECB monetary policy measures in response to the COVID-19 pandemic. https://www.ecb.europa.eu

European Central Bank (ECB). (2021). How effective is the EU Money Market Fund Regulation? Lessons from the COVID-19 turmoil. https://www.ecb.europa.eu

European Central Bank (ECB). (2024). Financial stability review, May 2024. https://www.ecb.europa.eu

European Central Bank (ECB). (n.d.). Targeted longer-term refinancing operations (TLTROs). https://www.ecb.europa.eu

European Parliament & Council. (2017). Regulation (EU) 2017/1131 on money market funds. https://eur-lex.europa.eu

European Securities and Markets Authority (ESMA). (2021, March 26). ESMA consults on the framework for EU Money Market Funds. https://www.esma.europa.eu

European Securities and Markets Authority (ESMA). (2022, February 16). ESMA proposes reforms to improve resilience of Money Market Funds. https://www.esma.europa.eu

European Securities and Markets Authority (ESMA). (2023). Money market funds stress tests — overall resilience whilst LVNAVs exceed threshold. https://www.esma.europa.eu

European Systemic Risk Board (ESRB). (2020). Recommendation on liquidity risks in investment funds (ESRB/2020/4): https://www.esrb.europa.eu/pub/pdf/recommendations/esrb.recommendation200514_ESRB_on_liquidity_risks_in_investment_funds~4a3972a25d.en.pdf

European Systemic Risk Board (ESRB). (2022). Recommendation on reform of money market funds (ESRB/2021/9). https://www.esrb.europa.eu

European Systemic Risk Board (ESRB). (2025). Compliance report on MMF reform recommendations. https://www.esrb.europa.eu

Falato, A., Goldstein, I., & Hortaçsu, A. (2021). Financial fragility in the COVID-19 crisis: The case of investment funds in corporate bond markets. *Journal of Monetary Economics*, 123, 35-52

Financial Stability Board (2017-2025). Global Monitoring Report on Nonbank Financial Intermediation (NBFI).

Goldstein, I., Jiang, H., & Ng, D. (2017). Investor flows and fragility in corporate bond funds. *Journal of Financial Economics*, 126(3), 592-613.

Kacperczyk, M., & Schnabel, P. (2013). How safe are money market funds? *The Quarterly Journal of Economics*, 128(3), 1073-1122.

Karush, W. (1939). Minima of functions of several variables with inequalities as side constraints (Master's thesis). University of Chicago, Department of Mathematics.

Kuhn, H. W., & Tucker, A. W. (1951). Nonlinear programming. In *Proceedings of the Second Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability* (pp. 481–492). University of California Press.

McCabe, P.E. (2010). The cross section of money market fund risks and financial crises. *Finance and Economics Discussion Series 2010-51*, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.)

Nicholson, W. B., Matteson, D. S., & Bien, J. (2017). VARX-L: Structured regularization for large vector autoregressions. *Journal of Econometrics, 201*(2), 391–409.

Organisation for Economic Co-operation and Development (2025). OECD (2025), *OECD Economic Surveys: Luxembourg 2025*, OECD Publishing, Paris, https://doi.org/10.1787/803b3ea1-en.

Pozsar, Z., Adrian, T., Ashcraft, A., & Boesky, H. (2013). Shadow banking. *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports, 458*.

Tibshirani, R. (1996). Regression shrinkage and selection via the LASSO. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B, 58*(1), 267–288.

5. OFF-BALANCE SHEET EXPOSURES, BANK RISK, AND BUSINESS MODEL HETEROGENEITY: EVIDENCE FROM LUXEMBOURG.[1]

Alassane Diabate[2]

ABSTRACT

This paper analyses quarterly data on Luxembourg banks in order to investigate the relationship between off-balance sheet exposures and bank risk, as well as assessing differences depending on the business model of the bank in question. Our findings suggest that, at the system-wide level, off-balance sheet exposures do not pose a significant systemic risk in the Luxembourg banking sector. However, when accounting for heterogeneity in business models, we find that higher off-balance sheet exposures are associated with increased fragility and heightened volatility of return for Universal Banks and Covered Bond Banks. These results highlight the importance of model-dependent supervision, suggesting that capital requirements for contingent liabilities should be tailored to the distinct operational structures and risk profiles of banks.

JEL Classification: *G21, G28, G32*
Keywords: *Off-balance sheet exposures, bank risk, bank business models*

[1] This study should not be reported as representing the views of the Banque centrale du Luxembourg (BCL) or the Eurosystem. The views expressed are those of the author and may not be shared by other research staff or policymakers at the BCL or the Eurosystem.

[2] Financial Stability and Macroprudential Surveillance Department, Banque centrale du Luxembourg.

1. INTRODUCTION

The expansion of off-balance sheet (hereafter OBS) activities is one of the most notable features of modern banking. These commitments include, among other things, undrawn credit lines, financial guarantees, liquidity backstops, and derivative contracts, which are not fully reflected on banks' balance sheets but which may materialise as binding obligations. The role of OBS activities in shaping bank risk has been debated for decades, with mixed conclusions being reached. On the one hand, traditional views suggest that OBS activities can serve as tools for diversification and prudential discipline, encouraging banks to maintain stronger on-balance sheet profiles. More recent perspectives, however highlight OBS activities as a source of hidden leverage, opacity, and fragility.

One strand of the literature argues that OBS commitments create implicit leverage which can exacerbate moral hazard. Since OBS instruments often require lower capital than on-balance sheet exposures, banks may be incentivised to expand OBS activities in a way that increases asset risk. Angbazo (1997), for example, provided evidence for the moral hazard hypothesis by documenting a significant relationship between interest rate and liquidity risks, and OBS activities. Several other studies also link OBS activities to higher risk (e.g. Haq *et al.*, 2022; Haq and Heaney, 2012; Nijskens and Wagner, 2011) and more volatile revenues (e.g. Calmès and Théoret, 2010). In line with Biais *et al.* (2016), risk-sharing through OBS instruments may weaken incentives for risk prevention and encourage risk-taking.

By contrast, another body of research finds a negative relationship between OBS exposures and bank risk. Early studies on US banks, such as those by Avery and Berger (1991), Hassan and Sackley (1994) and Boot and Thakor (1991), show that loan commitments are associated with lower risk, which is consistent with the effects of diversification. More recently, Haq *et al.* (2022) using data on publicly listed banks in G-7 countries, found that OBS exposures are associated with lower aggregate and idiosyncratic risks, even though they increased tail risk.

OBS activities are also a key component of non-traditional banking, generating non-interest income. However, research on income diversification reports mixed results regarding the impact of non-interest income on risk. DeYoung and Roland (2001), as well as Stiroh (2004, 2006) argue that greater diversification into non-interest income-generating activities is associated with lower risk-adjusted profits, higher risk and increased earnings volatility. Similarly, Brunnermeier *et al.* (2020) and Lepetit *et al.* (2008) found that a higher share of non-interest income is linked to greater systemic risk and insolvency risk. Conversely, Abedifar *et al.* (2018) found that non-interest income had no effect on the credit risk of US banks, while Köhler (2015) documented that EU savings and cooperative banks would become significantly more stable and profitable if they increased their share of non-interest income.

Overall, the literature suggests that exposures to OBS can enhance diversification and stability, but they also pose significant risks if they are excessive or poorly managed. This caution is reflected in regulatory frameworks since credit conversion factors (CCFs) have incorporated at least some OBS exposures into capital requirements, and the European Banking Authority (EBA, 2020) has emphasised the importance of integrating loan commitments and guarantees into governance and risk management frameworks.

This research explicitly investigates whether OBS exposures are associated with higher fragility, or with prudential discipline, in the Luxembourg banking sector. Given the mixed evidence in the global literature and the systemic importance of a financial hub like Luxembourg, a targeted, country-specific analysis is critical for assessing financial stability. Luxembourg is therefore an especially relevant case. Its banking system exhibits high OBS volumes, particularly through guarantees and undrawn credit lines,

relative to the size of the domestic economy, while simultaneously maintaining strong prudential indicators, such as high CET1 ratios, low non-performing loans, robust liquidity, and diversified asset structures. This juxtaposition suggests that OBS exposures may encourage banks to maintain cleaner, more resilient balance sheets in order to offset contingent risks and to preserve market and supervisory confidence. However, these aggregate strengths may also mask localised vulnerabilities highlighting the importance of institutional heterogeneity in shaping risk dynamics.

Prior research shows that bank heterogeneity plays an important role in determining resilience. Greater diversity in business models has been linked to greater stability in the banking system (Marques and Alves, 2024), and differences in business models are important to consider when analysing bank risk (Köhler, 2015). Farnè and Vouldis (2021) empirically showed that banks operating under different business models exhibit substantial variation in performance and risk metrics. Meanwhile, Ayadi *et al.* (2025) documented that these banks contribute to and are exposed to systemic risk differently during periods of instability. Köhler (2014) emphasised the need to consider banks' business models when evaluating the impact of non-interest income, which may arise from OBS activities, on banking risk. Furthermore, the EBA advocates for business model segmentation to ascertain whether an institution's capital and liquidity adequately cover its current and potential risks[3]. Within the Luxembourg context, the Banque centrale du Luxembourg (BCL)'s systemic risk and efficiency analysis shows that risk contribution differs significantly across banks' business models. This underscores the need to account for business model heterogeneity when assessing the banking sector risk[4]. Against this background, this paper explicitly incorporates business model classifications into the empirical analysis to assess whether the relationship between OBS exposures and bank risk depends on the nature of the bank's business model.

From this perspective, we use the EBA funding risk indicator (FND 13) which is defined as OBS items over total assets to proxy the intensity of OBS exposures. Bank risk is measured using Z-score and return volatility. The analysis relies on the specialized business model classification of the Commission de Surveillance du Secteur Financier (CSSF). The investigation covers the period of 2014Q3 to 2025Q2.

Our empirical results indicate that, on average, OBS exposures are unrelated to risk; however, there is a marked heterogeneity across business models. More specifically, while most of the business models show a risk-neutral relationship, OBS exposures significantly erode the stability and lead to more volatile returns of Covered Bonds banks and Universal institutions. Factors such a high level of asset encumbrance, low incentives for debt holders to exert market discipline, persistent gaps in risk data aggregation and the complexity, and the too-big-to-fail status, appear to enable these groups of banks to leverage OBS activities to increase risk and, consequently constituting a source of fragility.

This paper makes several contributions to the literature on non-traditional banking, and business models, as well as financial stability. First, it provides a targeted analysis of a major global financial hub, thereby contributing to the empirical debate on the role of non-traditional activities in shaping bank stability. Second, it expands upon the literature on bank heterogeneity by employing the CSSF business model classification. This classification goes beyond the traditional categorisation of banks (investment, retail and market-oriented banks) to demonstrate that the risk-increasing effects of OBS are primarily present in Covered Bond and Universal Banks. This evidence validates the need for

[3] The common framework presented in the EBA guidelines on common procedures and methodologies for the Supervisory Review and Evaluation Process (SREP) revised in 2022, is built on a. business model analysis; b. assessment of internal governance arrangements and institution-wide controls; c. assessment of risks to capital and adequacy of capital to cover these risks; and d. assessment of risks to liquidity and adequacy of liquidity resources to cover these risks.

