



REVUE DE STABILITÉ FINANCIÈRE

2022



BANQUE CENTRALE DU LUXEMBOURG
EUROSYSTÈME



BANQUE CENTRALE DU LUXEMBOURG

EUROSYSTEME



Toute communication ou suggestion peut être adressée à la

Banque centrale du Luxembourg
Section Communication
2, boulevard Royal
L-2983 Luxembourg
Télécopie : (+352) 4774-4910
e-mail : info@bcl.lu

Luxembourg, le 2 septembre 2022

La rédaction de cette revue a été arrêtée au 28 juillet 2022.
Les données incluses sont les dernières disponibles, la datation de ces données varie en fonction de leur disponibilité au moment de la rédaction, entre fin mars 2022 et fin juillet 2022.

SOMMAIRE

AVANT-PROPOS	7
1 L'ENVIRONNEMENT MACROÉCONOMIQUE NATIONAL ET INTERNATIONAL	
1. Contexte économique international	12
2. Évolutions conjoncturelles au Luxembourg	16
3. Marché immobilier : Évolutions récentes et risques pour la stabilité financière	21
3.1 Les prix de l'immobilier résidentiel	21
3.2 Le secteur de l'immobilier résidentiel et la stabilité financière au Luxembourg	27
2 LES MARCHÉS FINANCIERS : ÉVOLUTIONS RÉCENTES ET RISQUES	
1. Introduction	48
2. Évolution des marchés des actions et des risques pour le secteur financier au Luxembourg	51
2.1 Performance des actions	51
2.2 Les expositions des acteurs financiers luxembourgeois aux actions	56
3. Évolution des marchés obligataires et des risques pour le secteur financier	57
3.1 Les rendements des obligations	57
3.2 Les expositions obligataires des acteurs financiers luxembourgeois	58
4. Les conditions et risques de financement à court terme	60
5. Évolution des marchés de change et des risques pour les acteurs financiers	62
6. Conclusion	63
3 LE SECTEUR FINANCIER : LES ÉVOLUTIONS RÉCENTES	
1. Le secteur bancaire luxembourgeois	68
1.1 L'évolution du nombre d'établissements de crédit et de l'emploi dans le secteur bancaire	69
1.2 Le bilan des établissements de crédit	71
1.3 Décomposition des crédits et des dépôts de la clientèle non bancaire	76
1.4 Le compte de profits et pertes des établissements de crédit	88
1.4.1 Évolutions des revenus	94
1.4.2 Évolution des coûts	96
1.4.3 Résultats et indicateurs de rentabilité	98
1.5 La solvabilité	100
1.6 Le ratio de levier	109
1.7 La liquidité	110

1.8	Évaluation de la vulnérabilité du secteur bancaire	116
1.8.1	Indicateur de vulnérabilité	116
1.8.2	L'excès du crédit domestique : l'apport des fonctions d'efficacité du récepteur dans l'analyse des risques macroprudentiels	117
1.8.3	Les tests d'endurance en tant qu'outils macro-prudentiels	123
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	126
1.8.5	Les interconnexions entre les établissements de crédit et les fonds d'investissement	130
2.	Les autres acteurs du secteur financier	132
2.1	Les organismes de placement collectif	132
2.1.1	Les OPC non monétaires	132
2.1.2	Les OPC monétaires	139
2.2	Évaluation de la fragilité des fonds d'investissement : apport des probabilités de défaut conditionnelles	142
2.3	Les véhicules de titrisation	145
2.4	Les assurances	147

4 ANNEXES

1.	Insolvency prospects for the luxembourg non-financial corporation sector	150
2.	Conditional risk measures for assessing potential vulnerability in investment funds	169

LISTE DES ENCADRÉS DE LA REVUE DE STABILITÉ FINANCIÈRE 2021

1 L'ENVIRONNEMENT MACROÉCONOMIQUE NATIONAL ET INTERNATIONAL

<u>Encadré 1.1 :</u>	
Les conditions financières et les risques pour la croissance économique au Luxembourg	17
<u>Encadré 1.2 :</u>	
La relation non linéaire entre les taux d'intérêt et les prix de l'immobilier résidentiel	31
<u>Encadré 1.3 :</u>	
Mesure de l'endettement des ménages et évaluation de leur vulnérabilité	35
<u>Encadré 1.4 :</u>	
L'efficacité des limites du ratio prêt-valeur au Luxembourg	39
<u>Encadré 1.5 :</u>	
Évaluation des risques de baisse des prix de l'immobilier résidentiel au Luxembourg à court terme	44