[4] See for example Diallo (2020) and Jin (2024)

disaggregated analyses, as aggregate statistics can mask localized vulnerabilities. Our results suggest that OBS activities may not pose a systemic threat to the Luxembourg banking system as a whole, but model-dependent supervision is required to strengthen the banking system. Treating contingent liabilities uniformly across banks may overlook risks concentrated in business models characterised by high complexity, secured funding and asset encumbrance. These findings highlight the necessity of tailoring capital requirements for contingent liabilities to the specific vulnerabilities of each bank type. This suggests that uniform CCFs may not fully capture the financial stability implications of contingent liabilities across diverse banking models. We therefore provide an empirical justification for implementing targeted Pillar 2 capital add-ons within the SREP framework. Finally, our results suggest that the CRR/CRD IV framework, which permitted a zero percent CCF on certain OBS items, may have underestimated risks for some banks. This validates the recent regulatory shift toward 10% CCF floor, as introduced by the CRR III / CRD VI framework.

The remainder of the paper is organised as follows: Section 2, presents the data and methodology, Section 3 discusses the empirical results, Section 4 provides robustness checks and Section 5 concludes.

2. DATA AND METHODOLOGY

2.1. DATA DESCRIPTION

We build our dataset by merging bank-level supervisory data from FINREP[5] and COREP[6] reporting, with quarterly macroeconomic indicators from ECB Data Portal and Eurostat. We exclude bank-quarter observations with missing values for total assets. Observation lacking this information may reflect reporting gaps or non-operational periods. This exclusion ensures data comparability across banks and over time. Furthermore, we remove institutions that are not classified into a business model category, since the core objective of our analysis includes the assessment of the role of business model in the relation between OBS exposures and risk. Including unclassified institutions would introduce into the analysis a group with no clear economic interpretation that could influence the aggregate assessment of the Luxembourgish market. That would also hinder the ability to make meaningful comparisons between distinct business models. Our final unbalanced panel comprises 161 unique Luxembourg banks, totaling 4,524 bank-quarter observations over the period spanning from 2014Q3 to 2025Q2. We apply winsorization at the 5th and 95th percentiles to address data distribution concerns and limit the influence of outliers.

Our sample period begins in 2014Q3, following the entry into force of the CRR under CRR/CRD IV legislative package, which introduced a harmonized regulatory treatment of contingent liabilities through CCF with zero weight for some items. It ends in 2025Q2, coinciding with the initial implementation phase of CRR III / CRD VI which introduces a 10 % floor for many items. Although transitional arrangements allow for gradual implementation across institutions, our investigation window reflects the regulatory regime under which certain OBS exposures could receive a 0 % CCF. Consequently, this investigation allows us to shed light on whether this regime successfully captured the underlying risks across different business models, or if it left fragilities that justified the introduction of the new regime floors.

5 FINREP (Financial Reporting) refers to the reporting of accounting data and financial statements based on IFRS
6 COREP (Common Reporting) is the framework for prudential reporting related to risk and capital requirements under the Capital Requirements Directive (CRD) and Regulation (CRR).

2.2. VARIABLES DEFINITION

2.2.1. Bank risk

In this study we measure risk by the Z-score widely used in the literature (e.g. Amin et al, 2024, Bouvatier et al, 2023; Rauf, 2023; Laeven and Levine, 2009; Lepetit and Strobel, 2015, Ashraf, 2017, Barry *et al.*, 2011; Boyd and Runkle, 1993, Vallascas *et al.*, 2017). Z-score represents the number of standard deviations by which bank returns have to fall to wipe out all bank equity. A higher Z-score means lower insolvency risk while a lower Z-score indicates higher insolvency risk and financial fragility. This metric accounts for a bank's capital buffer and its earnings volatility. It is calculated as follow:

$$Zscore = \frac{ROA + EQTA}{\sigma(ROA)}$$

where ROA is the quarterly return on assets, $EQTA$ is equity to total assets ratio and $\sigma(ROA)$ is the standard deviation of return on assets (ROA). We use 2-year rolling window[7]. Since *Z-score* is a skewed risk measure, we follow the literature and use the natural logarithm.

Additionally, we focus specifically on earnings volatility as a distinct risk proxy, since more volatile returns create uncertainty regarding the adequacy of a bank's equity to absorb unexpected losses, thereby increasing the probability of insolvency. Consequently, in line with the literature (e.g. Mohsni *et al.*, 2021; Otchere *et al.*, 2020; Saghi-Zedek and Tarazi, 2015), we use the volatility of return on assets (sdROA). We also use a rolling window of 2 years to compute this metric and its natural logarithm to control for extreme values.

As robustness checks, following papers such Lepetit *et al.* (2008), Saghi-Zedek and Tarazi (2015), Köhler (2015) and Barry *et al.* (2011), we decompose the Z-score in its additive component capturing portfolio risk and leverage risk. We also use the volatility of return on equity to assess the robustness of our findings. The standard deviation of return on equity is commonly used in banking literature to assess bank risk (e.g. Berger *et al.*, 2017; Pennathur *et al.*, 2012; Mohsni *et al.*, 2021; Barry *et al.*, 2011).

2.2.2. Off-balance sheet exposures

Our main measure of OBS exposure, *OBS_cg*, is the ratio of OBS items to total assets (FND 13), defined by the EBA. OBS items include loan commitments, financial guarantees given and other contingent commitments[8]. By scaling these items to the balance sheet, the ratio provides a consistent metric to assess the potential magnitude of a bank's contractual obligations relative to its overall size.

2.2.3. Bank business model

Banks operate under a wide range of business models that reflect differences in their strategic orientation, core activities, client base and risk profile. This heterogeneity has important implications for how they manage risks and, consequently, for financial stability (see for example Marques and Alves, 2024;

[7] For robustness checks, we alternatively use 3-year rolling windows. We also calculate another version of Z-score with the current values of equity to assets ratio.

[8] See THE EBA RISK INDICATORS METHODOLOGICAL GUIDE ((https://www.eba.europa.eu/documents/10180/1380571/02c01596-5122-4d45-ac3e-23eb2f79f032/EBA%20Methodological%20Guide%20-%20Risk%20Indicators%20and%20DRAT.pdf))

Köhler, 2015; Farnè and Vouldis, 2021: Ayadi *et al.*, 2025; Köhler, 2014; EBA, 2022). Recognizing these differences is crucial to understanding the transmission of financial risks.

While the literature often relies on broad clusters (e.g., retail vs. investment), this paper adopts a more granular decomposition of the Luxembourg banking landscape by employing the business model classification used by the CSSF. This classification distinguishes Corporate Finance (CF), Covered Bonds Banking (CBB), Custodian Banking and Activities Linked to Investment Funds (CBALIF), Private Banking (PB), Retail and Commercial Banking (RCB), Universal Banking (UB) and Clearing, Treasury and Payment Services (CTPS). To account for these business models, we construct a set of business model dummy D_{BM_k} that take the value 1 if a bank belongs to the business model group k, and 0 otherwise.

2.2.4. Control variables

Following the literature on the determinants of bank risk, we control for various bank-specific factors, banking system characteristics, and macroeconomic conditions that may influence stability. Specifically, we account for bank size, measured by the natural logarithm of total assets, and capitalization, defined as the equity to total assets ratio. We also include in our analysis the cost-to-income ratio as a proxy for operational efficiency, while liquidity and market discipline are captured by the deposit to total assets ratio. Furthermore, we control for the impact of mergers and acquisitions by introducing in the empirical farmwork a dummy variable equal to one if a bank's quarterly asset growth rate exceeds 10%, and zero otherwise. We also control the influence of competition with the Herfindahl–Hirschman Index (HHI), defined as the fraction of the sum of the squared shares of bank deposits to total deposits. Since our analysis period includes the Covid-19 crisis period, we account for the pandemic's impact on bank risk. As such, we construct a dummy variable equal to one from 2020Q1 to 2021Q2. Finally, real GDP growth and inflation rate are used as macroeconomic control variables.

2.3. DESCRIPTIVE STATISTICS

Table 1 presents the descriptive statistics of our variables for the full sample. On average, our main variable capturing the overall risk, the natural logarithm of the Z-score is 3.17, which is relatively high, indicating the good financial strength of the Luxembourg banking system. The mean value of -5.84 for the natural logarithm of the standard deviation of ROA represents also a very low absolute volatility of returns, which is typical of a stable financial system. This financial strength is also perceived through a relative high level of capital, liquidity and stable funding. The average level of equity to assets ratio is 13,1% while the mean of the ratio of deposits over total assets is 78,97%. OBS exposures are quantitatively important. On average they represent almost a quarter of banks' balance sheet volume, highlighting their potential relevance for risk-taking and financial stability. In contrast, Luxembourg banks' efficiency appears weaker over our investigation period. On average, their costs represent 63,78% of their operating income, which is relatively high.

The analysis of the business model distribution highlights the largest shares for PB (29.89%) and CF banks (27.59%), followed by CBALIF banks (22.99%). In contrast, traditional retail banking activities represent a smaller fraction of the sample, with RCB banks accounting for 7.18% and UB banks, which also operate in traditional retail banking, for 4.86%. Finally, CTPS banks represent 5.79% of the sample, while CBB banks account for 1,7%. Overall, these figures confirm that Luxembourg's banking sector is predominantly oriented toward wealth management, corporate services, and investment fund-related activities rather than conventional retail banking.

From a macroeconomic perspective, the sample period is characterized, on average, by a moderate economic expansion. The mean of quarterly growth rate of real GDP is 0,39%. However, this metric displays large fluctuations, reflecting severe contractions, most likely during the Covid-19 crisis and strong rebounds periods. Inflation is moderate on average with a mean of 2.53%, although episodes to high inflation are observed, consistent with the post-pandemic inflationary environment. Finally, the HHI index suggests that the Luxemburg banking sector is relatively competitive with a mean of 355.72.

The table 7 of the Appendix reports the Pearson correlation coefficients. The correlations between our proxy for OBS exposures and the risk measures are negligeable, potentially indicating a neutral relationship at the aggregate level between bank risk and OBS exposures over our investigation period. Furthermore, all pairwise correlations among independent variables remain low, suggesting that multicollinearity is unlikely to be a concern.

Table 1:

Variable definitions and descriptive statistics

VARIABLE	DEFINITION	OBS	MEAN	STD. DEV.	MIN	MAX
Panel A: main variables						
$Zscore$	Logarithm of the sum of return on assets and equity to total assets ratio divided by the standard deviation of return on assets. Computed using a 2-year rolling window	4,362	3.166	1.061	0.924	4.815
$sdROA$	Logarithm of the standard deviation of return on assets computed using a 2-year rolling window	4,362	-5.837	1.512	-13.209	2.012
OBS_{cg} (%)	Corresponds to the EBA FND 13 indicator calculated as off-balance sheet items to total assets	3,756	24.709	31.961	0.012	121.385
Panel B: bank-level controls						
Size	Natural logarithm of total assets	4,524	21.450	1.971	9.320	25.198
Capitalization (%)	Equity to total assets ratio	4,524	13.099	17.833	0.221	73.638
Liquidity (%)	Total deposits to total assets ratio	4,353	78.960	19.556	27.378	98.268
Efficiency (%)	Cost-to-income ratio	4,518	63.776	36.012	5.957	152.676
M&A	Dummy for mergers and acquisitions. Dummy equal to one if the asset growth rate is greater than 10% during the quarter and zero otherwise.	4,524	0.220	0.415	0.000	1.000
Panel C: macroeconomic controls						
Competition	Herfindahl–Hirschman Index (HHI) defined as the fraction of the sum of the squared shares of bank deposits to total deposits	4,524	355.716	150.410	260.617	1,135.338
GDP growth (%)	Quarterly growth rate of real GDP	4,439	0.391	2.168	-6.804	8.499
Covid-19	Dummy variable equal to one for the period from 2020Q1 to 2021Q2.	4,524	0.167	0.373	0.000	1.000
Inflation (%)	Quarterly HICP inflation rate	4,524	2.531	2.408	-0.900	10.300
Panel D: robustness variables						
$Zeqta_{2Y}$	Logarithm of equity to total assets ratio divided by the standard deviation of return on assets. Computed using a 2-year rolling window	4,362	3.074	1.171	0.420	4.803
$Zroa_{2Y}$	Logarithm of return on assets divided by the standard deviation of return on assets. Computed using a 2-year rolling window	4,362	1.119	0.423	0.000	1.561
$Zscore^{C}$	Logarithm of the sum of return on assets and equity to total assets ratio divided by the standard deviation of return on assets. Computed using a 2-year rolling window for the moving mean and standard deviation of ROA and the current period value of the equity-asset ratio	4,362	3.163	1.083	0.853	4.855
$sdROE$	Logarithm of the standard deviation of return on equity computed using a 2-year rolling window	4,333	-3.138	1.337	-9.070	7.120
$Zscore_{3Y}$	Logarithm of the sum of return on assets and equity to total assets ratio divided by the standard deviation of return on assets. Computed using a 3-year rolling window	4,362	3.104	1.046	0.905	4.701
$Zeqta_{3Y}$	Logarithm of equity to total assets ratio divided by the standard deviation of return on assets. Computed using a 3-year rolling window	4,362	3.016	1.149	0.438	4.697
$Zroa_{3Y}$	Logarithm of return on assets divided by the standard deviation of return on assets. Computed using a 3-year rolling window	4,362	1.067	0.412	0.000	1.512
$Zscore_{3Y}^{C}$	Logarithm of the sum of return on assets and equity to total assets ratio divided by the standard deviation of return on assets. Computed using a 3-year rolling window for the moving mean and standard deviation of ROA and the current period value of the equity-asset ratio	4,362	3.100	1.078	0.832	4.775

Table 1: (continue)

VARIABLE	DEFINITION	OBS	MEAN	STD. DEV.	MIN	MAX
Panel D: robustness variables						
$sdROA_{3Y}$	Logarithm of the standard deviation of return on assets computed using a 3-year rolling window	4,362	-5.765	1.527	-13.131	2.012
$sdROE_{3Y}$	Logarithm of the standard deviation of return on equity computed using a 3-year rolling window	4,333	-3.058	1.345	-9.070	7.120
Panel E: Business model composition						
VARIABLES	**BUSINESS MODEL**		**FREQUENCY**		**PERCENT**	
$D_{BM_{CF}}$	Corporate Finance		1,248		27.59	
$D_{BM_{CBB}}$	Covered Bonds Banking		77		1.7	
$D_{BM_{\text{CBALIF}}}$	Custodian Banking and Activities Linked to Investment Funds		1,040		22.99	
$D_{BM_{PB}}$	Private Banking		1,352		29.89	
$D_{BM_{RCB}}$	Retail and Commercial Banking		325		7.18	
$D_{BM_{UB}}$	Universal Banking		220		4.86	
$D_{BM_{CTPS}}$	Clearing, Treasury and Payment Services		262		5.79	

2.4. METHODOLOGY

This study investigates the relationship between OBS exposures and bank risk using quarterly panel data on Luxembourg banks. The main purpose is to determine how OBS exposures are associated with bank vulnerability and whether this relationship differs across business models. To address this, we follow Haq *et al.* (2022) and estimate fixed effects[9] panel regressions[10] of the following form:

$$Risk_{it} = \gamma_i + \theta_t + \omega_1 OBS_cg_{i,t-1} + \omega X_{i,t-1} + \mu_{it} \quad (1)$$

where $Risk_{it}$ is either the *Z-score* or the standard deviation of ROA of bank *i* at time *t*, γ_i and θ_t are bank and time fixed effects, respectively. $OBS_cg_{i,t-1}$ is the measure OBS exposures, and $\mathrm{X}_{i,t-1}$ is a vector of control variables.

ω_1 gives the impact of OBS exposures on risk for all banks, independently of their business model. We do not assign a clear expected sign to this coefficient *ex ante*, as the theoretical effect of OBS exposures on risk is ambiguous. A higher OBS ratio reflects contingent obligations that mechanically increase leverage and exposures, thereby associated with higher risk. Banks may indeed use OBS instruments to optimize capital use and enhance profitability, potentially amplifying risk through hidden leverage (moral hazard channel, see Angbazo, 1997). On the other hand, it may also reflect income diversification, which could be associated with lower overall risk (see Avery and Berger, 1991; Hassan and Sackley, 1994; Boot and Thakor, 1991). The net relationship is thus an empirical matter. A non-significant

[9] As a robustness check, we employ the Two-step IV-GMM estimator.

[10] We also perform Hausman-type test to choose between fixed effects and random effects. The standard Hausman test, which assumes homoskedasticity and does not allow clustering standard errors, is potentially invalid in presence of heteroskedasticity and serial correlation common in bank-level data. Consequently, we rely on the Sargan-Hansen test of overidentifying restrictions using the xtoverid command in Stata (Schaffer & Stillman, 2016). The test strongly rejects the null hypothesis, indicating that the bank-specific effects are correlated with the regressors. This result confirms that fixed effects is the only consistent estimator for our specification, further supporting our decision to follow the methodology of Haq *et al.* (2022).

coefficient would suggest that the average association across banks masks important underlying differences, which are further examined through interaction terms.

To explore heterogeneity across bank business models, we augment the first specification by introducing interaction terms between *OBS_cg* and business model dummies D_{BM_k}:

$$Risk_{it} = \alpha_i + \xi_t + \varphi_1 OBS_cg_{i,t-1} + \sum_k \delta_k D_{BM_k} OBS_cg_{i,t-1} + \varphi X_{i,t-1} + \eta_{it} \quad (2)$$

where α_i and ξ_t are bank and time fixed effects, and D_{BM_k} is a dummy variable equal to 1 if the bank belongs to business model k, and zero otherwise. We set the group of corporate finance banks (CF) as the reference group. Thus, φ_1 gives the impact of OBS exposures on risk for CF banks. These institutions provide large credit lines, underwriting services, and corporate guarantees to large corporate clients. These activities may lead to significant contingent liabilities and thus higher risk. However, the managers of these banks may be willing to show to the market their ability to meet their obligations if several commitments are drawn in a downturn, which may lead them to manage exposures more prudently. Moreover, their client base may tolerate higher price for loan commitments in exchange for reliability (Rauf, 2023) allowing them to limit risk-taking. Therefore, the net effect of OBS exposures is therefore ambiguous.

The effect of OBS exposures on risk for a bank belonging to the group *k* is given by $\varphi_1 + \delta_k$. For CBB banks, the sign of $\varphi_1 + \delta_{CBB}$ may be ambiguous *ex ante*. CBB banks are specialized in issuing covered bonds backed by high quality cover pools. Their business model allows them to extend their loan portfolio with relatively low capital requirement and cheap secured funding but it also increases assets encumbrance by concentrating the safest assets in the cover pools. Investors consider covered bonds to be safe because loans that default or are repaid early must be replaced within the asset pool to maintain stability. CBB banks may therefore face few incentives from these investors to prevent them to take on risk (see Garcia-Appendini *et al.*, 2023). That could support the moral hazard hypothesis leading to a positive association between OBS activities and risk. At the same time, concentrating safe assets in the cover pools mechanically reduces the stock of unencumbered assets and gives a lower priority to unsecured debtholders. The latter should increase monitoring intensity due to their loss in case of bankruptcy (Birchler, 2000; Danisewicz *et al.*, 2018;). Unsecured debtholders might therefore exert strong market discipline on CBB banks, limiting their risk-taking behavior and thus influencing the relationship between OBS exposure and risk. Conversely, a business model characterized by a high level of asset encumbrance, which leaves a small share of unencumbered assets available to meet withdrawals and honor commitments, may lead to greater financial fragility (Ahnert *et al.* 2019; Garcia-Appendini *et al.*, 2023). All in all, we expect the risk increasing effect to dominate and thus $\varphi_1 + \delta_{CBB}$ to be negative and significant when the Z-score is used as risk variable.

As to CBALIF banks, they are reputable institutions engaged primarily in low-risk services such as safekeeping assets and settlement. They have a very limited risk appetite (Coste *et al.*, 2021) and engage in very little maturity transformation in order to be able to respond quickly to depositors' requests for cash withdrawals (CdRS, 2024). Their OBS items are less related to credit. Hence, $\varphi_1 + \delta_{CBALIF}$ is expected to be not significant.

PB banks and RCB banks' OBS activities mainly consist of credit lines and guarantees to households, small and medium-sized enterprises (SMEs) and very wealthy clients. Those banks are essentially customer- and retail-oriented. The literature emphasizes that such banks generally have less appetite for risk and are more stable than investment-oriented banks (see for example Farnè and Vouldis, 2021; Ayadi *et al.*, 2025; Köhler, 2015; Köhler, 2014). Thus, PB and RCB business models might influence the relationship between OBS exposures and risk to a negative relationship. However, competition pressure and the search for better yield may also lead these institutions to use OBS items such as credit lines and guarantee, to expand lending volume and fee income. This behavior introduces a risk-increasing influence of OBS exposures on bank risk. The two opposing effects can offset each other. In that case, $\varphi_1 + \delta_{PB}$ and $\varphi_1 + \delta_{RCB}$ will be non-significant. However, long-term relationship considerations and reputational concerns might matter most for this type of banks, leading to positive and significant $\varphi_1 + \delta_{PB}$ and $\varphi_1 + \delta_{RCB}$ in the Z-score equation.

In the UB framework, $\varphi_1 + \delta_{UB}$ is expected to be significant and negative in the equation of Z-score. UB banks combine traditional lending and deposit-taking with investment banking activities, which makes them among the most complex institutions. Their wide range of activities exposes them to various risks and encourages them to engage in complex OBS operations. Greater complexity is positively associated with bank risk (Ho *et al.*, 2022), weakens risk management, thereby increasing operational risk (Chernobai *et al.*, 2021), and increases banks systemic risks (Correa *et al.*, 2022). While the literature indicates traditional banking activities to be linked to stability, whereas investment-oriented models tend to increase bank risk, this would in principle suggest an ambiguous sign for $\varphi_1 + \delta_{UB}$. However, the risk-increasing effect of complexity might dominate any diversification benefits, so that higher OBS exposures for UB banks is expected to be associated with higher risk. In addition, because UB banks are often systemically important, they may benefit from implicit government guarantees. This can incentivize management to take on excessive risks, as they expect a bailout in a crisis (Brewer and Jagtiani, 2011; Sorkin, 2009). Accordingly, $\varphi_1 + \delta_{UB}$ is a priori expected to be negative and statistically significant when the Z-score is used as risk variable. Furthermore, although UB banks are subject to stricter prudential scrutiny and more intensive supervisory cycles, there is still a persistent gap in risk data aggregation[11] and that can lead to elevated operational and systemic risks. This may indicate that supervisory pressure may not fully neutralize the risk-increasing influence of complexity, further supporting our expectation for a negative and statistically significant $\varphi_1 + \delta_{UB}$ in the equation of Z-score.

Finally, the CTPS business model is essentially centered on settlement, payment processing and treasury services, which generally implies low risk appetite. OBS exposures for CTPS banks mainly relate to low-risk operational functions, such as short-term settlement, liquidity lines and guarantees linked to the payment and clearing system. In this context, their OBS exposures may reflect service-based, fee-generating activities that are managed within a robust internal control system. Moreover, since these banks are central nodes in the payment system, they face close oversight by central banks and possess strong reputational incentives to maintain financial stability. As a result, their OBS usage is unlikely driven by increasing implicit leverage for profit. As such, $\varphi_1 + \delta_{CTPS}$ is expected to be non-significant in the Z-score equation.