2 LES MARCHÉS FINANCIERS : ÉVOLUTIONS RÉCENTES ET RISQUES

<u>Encadré 2.1 :</u>	
Mesure de l'attitude des investisseurs face au risque : analyse du marché des actions de la zone euro	52

3 LE SECTEUR FINANCIER : LES ÉVOLUTIONS RÉCENTES

<u>Encadré 3.1 :</u>	
Créances des établissements de crédit sur les administrations publiques des pays membres de l'Union européenne et des pays d'autres régions géographiques	74
<u>Encadré 3.2 :</u>	
Évolution des principales sources de financement et des crédits accordés par les banques de la place financière	77
<u>Encadré 3.3 :</u>	
L'enquête trimestrielle sur la distribution du crédit bancaire	79
<u>Encadré 3.4 :</u>	
L'impact de la pandémie sur l'évolution de la qualité de l'actif des banques au Luxembourg	89
<u>Encadré 3.5 :</u>	
Projections de la rentabilité bancaire au Luxembourg à moyen terme	99
<u>Encadré 3.6 :</u>	
Profitabilité bancaire et résilience	102
<u>Encadré 3.7 :</u>	
L'indice z-score et la probabilité théorique de défaut des banques luxembourgeoises : indicateurs de stabilité financière	105
<u>Encadré 3.8 :</u>	
Régulations bancaires : actualités	112

<u>Encadré 3.9 :</u>	
La sensibilité des banques luxembourgeoises aux chocs de liquidité	114
<u>Encadré 3.10 :</u>	
L'évaluation des risques systémiques cycliques à travers l'analyse du cycle financier	119
<u>Encadré 3.11 :</u>	
Analyse de la qualité des portefeuilles des fonds d'investissement	135
<u>Encadré 3.12 :</u>	
La détention de titres publics par les organismes de placement collectif	140

Avant-propos

La Revue de stabilité financière constitue un levier analytique important pour la BCL dans l'accomplissement de sa mission en matière de stabilité financière et/ou d'évaluation des risques structurels et cycliques susceptibles d'affecter la résilience des principales composantes du secteur financier luxembourgeois. Elle offre, par ailleurs, à la BCL des informations substantielles lui permettant de contribuer à la fois à la conduite de la politique macroprudentielle au Luxembourg, à travers sa participation au niveau national au Comité du Risque Systémique (CdRS) et au niveau européen, notamment en tant que membre du Comité européen du risque systémique (CERS).

La Revue de stabilité financière traite de l'ensemble des enjeux ayant trait à la résilience du secteur financier luxembourgeois à travers trois chapitres, lesquels sont complétés par des encadrés analytiques ad hoc. En outre, l'annexe de la Revue propose deux analyses dédiées à des thématiques spécifiques à la stabilité financière au Luxembourg.

Le premier chapitre retrace les principales évolutions macroéconomiques ayant affecté l'économie mondiale, la zone euro et Luxembourg au cours de la période récente. Les sous-jacents de la reprise économique et de l'accélération de l'inflation dans un contexte géopolitique tendu sont analysés et mis en perspective avec les décisions récentes de politiques monétaires. De plus, ce chapitre offre une analyse détaillée de l'évolution du marché de l'immobilier résidentiel au Luxembourg. Dans ce cadre, trois nouveaux encadrés analytiques sont introduits dont l'objectif est d'explorer davantage la dynamique des prix de l'immobilier résidentiel.

Le premier encadré examine la relation non linéaire entre les prix de l'immobilier résidentiel et les taux d'intérêt. Abstraction faite des contraintes d'offre et de demande qui caractérisent le marché de l'immobilier luxembourgeois, le modèle adopté impose des contraintes sur les paramètres qui se traduisent par des signes d'élasticités conformes à la théorie. Le second encadré propose une évaluation de l'efficacité de l'activation d'une limite différenciée au ratio prêt-valeur au Luxembourg conformément à la Recommandation CRS/2020/005, à l'aune des indicateurs de critères d'octroi de crédit ainsi que des projections des prix et des crédits immobiliers. Le troisième encadré s'appuie sur une approche dite « price at risk » afin d'estimer l'importance du risque de baisse maximale des prix de l'immobilier résidentiel au Luxembourg.