[11] According to the ECB, strengthening banks' operational resilience and fostering robust ICT capabilities, alongside strengthening banks' resilience to geopolitical risks and macro-financial uncertainties, are the supervisory priorities for 2026-28 in order to address vulnerabilities in banks. One of the reasons of this is that persistent gaps must still be fixed in Risk Data Aggregation and Risk Reporting (RDARR), which refers to the ability of banks to effectively manage and aggregate risk-related data. The 2025 Supervisory Review and Evaluation Process (SREP) findings indeed indicated persistent deficiencies in banks' RDARR frameworks. Progress by supervised entities remains slow, and supervisory activities conducted in previous cycles reveal the need to continue strengthening remediation efforts to address these gaps as regard to supervisory expectations. The RDARR framework is used as the operational implementation of the requirements from BCBS 239 which was published by the Basel Committee on Banking Supervision (BCBS) in 2013 and has been binding for Global Systemically Important Banks (G-SIBs) since 2016. RDARR therefore specifically concerns the largest and most complex banks.

3. RESULTS

This section examines the relationship between OBS exposures and bank risk and whether bank business models influence this relationship. Table 2 presents the results from the fixed effects panel regressions. Columns (1) and (3) display the results for the specification (1), establishing a link between OBS exposures and risk across the entire sample without accounting for bank heterogeneity. Columns (2) and (4) present results of specification (2), which accounts for the role of bank business models. All specifications include bank and time fixed effects, and to account for serial correlation within individual institutions, we employ robust standard errors clustered at the bank level[12] following Arellano (1987).

In the specification (1), the coefficients of OBS exposures (ω_1), are not statistically significant in both Z-score and sdROA equations. These results suggest that, on average, OBS activities are not related to bank risk in Luxembourg. Thus, on average the beneficial effect of income diversification and the risk-increasing effect associated with implicit leverage offset each other. Such aggregate estimates may mask significant differences across banks, underlying the necessity to explore cross-bank heterogeneity.

The results of specification (2), which explores heterogeneity across business models, reveal substantial differences in how OBS exposures relate to bank risk. For CBB and UB banks, the Wald tests on $\varphi_1 + \delta_k$ coefficients showing the net effect of OBS exposures on risk for each business model, are statistically significant and negative in Z-score regression, while significant and positive in the sdROA equation. Thus, for both groups, higher OBS activities are associated with a lower overall stability and heightened return volatility.

The results for these groups are also economically significant. For UB banks, a one percentage point increase in OBS exposure is associated with a 1.48% decline in the Z-score and a 1.63% increase in ROA volatility. The economic magnitude is even more pronounced for CBB Banks. For this group, a one percentage point increase in OBS exposure is followed by a 4.31% decline in overall stability and a 3.78% increase in return volatility.

These findings may indicate that because OBS instruments require lower capital compared to on-balance sheet exposures, these types of banks may utilize them to take on additional risk (Angbazo, 1997). Both groups appear to benefit from implicit leverage, using OBS instruments to optimize capital use and enhance profitability, while amplifying risk through hidden leverage. This is in line with papers linking OBS activities to higher risk (e.g. Haq *et al.*, 2022; Haq and Heaney, 2012; Nijskens and Wagner, 2011; Bias *et al.*, 2016) and more volatile revenues (e.g. Calmès and Théoret, 2010).

These results align with the implications of bearing a relatively small share of unencumbered assets at CBB banks, which hinders their ability to meet withdrawals, heightening fragility. Furthermore, with little incentive from investors to curb bank risk-taking, CBB banks may leverage OBS activities as an additional channel to increase risk.

As for UB banks, our results are consistent with their inherent characteristics and align with the literature linking their higher degree of complexity to the risks they carry. The risk-increasing effect of this complexity dominates any theoretical diversification benefits for those with higher OBS exposures. Furthermore, despite being under intense prudential scrutiny, the persistent gaps in risk data aggregation within these complex structures allow OBS activities to remain a source of opacity and fragility. Finally,

[12] In robustness check, we alternatively use two-way clustered standard errors.

the "Too Big to Fail" status of UB banks provides an implicit government guarantee, further incentivizing management to pursue aggressive OBS strategies under the expectation of a bailout.

The results concerning CF, CBALIF, PB, RCB and CTPS banks indicate that their overall stability and return volatility are unrelated to their OBS exposures. φ_1, the coefficient of OBS exposure for the reference group (CF banks), is not strongly significant and the Wald tests conducted on $\varphi_1 + \delta_k$ coefficients indicate no impact for the remaining group.

A first reason may relate to the nature of OBS activities undertaken by CBALIF and CTPS banks. While CBALIF banks are primarily involved in low-risk services such as safekeeping assets and settlement, CTPS banks' OBS items are largely related to service-based, fee-generating activities managed within robust internal control systems. The CBALIF business model involves limited maturity transformation whereas CTPS banks face close oversight by central banks. As a result, OBS exposure by these types of banks may not materially alter their risk profile, consistent with the absence of a significant empirical relationship.

Second, PB and RCB banks rely more on stable funding sources and compared to investment-oriented banks, they have generally less appetite for risk and are more stable. In addition, OBS activities may amplify the risk-decreasing effect of diversification through improved profitability. However, competition pressure and the search for better yield may also lead banks to use credit lines and guarantees to take on more risk. The two opposing effects can offset each other resulting in the non-statistically significant empirical relationship we find.

This offsetting mechanism may also explain the neutral effect observed for CF banks. Although their business model creates significant contingent liabilities, these banks may adopt a prudent management and have a strong incentive to signal their solvency and reliability to the market.

Overall, the average neutral effect observed within the Luxembourg banking sector is driven by the risk-neutral relationship in most of the business models. This average effect suggests that OBS exposures do not appear to be a source of vulnerability in Luxembourg. However, they constitute a driver of fragility for UB and CBB banks.

Table 2:

Off-Balance sheet exposure, business models, and bank risk

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Zscore	*Zscore*	*sdROA*	*sdROA*
OBS_{cg} (ω_1)	0.0024 (0.0015)		-0.0016 (0.0020)	
OBS_{cg} (φ_1)		0.0045* (0.0027)		-0.0039 (0.0029)
$D_{BM_{CBB}} * OBS_{cg}$ (δ_{CBB})		-0.0476*** (0.0122)		0.0417*** (0.0135)
$D_{BM_{\text{CBALIF}}} * OBS_{cg}$ (δ_{CBALIF})		-0.0051* (0.0031)		0.0049 (0.0034)
$D_{BM_{PB}} * OBS_{cg}$ (δ_{PB})		-0.0015 (0.0034)		0.0021 (0.0048)
$D_{BM_{RCB}} * OBS_{cg}$ (δ_{RCB})		-0.0068 (0.0049)		0.0047 (0.0053)
$D_{BM_{UB}} * OBS_{cg}$ (δ_{UB})		-0.0193*** (0.0059)		0.0201*** (0.0059)
$D_{BM_{\text{CTPS}}} * OBS_{cg}$ (δ_{CTPS})		-0.0033 (0.0045)		0.0045 (0.0072)
size	0.2218** (0.1041)	0.2497** (0.1025)	-0.5113*** (0.1219)	-0.5402*** (0.1226)
capitalization	0.0226*** (0.0052)	0.0220*** (0.0051)	-0.0005 (0.0075)	0.0001 (0.0075)
liquidity	0.0106*** (0.0033)	0.0098*** (0.0033)	-0.0090** (0.0036)	-0.0083** (0.0037)
efficiency	-0.0001 (0.0010)	-0.0002 (0.0010)	-0.0011 (0.0011)	-0.0010 (0.0011)
competition	0.0006 (0.0005)	0.0009* (0.0005)	-0.0016*** (0.0005)	-0.0018*** (0.0005)
M&A	0.0167 (0.0363)	0.0114 (0.0364)	0.0677** (0.0305)	0.0729** (0.0300)
GDP growth	-0.0291 (0.0316)	-0.0339 (0.0326)	0.0860** (0.0331)	0.0911*** (0.0339)
Covid-19	-0.0440 (0.1581)	-0.0409 (0.1611)	0.0125 (0.1823)	0.0155 (0.1841)
inflation	0.1130 (0.0804)	0.1273 (0.0836)	-0.2317** (0.0897)	-0.2469*** (0.0919)
$\varphi_1 + \delta_{CBB}$		-0.0431		0.0378
Wald test p value		0.0003		0.0048
$\varphi_1 + \delta_{\text{CBALIF}}$		-0.0006		0.0010
Wald test p value		0.6721		0.5450
$\varphi_1 + \delta_{PB}$		0.0030		-0.0018
Wald test p value		0.1897		0.6554
$\varphi_1 + \delta_{RCB}$		-0.0023		0.0008
Wald test p value		0.5657		0.8598
$\varphi_1 + \delta_{UB}$		-0.0148		0.0163
Wald test p value		0.0031		0.0008
$\varphi_1 + \delta_{\text{CTPS}}$		0.0012		0.0006
Wald test p value		0.7457		0.9242

Table 2: (continue)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Zscore	*Zscore*	*sdROA*	*sdROA*
Time fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Bank fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj R^2	0.7586	0.7616	0.7966	0.7982
N	3501	3501	3501	3501

This table reports fixed effects panel regression results examining the relationship between off-balance sheet exposures and bank risk, and how this relationship depends on the bank's business model. The definition of variables is presented in table 1. All explanatory variables are lagged one quarter. Standard errors are reported in parenthesis and are clustered at the bank level. ***, **, and * indicate statistical significance at the 1, 5 and 10% levels, respectively. The constant term is included but not reported.

4. ROBUSTNESS CHECKS

A series of checks designed to assess the robustness of our results are presented in this section.

4.1. DECOMPOSITION OF Z-SCORE

We document in this paper that OBS exposures are not significantly related to overall bank risk in the Luxembourg financial sector when considering the average effect across banks. However, we find that they are associated with lower Z-score for CBB and UB banks once heterogeneity across business model is taken into account. To figure out which component of Z-score is leading this relationship, we follow the literature (see for example Saghi-Zedek and Tarazi, 2015; Köhler, 2015; Barry *et al.*, 2011; Lepetit *et al.*, 2008) and decompose the Z-score into its capital and profitability components:

$$Zroa = \frac{ROA}{\sigma(ROA)} \tag{3}$$

$$Zeqta = \frac{EQTA}{\sigma(ROA)} \tag{4}$$

where Zroa, capturing the portfolio risk, reflects bank's ability to generate returns relative to the volatility of those returns. A high Zroa indicates that a bank's asset portfolio generates stable profits that are large relative to their fluctuation, providing a robust first line of defense against insolvency. It is equal to the quarterly ROA divided by the standard deviation of ROA ($\sigma(ROA)$). Zeqta, capturing the leverage risk, assesses the bank's equity buffer based on the volatility of its returns. It represents the capital cushion available to absorb shocks. If Zeqta is low, it suggests that even small shocks to asset returns could deplete the bank's equity, indicating high leverage risk. Zeqta is the ratio of equity to total assets ($EQTA$) divided by the standard deviation of ROA. As for the Z-score, we use the natural logarithm and 2-year rolling window for both components.

The results are reported in table 1 of the Appendix. In the specification (1), we find that ω_1 is not statistically significant in the equation of Zeqta, mirroring the results of the Z-score. However, it is significant and positive in the equation of Zroa. Thus, our results indicating that OBS exposures do not affect overall bank risk on average, as measured by the aggregate Z-score, are driven by the leverage risk. In contrast, higher volume of OBS activities improves risk adjusted profitability (leads to lower portfolio risk) but this improvement is not sufficient enough to influence the overall risk.

Considering the influence of business models, findings obtained when we use Zeqta as dependent variable, are similar to those obtained with the aggregate Z-score. This indicates that, for CBB and UB banks, the increase in the overall risk is driven by a deterioration of leverage risk, supporting the hidden leverage and moral hazard hypotheses. By contrast, when Zroa is used as dependent variable, $\varphi_1 + \delta_k$ is not significant for any business model, except for CBB banks, for which it is positive. For these banks, higher exposures stemming from OBS are associated with lower portfolio risk. However, this mitigating effect is not enough to offset the increase in leverage risk, which results in a net increase in solvency risk for this type of banks. The coefficient for CF banks (φ_1) is also positive and significant in the equation of Zroa. Hence CF banks with higher exposures of OBS have also a lower portfolio risk. Nevertheless, the influence is neutralized by Zeqta component, explaining the lack of a robust impact on their aggregate Z-score.

4.2. COVID-19 CRISIS

We include a dummy variable to capture the COVID-19 crisis effect on bank risk. To ensure the robustness of our findings, we re-estimate all the regression while excluding the Covid 19 quarters from the sample. The significance and sign of the coefficients of OBS_cg, as well as the specific effects of business models are preserved, which confirms that the results are not driven by the unusual risk dynamics observed during the pandemic (See table 2 of the Appendix).

4.3. TWO-WAY CLUSTERED STANDARD ERRORS

The regressions rely on bank clustered standard errors, which are robust to heteroskedasticity and serial correlation within banks. To account for common shocks affecting all institutions in a given quarter, following Thompson (2011), Petersen (2009) and Cameron *et al.* (2011), the same fixed effects specifications are re-estimated using two-way clustered standard errors at the bank and time levels. The estimated coefficients remain virtually unchanged and their statistical significance is preserved, confirming that the key findings on the relationship between OBS exposures and risk, and its dependence on business models are not an artefact of a particular clustering scheme but survive when allowing for both within bank serial correlation and cross-sectional dependence in bank level panels (See table 3 of the Appendix).

4.4. ALTERNATIVE MEASURE OF RETURN VOLATILITY AND METHODOLOGY FOR CALCULATING THE Z-SCORE

In the regressions, we measure return volatility by the standard deviation of ROA. Instead, if we use the volatility of return on equity (sdROE), computed using a 2-year rolling window to capture return fluctuations, we find similar results. We also use an alternative version of the Z-score based on the current value of equity to assets ratio. In this version, we calculate the moving mean and standard deviation of ROA over a 2-year rolling window, while combining these with the current period value of the equity to assets ratio. This approach presents the advantage to more accurately reflect the bank's immediate solvency position and its ability to absorb shocks at any given time. This methodological choice is supported by the work of Yeyati and Micco (2007) as well as the more recent conclusions of Bouvatier *et al.* (2023), who advocate that it is better to use the Z-score with current values of the capital-asset ratio if moving moments are applied. Using this alternative version allows us to confirm that our results are not driven by the specific smoothing technique applied to the capital ratio (see table 4 of the Appendix).

4.5. MEASUREMENT WINDOWS

To test whether our results are sensitive to the horizon over which risk is measured, all indicators previously computed over 2-year rolling window are recomputed using a 3-year rolling window. This concerns both versions of Z-score, its components, the standard deviation of ROA and the standard deviation of ROE. This longer window further smooths short-term fluctuations in earnings and capital and could attenuate any mechanical link between shocks in OBS exposures and risk. Using the concerned variables, our results remain unchanged (see tables 5a and 5b of the Appendix).

4.6. TWO-STEP IV-GMM ESTIMATOR

Following Haq *et al.* (2022), we first employ a fixed-effect estimator to investigate the influence of OBS exposures on bank risk. This approach assumes that OBS exposures are exogenous after controlling for bank-specific characteristics, as well as bank and time fixed effects. However, endogeneity remains a concern as banks may adjust their OBS activities based on their risk profile. While we lag all explanatory variables by one quarter to mitigate simultaneity bias, this practice might not fully address the issue. Therefore, to formally address potential endogeneity, we re-estimate our models using a Two-Step IV-GMM estimator. We instrument the one-quarter lagged OBS exposure variable and its interactions with business models using their deeper lags (second and third quarters). The Hansen J-test and Kleibergen-Paap RK Wald statistics were examined to ensure instrument validity and relevance. Our IV-GMM results are qualitatively consistent with the first findings, confirming the robustness of our initial estimates.

5. CONCLUSION

This study provides an in-depth analysis of the relationship between OBS exposures and bank risk, with a particular focus on the role of bank business models within the Luxembourg banking sector. Considering the sector as a whole, our results suggest that OBS activities are not significantly associated with bank risk, whether measured by the Z-score or the volatility of returns. However, meaningful differences emerge once bank business models are taken into account. Specifically, for UB and CBB banks, OBS exposures appear to increase insolvency risk and return volatility whereas for RCB, PB, CBALIF, CTPS and CF banks, OBS activities show a risk-neutral relationship.

These results suggest that, while OBS activities do not pose a systemic threat to the Luxembourg banking system as a whole, their impact varies depending on the bank model used and therefore requires differentiated supervision. Aggregate sector resilience may mask localized vulnerabilities, highlighting the need to tailor capital requirements for contingent liabilities to the specific risk profiles of each bank type. Consequently, our study suggests that uniform CCFs may not fully capture the financial stability implications of contingent liabilities across diverse business models. This provides an empirical justification for the implementation of targeted Pillar 2 capital add-ons within the SREP framework. Furthermore, the CRR/CRD IV framework, which assigned a zero percent CCF factor to certain OBS items, may have underestimated the risks faced by some banks. This supports the recent regulatory move toward a 10 percent CCF floor under CRR III/CRD VI.

REFERENCES

Abedifar, P., Molyneux, P., & Tarazi, A. (2018). Non-interest income and bank lending. *Journal of Banking & Finance*, 87, 411–426.

Ahnert, T., Anand, K., Gai, P., & Chapman, J. (2019). Asset encumbrance, bank funding, and financial fragility. *The Review of Financial Studies*, 32(6), 2422–2455.

Amin, A., Mollah, S., Kamal, S., Zhao, Y., & Simsek, R. (2024). Independent directors' connectedness and bank risk-taking. *Journal of Financial Stability*, 75, 101324.

Angbazo, L. (1997). Commercial bank net interest margins, default risk, interest-rate risk, and off-balance sheet banking. *Journal of Banking & Finance*, 21(1), 55-87

Arellano, M. (1987). Computing robust standard errors for within-groups estimators. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 49(4), 431-434.

Ashraf, B. N. (2017). Political institutions and bank risk-taking behavior. *Journal of Financial Stability*, 29, 13-35.

Avery, R. B., & Berger, A. N. (1991). Loan commitments and bank risk exposure. *Journal of Banking & Finance*, 15(1), 173-192.

Ayadi, R., Bongini, P., Casu, B., and Cucinelli, D. (2025). The origin of financial instability and systemic risk: Do bank business models matter? *Journal of Financial Stability,* 78, 101403¨

Barry, T. A., Lepetit, L., & Tarazi, A. (2011). Ownership structure and risk in publicly held and privately owned banks. *Journal of Banking & Finance*, 35(6), 1327-1340.

Berger, A. N., El Ghoul, S., Guedhami, O., & Roman, R. A. (2017). Internationalization and bank risk. *Management Science*, 63(7), 2283-2301

Biais, B., Heider, F., & Hoerova, M. (2016). Risk-Sharing or Risk-Taking? Counterparty Risk, Incentives, and Margins. *The Journal of Finance*, 71(4), 1669-1698.

Birchler, U. W. (2000). Bankruptcy priority for bank deposits. *The Review of Financial Studies*, 13(3), 813–840

Boot, A. W., & Thakor, A. V. (1991). Off-balance sheet liabilities, deposit insurance and capital regulation. *Journal of Banking & Finance*, 15(4-5), 825-846.

Bouvatier, V., Lepetit, L., Rehault, P.-N., & Strobel, F. (2023). Time-varying Z-score measures for bank insolvency risk: Best practice. *Journal of Empirical Finance*, 73, 170-179.

Boyd, J. H., & Runkle, D. E. (1993). Size and performance of banking firms: Testing the predictions of theory. *Journal of Monetary Economics*, 31(1), 47-67.

Brewer, E., & Jagtiani, J. (2011). How much did banks pay to become too-big-to-fail and to become systemically important? Journal of Financial Services Research, 43(1), 1–35.

Brunnermeier M., G. Dong, D. Palia (2020). Banks non-interest income and systemic risk. *Review of Corporate Finance Studies*, 9(2), 229-255

Calmès, C., & Théoret, R. (2010). The impact of off-balance-sheet activities on banks' returns: An application of the ARCH-M to Canadian data. *Journal of Banking & Finance*, 34(7), 1719-1728.

Cameron, A. C., Gelbach, J. B., & Miller, D. L. (2011). Robust Inference with Multiway Clustering. *Journal of Business & Economic Statistics*, 29(2), 238–249.

Chernobai, A., Ozdagli, A., & Wang, J. (2021). Business complexity and risk management: Evidence from operational risk events in U.S. bank holding companies. *Journal of Monetary Economics*, 117, 418-440

Comité du Risque Systémique (CdRS). (2024). *Rapport Annuel 2024*

Correa, R., & Goldberg, L. S. (2022). Bank complexity, governance, and risk. *Journal of Banking & Finance*, 134, 106013

Coste, C.-E., Tcheng, C., & Vansieleghem, I. (2021). *One size fits some: analysing profitability, capital and liquidity constraints of custodian banks through the lens of the SREP methodology* (Occasional Paper No. 256). European Central Bank

Danisewicz, P., McGowan, D., Onali, E., & Schaeck, K. (2018). Debt priority structure, market discipline, and bank conduct. *The Review of Financial Studies*, 31(11), 4493–4555.

DeYoung, R., & Roland, K. P. (2001). Product Mix and Earnings Volatility at Commercial Banks: Evidence from a Degree of Total Leverage Model. *Journal of Financial Intermediation*, 10(1), 54-84

Diallo, B., (2020). Estimates of bank efficiency in Luxembourg: A detailed assessment of the drivers across business models. BCL Financial Stability Review, 2020

European Banking Authority (EBA). (2020). *Guidelines on loan origination and monitoring (EBA/GL/2020/06).*

European Banking Authority (EBA). (2022). Final Report on revised Guidelines on common procedures and methodologies for SREP and supervisory stress testing (EBA/GL/2022/03)

Farnè, M., & Vouldis, T., A., (2021). Banks' business models in the euro area: a cluster analysis in high dimensions. *Annals of Operations Research*, 305(1), pages 23-57

Garcia-Appendini, E., Gatti, S., & Nocera, G. (2023). Does asset encumbrance affect bank risk? Evidence from covered bonds. *Journal of Banking & Finance*, 146, 106705

Haq, M., & Heaney, R. (2012). Factors determining European bank risk. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 22(4), 696-718

Haq, M., Tripe, D., Seth, R., (2022). Do traditional off-balance sheet exposures increase bank risk? *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 80, 101627

Hassan, M. K., & Sackley, W. H. (1994). A methodological investigation of risk exposure of bank off-balance sheet loan commitment activities. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 34(3), 283-299.

Ho, K., Wong, E., & Tan, E. (2022). Complexity of global banks and the implications for bank risk: Evidence from foreign banks in Hong Kong. *Journal of Banking & Finance*, 134, 106034

Jin, X., (2024). Decomposing systemic risk measures by bank business model in Luxembourg, BCL, Cahier d'études N. 180

Köhler, M. (2014). Does non-interest income make banks more risky? Retail- versus investment-oriented banks. *Review of Financial Economics*, 23(4), 182-193

Köhler, M. (2015). Which banks are more risky? The impact of business models on bank stability. *Journal of Financial Stability*, 16, 195-212.