Le deuxième chapitre décrit les évolutions récentes sur les marchés financiers et leurs impacts sur le secteur financier luxembourgeois. En 2021, les marchés de capitaux ont enregistré une forte croissance grâce à la reprise économique mondiale permise par la couverture vaccinale et les mesures de soutien budgétaires et monétaires sans précédent. La remontée graduelle des taux d'intérêt nominaux face à l'accélération de l'inflation dans un contexte de tensions géopolitiques majeures, en l'occurrence l'agression de l'Ukraine par la Russie, a déjà eu un impact notable sur les rendements de certaines classes d'actifs, notamment les obligations et les actions au cours du premier semestre 2022. En outre, l'analyse de l'aversion pour le risque montre que la progression de la perception des risques au cours du premier semestre de l'année 2022 reflète un pessimisme croissant des anticipations des investisseurs sous les effets du ralentissement de la croissance économique, de la sévérité du choc d'offre, de l'aggravation des tensions sur le marché de l'énergie et du renchérissement des biens et services.

Le troisième chapitre présente les évolutions récentes dans le secteur financier national. En 2021 ainsi que durant les cinq premiers mois de l'année 2022, l'actif total du secteur bancaire national a bénéficié de la progression des activités interbancaires. Cependant, malgré les mesures exceptionnelles de



soutien mises en place par les autorités publiques et par l'Eurosystème, la baisse de la demande de crédit de la part des entreprises domestiques depuis le début de la pandémie a continué à alimenter le découplage des cycles du crédit aux ménages et aux sociétés non financières. Par ailleurs, la question de la soutenabilité de la dette des ménages, dans un contexte de forte inflation et de remontée des taux d'intérêt, demeure centrale pour la résilience des établissements de crédit domestiques. Dans l'ensemble, les niveaux des ratios de capitaux et de liquidité montrent que le secteur bancaire national dispose de suffisamment de réserves d'absorption de chocs additionnels.

En 2021, la baisse des flux de provisions associée aux mesures vigoureuses prises par le Conseil des gouverneurs de la BCE au préalable à et lors de l'émergence de la crise sanitaire, telles que le « tiering », le PEPP et les possibilités d'emprunts offertes aux banques à de taux négatifs jusqu'à -1% dans le cadre du TLTRO3, ont permis, tout d'abord, de stabiliser les marchés financiers et par la même de servir de soutien de liquidité puissant aux acteurs du secteur financier, dont les fonds d'investissement domiciliés au Luxembourg ; puis de conforter le secteur bancaire européen, y compris luxembourgeois, dans la consolidation de sa profitabilité et sa résilience durant cette période récessive. Pour l'année 2022, bien que la sortie graduelle de l'environnement de taux d'intérêt bas permette de consolider davantage la profitabilité bancaire, la guerre en Ukraine a alimenté la progression du risque de crédit pour quelques banques résidentes. Sur la base d'un scénario macroéconomique central de la BCE au mois de juin dernier, nos prévisions demeurent cependant positives et suggèrent que la rentabilité des fonds propres au niveau agrégé devrait atteindre 6,2 % à la fin de l'année 2022 et cela en dépit de la révision des projections de croissance en zone euro.

Les actifs sous gestion des fonds d'investissement ont continué de croître en 2021, notamment grâce à l'augmentation des prix d'actifs. Bien qu'il n'y ait pas de vulnérabilités particulières dans le secteur de la gestion d'actifs luxembourgeois, la normalisation progressive des politiques monétaires par les banques centrales majeures et l'augmentation de la volatilité sur les marchés mondiaux pourraient affecter négativement les performances de cette composante en 2022.