Laeven, L., & Levine, R. (2009). Bank governance, regulation and risk taking. *Journal of Financial Economics*, 93(2), 259-275.

Lepetit, L., & Strobel, F. (2015). Bank insolvency risk and z-score measures: A refinement. *Finance Research Letters*, 13, 214-224.

Lepetit, L., Nys, E., Rous, P., Tarazi, A. (2008). Bank income structure and risk: An empirical analysis of European banks. *Journal of Banking & Finance*, 32(8), 1452-1467

Levy Yeyati, E., & Micco, A. (2007). Concentration and foreign penetration in Latin American banking sectors: Impact on competition and risk. *Journal of Banking & Finance*, 31(6), 1633–1647.

Marques, B.P., Alves, C.F. (2024). Heterogeneity of business models and banking sector resilience. *Journal of Banking Regulation,* 25, 256–271

Mohsni, S., Otchere, I., & Shahriar, S. (2021). Board gender diversity, firm performance and risk-taking in developing countries: The moderating effect of culture. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 73, 101360

Nijskens, R., Wagner, W., 2011. Credit risk transfer activities and systemic risk: How banks became less risky individually but posed greater risks to the financial system at the same time. *Journal of Banking & Finance*, 35(6), 1391–1398.

Otchere, I., Senbet, L., & Zhu, P. (2020). Does political connection distort competition and encourage corporate risk taking? *Journal of Empirical Finance*, 55, 21-42.

Pennathur, A. K., Subrahmanyam, V., & Vishwasrao, S. (2012). Income diversification and risk: Does ownership matter? An empirical examination of Indian banks. *Journal of Banking & Finance*, 36(8), 2203-2215.

Petersen, M. A. (2009). Estimating Standard Errors in Finance Panel Data Sets: Comparing Approaches. *The Review of Financial Studies*, 22(1), 435–480.

Rauf, A. (2023). Bank stability and the price of loan commitments. *Journal of Financial Intermediation*, 54, 101027

Saghi-Zedek, N., & Tarazi, A. (2015). Excess control rights, financial crisis and bank profitability and risk. *Journal of Banking & Finance*, 55, 361-379

Schaffer, M. E., & Stillman, S. (2006, revised 2016). XTOVERID: Stata module to calculate tests of overidentifying restrictions after xtreg, xtivreg, xtivreg2, xthtaylor. Statistical Software Components S456779, Boston College Department of Economics.

Sorkin, A. R. (2009). Too big to fail: The inside story of how wall street and Washington fought to save the financial system – and themselves. Viking Press.

Stiroh, K. J. (2004). Diversification in banking: Is noninterest income the answer? *Journal of Money, Credit and Banking*, 36(5), 853-882

Stiroh, K. J. (2006). A portfolio view of banking with interest and noninterest activities. *Journal of Money, Credit and Banking*, 38(5), 1351-1361.

Thompson, S. B. (2011). Simple formulas for standard errors that cluster by both firm and time. *Journal of Financial Economics*, 99(1), 1–10

Vallascas, F., Mollah, S., & Keasey, K. (2017). Does the impact of board independence on large bank risks change after the global financial crisis? *Journal of Corporate Finance*, 44, 149-166.

APPENDIX

Table 1:

OBS exposure and Z-score's components

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$Zscore_{2Y}$	$Zscore_{2Y}$	$Zeqta_{2Y}$	$Zeqta_{2Y}$	$Zroa_{2Y}$	$Zroa_{2Y}$
OBS_{cg} (ω_1)	0.0024 (0.0015)		0.0024 (0.0016)		0.0016** (0.0006)	
OBS_{cg} (φ_1)		0.0045* (0.0027)		0.0048* (0.0029)		0.0030*** (0.0011)
$D_{BM_{CBB}} * OBS_{cg}$ (δ_{CBB})		-0.0476*** (0.0122)		-0.0483*** (0.0121)		0.0193*** (0.0057)
$D_{BM_{\text{CBALIF}}} * OBS_{cg}$ (δ_{CBALIF})		-0.0051* (0.0031)		-0.0056* (0.0034)		-0.0019 (0.0012)
$D_{BM_{PB}} * OBS_{cg}$ (δ_{PB})		-0.0015 (0.0034)		-0.0018 (0.0036)		-0.0020 (0.0014)
$D_{BM_{RCB}} * OBS_{cg}$ (δ_{RCB})		-0.0068 (0.0049)		-0.0073 (0.0050)		-0.0030* (0.0017)
$D_{BM_{UB}} * OBS_{cg}$ (δ_{UB})		-0.0193*** (0.0059)		-0.0206*** (0.0062)		-0.0050 (0.0036)
$D_{BM_{\text{CTPS}}} * OBS_{cg}$ (δ_{CTPS})		-0.0033 (0.0045)		-0.0035 (0.0046)		-0.0042** (0.0020)
size	0.2218** (0.1041)	0.2497** (0.1025)	0.2344** (0.1129)	0.2632** (0.1110)	0.0632 (0.0498)	0.0606 (0.0485)
capitalization	0.0226*** (0.0052)	0.0220*** (0.0051)	0.0241*** (0.0056)	0.0234*** (0.0055)	0.0026 (0.0027)	0.0018 (0.0027)
liquidity	0.0106*** (0.0033)	0.0098*** (0.0033)	0.0109*** (0.0034)	0.0101*** (0.0035)	0.0028** (0.0012)	0.0026** (0.0012)
efficiency	-0.0001 (0.0010)	-0.0002 (0.0010)	0.0008 (0.0011)	0.0006 (0.0010)	-0.0046*** (0.0007)	-0.0045*** (0.0007)
competition	0.0006 (0.0005)	0.0009* (0.0005)	0.0006 (0.0005)	0.0008 (0.0005)	0.0002 (0.0003)	0.0002 (0.0003)
M&A	0.0167 (0.0363)	0.0114 (0.0364)	0.0141 (0.0388)	0.0083 (0.0387)	-0.0179 (0.0142)	-0.0198 (0.0136)
GDP growth	-0.0291 (0.0316)	-0.0339 (0.0326)	-0.0215 (0.0328)	-0.0265 (0.0339)	-0.0106 (0.0204)	-0.0096 (0.0209)
Covid-19	-0.0440 (0.1581)	-0.0409 (0.1611)	0.0139 (0.1654)	0.0172 (0.1687)	-0.1963* (0.1078)	-0.1991* (0.1083)
inflation	0.1130 (0.0804)	0.1273 (0.0836)	0.0941 (0.0842)	0.1090 (0.0876)	0.0405 (0.0553)	0.0386 (0.0568)
$\varphi_1 + \delta_{CBB}$		-0.0431		-0.0435		0.0222
Wald test p value		0.0003		0.0003		0.0001
$\varphi_1 + \delta_{\text{CBALIF}}$		-0.0006		-0.0008		0.0011
Wald test p value		0.6721		0.5952		0.0924
$\varphi_1 + \delta_{PB}$		0.0030		0.0030		0.0010
Wald test p value		0.1897		0.1994		0.3302
$\varphi_1 + \delta_{RCB}$		-0.0023		-0.0025		-0.0000
Wald test p value		0.5657		0.5169		0.9849
$\varphi_1 + \delta_{UB}$		-0.0148		-0.0158		-0.0020
Wald test p value		0.0031		0.0029		0.5445
$\varphi_1 + \delta_{\text{CTPS}}$		0.0012		0.0013		-0.0012
Wald test p value		0.7457		0.7127		0.4682

Table 1: (continue)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$Zscore_{2Y}$	$Zscore_{2Y}$	$Zeqta_{2Y}$	$Zeqta_{2Y}$	$Zroa_{2Y}$	$Zroa_{2Y}$
Time fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Bank fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj R^2	0.7586	0.7616	0.7801	0.7829	0.6681	0.6724
N	3501	3501	3501	3501	3501	3501

This table reports fixed effects panel regression results examining the relationship between off-balance sheet exposures and bank risk, and how this relationship depends on the bank's business model. The Z-score and its two components are used as dependent variables. The definition of variables is presented in table 1. All explanatory variables are lagged one quarter. Standard errors are reported in parenthesis and are clustered at the bank level. ***, **, and * indicate statistical significance at the 1, 5 and 10% levels, respectively. The constant term is included but not reported.

Table 2:

Relationship between OBS exposure and risk during the period outside Covid-19 crisis

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Zscore	*Zscore*	*sdROA*	*sdROA*
OBS_{cg} (ω_1)	0.0028 (0.0018)		-0.0024 (0.0022)	
OBS_{cg} (φ_1)		0.0056 (0.0037)		-0.0054 (0.0036)
$D_{BM_{CBB}} * OBS_{cg}$ (δ_{CBB})		-0.0517*** (0.0130)		0.0453*** (0.0139)
$D_{BM_{\text{CBALIF}}} * OBS_{cg}$ (δ_{CBALIF})		-0.0056 (0.0040)		0.0054 (0.0040)
$D_{BM_{PB}} * OBS_{cg}$ (δ_{PB})		-0.0022 (0.0044)		0.0027 (0.0053)
$D_{BM_{RCB}} * OBS_{cg}$ (δ_{RCB})		-0.0084 (0.0055)		0.0069 (0.0056)
$D_{BM_{UB}} * OBS_{cg}$ (δ_{UB})		-0.0231*** (0.0067)		0.0249*** (0.0062)
$D_{BM_{\text{CTPS}}} * OBS_{cg}$ (δ_{CTPS})		-0.0067 (0.0049)		0.0082 (0.0082)
size	0.2704** (0.1079)	0.3049*** (0.1066)	-0.5331*** (0.1285)	-0.5681*** (0.1291)
capitalization	0.0236*** (0.0067)	0.0228*** (0.0065)	0.0004 (0.0092)	0.0012 (0.0088)
liquidity	0.0101*** (0.0037)	0.0091** (0.0038)	-0.0080* (0.0043)	-0.0071 (0.0044)
efficiency	-0.0001 (0.0011)	-0.0002 (0.0011)	-0.0012 (0.0012)	-0.0011 (0.0012)
competition	0.0007 (0.0005)	0.0009* (0.0005)	-0.0016*** (0.0005)	-0.0019*** (0.0005)
M&A	0.0325 (0.0378)	0.0263 (0.0378)	0.0473 (0.0340)	0.0535 (0.0333)
GDP growth	-0.0293 (0.0321)	-0.0347 (0.0334)	0.0840** (0.0335)	0.0895** (0.0345)
inflation	0.1167 (0.0813)	0.1329 (0.0854)	-0.2298** (0.0902)	-0.2466*** (0.0930)
$\varphi_1 + \delta_{CBB}$		-0.0460		0.0399
Wald test p value		0.0002		0.0036
$\varphi_1 + \delta_{\text{CBALIF}}$		0.0000		0.0000
Wald test p value		0.9893		0.9956
$\varphi_1 + \delta_{PB}$		0.0034		-0.0027
Wald test p value		0.1644		0.5255
$\varphi_1 + \delta_{RCB}$		-0.0028		0.0015
Wald test p value		0.4770		0.7225
$\varphi_1 + \delta_{UB}$		-0.0175		0.0195
Wald test p value		0.0010		0.0000
$\varphi_1 + \delta_{\text{CTPS}}$		-0.0010		0.0027
Wald test p value		0.7375		0.7034

Table 2: (continue)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Zscore	*Zscore*	*sdROA*	*sdROA*
Time fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Bank fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj R^2	0.7561	0.7606	0.7880	0.7907
N	2903	2903	2903	2903

This table reports fixed effects panel regression results examining the relationship, during the period outside Covid-19 crisis, between off-balance sheet exposures and bank risk, and how this relationship depends on the bank's business model. The definition of variables is presented in table 1. All explanatory variables are lagged one quarter. Standard errors are reported in parenthesis and are clustered at the bank level. ***, **, and * indicate statistical significance at the 1, 5 and 10% levels, respectively. The constant term is included but not reported.

Table 3:

Relationship between OBS exposure and risk with two-way clustered standard errors

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Zscore	*Zscore*	*sdROA*	*sdROA*
OBS_{cg} (ω_1)	0.0024 (0.0015)		-0.0016 (0.0020)	
OBS_{cg} (φ_1)		0.0045* (0.0026)		-0.0039 (0.0030)
$D_{BM_{CBB}} * OBS_{cg}$ (δ_{CBB})		-0.0476*** (0.0120)		0.0417*** (0.0133)
$D_{BM_{\text{CBALIF}}} * OBS_{cg}$ (δ_{CBALIF})		-0.0051* (0.0030)		0.0049 (0.0034)
$D_{BM_{PB}} * OBS_{cg}$ (δ_{PB})		-0.0015 (0.0033)		0.0021 (0.0046)
$D_{BM_{RCB}} * OBS_{cg}$ (δ_{RCB})		-0.0068 (0.0046)		0.0047 (0.0050)
$D_{BM_{UB}} * OBS_{cg}$ (δ_{UB})		-0.0193*** (0.0062)		0.0201*** (0.0068)
$D_{BM_{\text{CTPS}}} * OBS_{cg}$ (δ_{CTPS})		-0.0033 (0.0045)		0.0045 (0.0070)
size	0.2218** (0.1001)	0.2497** (0.0988)	-0.5113*** (0.1163)	-0.5402*** (0.1175)
capitalization	0.0226*** (0.0049)	0.0220*** (0.0049)	-0.0005 (0.0073)	0.0001 (0.0073)
liquidity	0.0106*** (0.0032)	0.0098*** (0.0032)	-0.0090** (0.0036)	-0.0083** (0.0037)
efficiency	-0.0001 (0.0010)	-0.0002 (0.0010)	-0.0011 (0.0011)	-0.0010 (0.0011)
M&A	0.0167 (0.0329)	0.0114 (0.0326)	0.0677* (0.0359)	0.0729** (0.0350)
Intercept	-2.6749 (2.2045)	-3.1914 (2.1753)	5.9308** (2.6029)	6.4775** (2.6419)
$\varphi_1 + \delta_{CBB}$		-0.0431		0.0378
Wald test p value		0.0006		0.0060
$\varphi_1 + \delta_{\text{CBALIF}}$		-0.0006		0.0010
Wald test p value		0.6646		0.5419
$\varphi_1 + \delta_{PB}$		0.0030		-0.0018
Wald test p value		0.1780		0.6447
$\varphi_1 + \delta_{RCB}$		-0.0023		0.0008
Wald test p value		0.5463		0.8533
$\varphi_1 + \delta_{UB}$		-0.0148		0.0163
Wald test p value		0.0048		0.0042
$\varphi_1 + \delta_{\text{CTPS}}$		0.0012		0.0006
Wald test p value		0.7493		0.9209
Time fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Bank fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj R^2	0.7583	0.7614	0.7965	0.7980
N	3494	3494	3494	3494

This table reports fixed effects panel regression results examining the relationship between off-balance sheet exposures and bank risk, and how this relationship depends on the bank's business model. The definition of variables is presented in table 1. All explanatory variables are lagged one quarter. Standard errors are reported in parenthesis and are clustered at the bank and time levels. ***, **, and * indicate statistical significance at the 1, 5 and 10% levels, respectively.

Table 4:

Relationship between OBS exposure and risk with alternative volatility and Z-score specifications

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$Zscore^C$	$Zscore^C$	$sdROE$	$sdROE$
OBS_{cg} (ω_1)	0.0024 (0.0015)		-0.0016 (0.0020)	
OBS_{cg} (φ_1)		0.0051* (0.0029)		-0.0064* (0.0036)
$D_{BM_{CBB}} * OBS_{cg}$ (δ_{CBB})		-0.0510*** (0.0130)		0.0434** (0.0173)
$D_{BM_{\text{CBALIF}}} * OBS_{cg}$ (δ_{CBALIF})		-0.0063* (0.0032)		0.0068* (0.0041)
$D_{BM_{PB}} * OBS_{cg}$ (δ_{PB})		-0.0031 (0.0033)		0.0026 (0.0052)
$D_{BM_{RCB}} * OBS_{cg}$ (δ_{RCB})		-0.0074 (0.0052)		0.0093 (0.0058)
$D_{BM_{UB}} * OBS_{cg}$ (δ_{UB})		-0.0201*** (0.0063)		0.0223*** (0.0072)
$D_{BM_{\text{CTPS}}} * OBS_{cg}$ (δ_{CTPS})		0.0015 (0.0050)		-0.0005 (0.0060)
size	0.2392** (0.1005)	0.2636*** (0.0979)	-0.1140 (0.1690)	-0.1351 (0.1695)
capitalization	0.0269*** (0.0057)	0.0251*** (0.0055)	-0.0237*** (0.0079)	-0.0220*** (0.0080)
liquidity	0.0090*** (0.0032)	0.0083** (0.0032)	-0.0108** (0.0045)	-0.0099** (0.0045)
efficiency	-0.0005 (0.0010)	-0.0007 (0.0010)	0.0002 (0.0014)	0.0003 (0.0014)
competition	0.0012* (0.0007)	0.0015** (0.0007)	-0.0001 (0.0006)	-0.0003 (0.0006)
M&A	-0.0821** (0.0330)	-0.0883*** (0.0322)	-0.0605 (0.0517)	-0.0538 (0.0508)
GDP growth	-0.0857* (0.0450)	-0.0909** (0.0454)	-0.0046 (0.0432)	-0.0001 (0.0440)
Covid-19	-0.3141 (0.2482)	-0.3085 (0.2491)	-0.2945 (0.2292)	-0.3026 (0.2337)
inflation	0.2496* (0.1302)	0.2651** (0.1323)	0.0304 (0.1169)	0.0165 (0.1193)
$\varphi_1 + \delta_{CBB}$		-0.0459		0.0370
Wald test p value		0.0003		0.0283
$\varphi_1 + \delta_{\text{CBALIF}}$		-0.0011		0.0004
Wald test p value		0.4109		0.8076
$\varphi_1 + \delta_{PB}$		0.0021		-0.0038
Wald test p value		0.3186		0.3535
$\varphi_1 + \delta_{RCB}$		-0.0023		0.0029
Wald test p value		0.5819		0.4628
$\varphi_1 + \delta_{UB}$		-0.0150		0.0159
Wald test p value		0.0045		0.0045
$\varphi_1 + \delta_{\text{CTPS}}$		0.0067		-0.0069
Wald test p value		0.0907		0.1410

Table 4: (continue)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	$Zscore^C$	$Zscore^C$	$sdROE$	$sdROE$
Time fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Bank fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj R^2	0.7528	0.7565	0.7177	0.7197
N	3501	3501	3479	3479

This table presents robustness tests for the relationship between OBS exposure and bank risk. We substitute the standard deviation of ROA with the volatility of return on equity (sdROE), calculated over a 2-year rolling window. We utilize also an alternative Z-score computed using moving moments (mean and standard deviation) of ROA over an 8-quarter rolling window combined with the current period value of the equity to assets ratio. The definition of variables is presented in table 1. All explanatory variables are lagged one quarter. Standard errors are reported in parenthesis and are clustered at the bank level. ***, **, and * indicate statistical significance at the 1, 5 and 10% levels, respectively. The constant term is included but not reported.

Table 5a:

3-year rolling window for Z-score and its components

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$Zscore_{3Y}$	$Zscore_{3Y}$	$Zeqta_{3Y}$	$Zeqta_{3Y}$	$Zroa_{3Y}$	$Zroa_{3Y}$
OBS_{cg} (ω_1)	0.0021 (0.0016)		0.0020 (0.0016)		0.0036** (0.0023)	
OBS_{cg} (φ_1)		0.0037 (0.0031)		0.0035 (0.0032)		0.0026*** (0.0010)
$D_{BM_{CBB}} * OBS_{cg}$ (δ_{CBB})		-0.0430*** (0.0134)		-0.0436*** (0.0133)		0.0163*** (0.0059)
$D_{BM_{\mathrm{CBALIF}}} * OBS_{cg}$ $(\delta_{\mathrm{CBALIF}})$		-0.0041 (0.0033)		-0.0042 (0.0034)		-0.0014 (0.0013)
$D_{BM_{PB}} * OBS_{cg}$ (δ_{PB})		-0.0004 (0.0037)		-0.0004 (0.0039)		-0.0013 (0.0014)
$D_{BM_{RCB}} * OBS_{cg}$ (δ_{RCB})		-0.0067 (0.0047)		-0.0068 (0.0047)		-0.0033** (0.0015)
$D_{BM_{UB}} * OBS_{cg}$ (δ_{UB})		-0.0195*** (0.0058)		-0.0203*** (0.0060)		-0.0047 (0.0037)
$D_{BM_{\mathrm{CTPS}}} * OBS_{cg}$ (δ_{CTPS})		-0.0037 (0.0044)		-0.0030 (0.0041)		-0.0043** (0.0020)
size	0.1828* (0.1038)	0.2078** (0.1035)	0.1980* (0.1099)	0.2225** (0.1099)	0.0664 (0.0492)	0.0642 (0.0490)
capitalization	0.0174*** (0.0052)	0.0173*** (0.0052)	0.0182*** (0.0054)	0.0180*** (0.0054)	0.0019 (0.0024)	0.0015 (0.0025)
liquidity	0.0098*** (0.0032)	0.0090*** (0.0032)	0.0098*** (0.0033)	0.0090*** (0.0033)	0.0024** (0.0012)	0.0021* (0.0012)
efficiency	-0.0001 (0.0010)	-0.0002 (0.0010)	0.0006 (0.0010)	0.0004 (0.0010)	-0.0039*** (0.0006)	-0.0039*** (0.0006)
competition	-0.0003 (0.0004)	-0.0001 (0.0004)	-0.0001 (0.0004)	0.0001 (0.0004)	-0.0004* (0.0002)	-0.0004* (0.0002)
M&A	0.0009 (0.0350)	-0.0040 (0.0347)	-0.0034 (0.0358)	-0.0084 (0.0355)	-0.0156 (0.0120)	-0.0173 (0.0114)
GDP growth	0.0595** (0.0251)	0.0551** (0.0259)	0.0490* (0.0259)	0.0445* (0.0267)	0.0401*** (0.0143)	0.0411*** (0.0145)
Covid-19	0.4784*** (0.1522)	0.4819*** (0.1570)	0.4553*** (0.1540)	0.4592*** (0.1587)	0.0919 (0.0790)	0.0906 (0.0802)
inflation	-0.1276* (0.0674)	-0.1147 (0.0699)	-0.1017 (0.0698)	-0.0885 (0.0723)	-0.0918** (0.0391)	-0.0938** (0.0401)
$\varphi_1 + \delta_{CBB}$		-0.0394		-0.0401		0.0189
Wald test p value		0.0027		0.0021		0.0014
$\varphi_1 + \delta_{\mathrm{CBALIF}}$		-0.0004		-0.0006		0.0012
Wald test p value		0.6565		0.5369		0.1347
$\varphi_1 + \delta_{PB}$		0.0033		0.0032		0.0014
Wald test p value		0.1538		0.1781		0.1979
$\varphi_1 + \delta_{RCB}$		-0.0030		-0.0033		-0.0006
Wald test p value		0.3781		0.3463		0.5106
$\varphi_1 + \delta_{UB}$		-0.0158		-0.0168		-0.0020
Wald test p value		0.0010		0.0009		0.5582
$\varphi_1 + \delta_{\mathrm{CTPS}}$		0.0000		0.0005		-0.0017
Wald test p value		0.9958		0.8458		0.3529

Table 5a: (continue)

	(1) $Zscore_{3Y}$	(2) $Zscore_{3Y}$	(3) $Zeqta_{3Y}$	(4) $Zeqta_{3Y}$	(5) $Zroa_{3Y}$	(6) $Zroa_{3Y}$
Time fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Bank fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj R^2	0.7838	0.7867	0.8033	0.8058	0.7213	0.7250
N	3501	3501	3501	3501	3501	3501

This table reports fixed effects panel regression results examining the relationship between OBS exposures and bank risk, and how this relationship depends on the bank's business model. The Z-score and its two components are used as dependent variables and they are computed using a 3-year rolling window. The definition of variables is presented in table 1. All explanatory variables are lagged one quarter. Standard errors are reported in parenthesis and are clustered at the bank level. ***, **, and * indicate statistical significance at the 1, 5 and 10% levels, respectively. The constant term is included but not reported.

Table 5b:

Alternative measurement window for Z-score and return volatility

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$Zscore^{C}_{3Y}$	$Zscore^{C}_{3Y}$	$sdROA_{3Y}$	$sdROA_{3Y}$	$sdROE_{3Y}$	$sdROE_{3Y}$
OBS_{cg} (ω_1)	0.0023 (0.0016)		-0.0016 (0.0020)		-0.0035 (0.0022)	
OBS_{cg} (φ_1)		0.0047 (0.0029)		-0.0036 (0.0031)		-0.0054 (0.0041)
$D_{BM_{CBB}} * OBS_{cg}$ (δ_{CBB})		-0.0483*** (0.0145)		0.0386** (0.0150)		0.0379** (0.0188)
$D_{BM_{\text{CBALIF}}} * OBS_{cg}$ (δ_{CBALIF})		-0.0056* (0.0031)		0.0044 (0.0034)		0.0052 (0.0044)
$D_{BM_{PB}} * OBS_{cg}$ (δ_{PB})		-0.0025 (0.0034)		0.0015 (0.0048)		0.0012 (0.0053)
$D_{BM_{RCB}} * OBS_{cg}$ (δ_{RCB})		-0.0077 (0.0048)		0.0055 (0.0048)		0.0095 (0.0060)
$D_{BM_{UB}} * OBS_{cg}$ (δ_{UB})		-0.0210*** (0.0059)		0.0221*** (0.0059)		0.0239*** (0.0072)
$D_{BM_{\text{CTPS}}} * OBS_{cg}$ (δ_{CTPS})		0.0023 (0.0048)		0.0044 (0.0073)		-0.0032 (0.0060)
size	0.1738* (0.1000)	0.1948** (0.0982)	-0.4522*** (0.1289)	-0.4782*** (0.1318)	-0.0516 (0.1723)	-0.0645 (0.1730)
capitalization	0.0263*** (0.0055)	0.0245*** (0.0053)	-0.0001 (0.0078)	0.0004 (0.0076)	-0.0186** (0.0074)	-0.0170** (0.0076)
liquidity	0.0078** (0.0031)	0.0071** (0.0031)	-0.0074* (0.0039)	-0.0066* (0.0039)	-0.0104** (0.0043)	-0.0095** (0.0043)
efficiency	-0.0007 (0.0010)	-0.0009 (0.0009)	-0.0007 (0.0011)	-0.0006 (0.0011)	0.0004 (0.0014)	0.0005 (0.0014)
competition	0.0005 (0.0006)	0.0007 (0.0006)	-0.0008** (0.0004)	-0.0010** (0.0004)	0.0003 (0.0006)	0.0000 (0.0006)
M&A	-0.0892*** (0.0311)	-0.0953*** (0.0298)	0.0768*** (0.0282)	0.0822*** (0.0273)	-0.0297 (0.0538)	-0.0233 (0.0522)
GDP growth	-0.0142 (0.0390)	-0.0192 (0.0397)	0.0129 (0.0259)	0.0177 (0.0266)	-0.0554 (0.0436)	-0.0513 (0.0442)
Covid-19	0.0660 (0.2259)	0.0725 (0.2291)	-0.3763** (0.1595)	-0.3742** (0.1641)	-0.5335* (0.2753)	-0.5438* (0.2797)
inflation	0.0620 (0.1164)	0.0767 (0.1193)	-0.0357 (0.0726)	-0.0501 (0.0747)	0.1455 (0.1249)	0.1333 (0.1266)
$\varphi_1 + \delta_{CBB}$		-0.0437		0.0350		0.0325
Wald test p value		0.0022		0.0181		0.0720
$\varphi_1 + \delta_{\text{CBALIF}}$		-0.0009		0.0008		-0.0002
Wald test p value		0.3359		0.5279		0.8448
$\varphi_1 + \delta_{PB}$		0.0022		-0.0021		-0.0043
Wald test p value		0.2785		0.5886		0.2501
$\varphi_1 + \delta_{RCB}$		-0.0030		0.0019		0.0041
Wald test p value		0.4034		0.6185		0.2544
$\varphi_1 + \delta_{UB}$		-0.0164		0.0184		0.0185
Wald test p value		0.0010		0.0004		0.0006
$\varphi_1 + \delta_{\text{CTPS}}$		0.0070		0.0007		-0.0086
Wald test p value		0.0597		0.9099		0.0567

Table 5b: (continue)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$Zscore^{C}_{3Y}$	$Zscore^{C}_{3Y}$	$sdROA_{3Y}$	$sdROA_{3Y}$	$sdROE_{3Y}$	$sdROE_{3Y}$
Time fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Bank fixed effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Adj R^2	0.7761	0.7797	0.8218	0.8234	0.7401	0.7421
N	3501	3501	3501	3501	3479	3479

This table presents robustness tests for the relationship between OBS exposure and bank risk. We use the Z-score calculated with the current value of equity to assets ratio, the standard deviation of ROA and the standard deviation of ROE as dependent variables. All these variables are computed over a 3-year rolling window. The definition of variables is presented in table 1. All explanatory variables are lagged one quarter. Standard errors are reported in parenthesis and are clustered at the bank level. ***, **, and * indicate statistical significance at the 1, 5 and 10% levels, respectively. The constant term is included but not reported.

Table 6:

Regressions using a Two-Step IV-GMM estimator

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Zscore	*Zscore*	*sdROA*	*sdROA*
OBS_{cg} (ω_1)	-0.0000 (0.0012)		0.0003 (0.0013)	
OBS_{cg} (φ_1)		0.0017 (0.0026)		-0.0012 (0.0022)
$D_{BM_{CBB}} * OBS_{cg}$ (δ_{CBB})		-0.0572*** (0.0082)		0.0443*** (0.0075)
$D_{BM_{\text{CBALIF}}} * OBS_{cg}$ (δ_{CBALIF})		-0.0037 (0.0030)		0.0042 (0.0028)
$D_{BM_{PB}} * OBS_{cg}$ (δ_{PB})		0.0000 (0.0035)		0.0030 (0.0034)
$D_{BM_{RCB}} * OBS_{cg}$ (δ_{RCB})		-0.0030 (0.0039)		-0.0021 (0.0038)
$D_{BM_{UB}} * OBS_{cg}$ (δ_{UB})		-0.0169** (0.0068)		0.0122** (0.0051)
$D_{BM_{\text{CTPS}}} * OBS_{cg}$ (δ_{CTPS})		-0.0020 (0.0037)		-0.0018 (0.0054)
size	0.3435*** (0.0795)	0.3446*** (0.0887)	-0.4838*** (0.0924)	-0.5501*** (0.1033)
capitalization	0.0191*** (0.0043)	0.0189*** (0.0050)	0.0044 (0.0057)	0.0047 (0.0060)
liquidity	0.0101*** (0.0028)	0.0094*** (0.0031)	-0.0079** (0.0032)	-0.0091** (0.0036)
efficiency	-0.0000 (0.0010)	-0.0002 (0.0010)	-0.0010 (0.0010)	-0.0008 (0.0010)
M&A	-0.0087** (0.0038)	-0.0102** (0.0041)	0.0120*** (0.0041)	0.0131*** (0.0044)
Intercept	-0.0319 (0.0277)	-0.0365 (0.0299)	0.0986*** (0.0259)	0.1061*** (0.0262)
GDP growth	0.0487** (0.0217)	0.0546** (0.0223)	-0.0348 (0.0234)	-0.0404* (0.0244)
Covid-19	-0.2286 (0.2352)	-0.2930 (0.2532)	0.2998 (0.2561)	0.3378 (0.2740)
inflation	-0.0945*** (0.0337)	-0.1067*** (0.0351)	0.0966*** (0.0345)	0.1056*** (0.0361)
Hansen J (p-value)	0.5469	0.3364	0.6291	0.6571
Kleibergen-Paap F	563.8424	57.6371	563.8424	57.6371
Adj R^2	0.0253	0.0420	0.1132	0.1206
N	3238	3238	3238	3238

This table reports results using the Two-Step Instrumental Variables Generalized Method of Moments (IV-GMM) estimator to address potential endogeneity. The model examines the relationship between OBS exposure and bank risk and how it depends on the bank's business model. The lower panel reports the Hansen J-test of overidentifying restrictions to ensure instrument validity and the Kleibergen-Paap rk Wald statistic to test for instrument relevance. All models include bank and time fixed effects. Cluster-robust standard errors are reported in parentheses. ***, **, and * indicate statistical significance at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

Table 7:

Correlations matrix among selected variables

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
(1) $Zscore$	1.000											
(2) $sdROA$	-0.473*	1.000										
(3) OBS_{cg}	0.057*	0.012	1.000									
(4) Size	0.212*	0.565	0.175	1.000								
(5) Capitalization	0.085*	0.567*	0.044*	0.522*	1.000							
(6) Liquidity	-0.137*	-0.338*	-0.179*	0.164*	-0.646*	1.000						
(7) Efficiency	0.090*	0.000	-0.151*	-0.278*	0.068*	0.050*	1.000					
(8) M&A	-0.099*	0.090*	-0.054*	-0.084*	-0.026	0.050*	-0.003	1.000				
(9) Competition	0.048*	0.008	0.079*	0.138*	-0.019	-0.038*	-0.069*	0.061*	1.000			
(10) GDP growth	0.012	-0.011	0.007	-0.001	0.007	-0.007	0.022	-0.039*	0.036*	1.000		
(11) Covid-19	0.002	-0.005	0.000	-0.033*	0.013	-0.006	0.042*	-0.019	-0.104*	0.088*	1.000	
(12) Inflation	-0.032*	0.007	-0.007	0.004	-0.004	0.004	-0.004	0.003	-0.222*	-0.131*	-0.312*	1.000

*The following table reports the correlation coefficients between the main variables. The definition of these variables is presented in table 1. ***, **, and * indicate statistical significance at the 1, 5 and10% levels, respectively.*

BANQUE CENTRALE DU LUXEMBOURG

EUROSYSTÈME

2, boulevard Royal
L-2983 Luxembourg

Téléphone: +352 4774-1
Télécopie: +352 4774-4910

www.bcl.lu • info@bcl.lu