La première analyse présentée en annexe étudie les déterminants des faillites de sociétés non financières (SNF) au Luxembourg durant la pandémie de COVID-19. Au niveau sectoriel, les résultats révèlent que la croissance de la valeur ajoutée brute des entreprises ou la part des salaires dans la valeur ajoutée sont des indicateurs pertinents des faillites des SNF au Luxembourg. Au niveau macroéconomique, la croissance du PIB et de l'inflation semblent l'être également. Par ailleurs, les estimations empiriques révèlent que la baisse du nombre de faillites depuis l'année 2020 ne peut être expliquée que par les mesures de soutien publiques exceptionnelles.

La seconde étude propose un ensemble de mesures du risque systémique afin d'évaluer les vulnérabilités potentielles dans le secteur des fonds d'investissement luxembourgeois. Ces mesures, basées sur une approche dynamique de copule multivariée et conditionnelles à des événements extrêmes de marché, sont appliquées à diverses catégories de fonds d'investissement. L'analyse révèle que ces mesures sont à même d'intercepter la structure de dépendance dynamique et non linéaire présente aux extrémités de la distribution des rendements et des flux d'investissement, permettant ainsi l'identification des effets de contagion entre les catégories de fonds et les zones géographiques.



1 L'ENVIRONNEMENT MACROÉCONOMIQUE NATIONAL ET INTERNATIONAL

1. Contexte économique international	12
2. Évolutions conjoncturelles au Luxembourg	16
3. Marché immobilier : Évolutions récentes et risques pour la stabilité financière	21
3.1 Les prix de l'immobilier résidentiel	21
3.2 Le secteur de l'immobilier résidentiel et la stabilité financière au Luxembourg	27



L'ENVIRONNEMENT MACROÉCONOMIQUE NATIONAL ET INTERNATIONAL

1. CONTEXTE ÉCONOMIQUE INTERNATIONAL

Le PIB mondial a progressé de 6,1 % en 2021, après une baisse de 3,1 % en 2020. Pour l'année 2022, le FMI s'attend à un ralentissement de la croissance mondiale à 3,6 %. La récession mondiale de 2020 - provoquée par la pandémie de COVID-19 et d'une ampleur sans précédent depuis la Grande Dépression des années 30 - a donc débouché sur une forte reprise technique. Or, considérée sur l'ensemble des deux années, l'expansion a été, somme toute, modérée. En effet, nombreux sont les pays du G20 à n'avoir pas, de manière substantielle, dépassé à l'issue de l'année 2021 le niveau du PIB qui prévalait avant la crise. C'est le cas notamment de plusieurs grands pays de la zone euro, de la Grande-Bretagne, du Japon, du Canada, du Brésil et du Mexique. À l'inverse, les PIB enregistrés aux États-Unis, en Inde, en Chine et, plus généralement, dans les pays émergents d'Asie évoluaient à la fin de l'année 2021 au-dessus de leurs niveaux respectifs observés fin 2019.

Plusieurs facteurs expliquent ces développements et l'assombrissement des perspectives en ce début d'année 2022. En premier lieu, il convient de souligner que la fin de l'année 2021 a été marquée par l'apparition du variant Omicron, plus contagieux, et que ce dernier est apparu de manière non synchrone comme variant majoritaire dans les différents pays. Dès lors, le profil de l'activité économique, en partie impacté par le nombre de contaminations, a varié d'un pays à l'autre. Les premiers cas sont apparus en Afrique du Sud fin novembre 2021 puis, très rapidement en Europe. L'activité a ainsi fortement ralenti dans la zone euro au quatrième trimestre 2021 tandis qu'elle a fortement accéléré en Chine et aux États-Unis. Depuis lors, les premiers cas de contamination au variant Omicron seraient apparus en janvier 2022 en Chine et, au deuxième trimestre 2022, la situation reste préoccupante au vu des confinements locaux toujours en vigueur.

En second lieu, moult contraintes de production qui sont apparues tout au long de l'année 2021 et qui ont constitué un frein au commerce et à la croissance mondiale persistent encore en ce début d'année 2022. Ainsi, plusieurs chocs ont affecté le niveau de l'offre mondiale dans un contexte où la demande pour certains biens durables se redressait et progressait rapidement. La pénurie de semi-conducteurs, déjà d'actualité en 2020 à la suite d'une intensification de la demande de matériel informatique, s'est aggravée au cours du troisième trimestre 2021 en raison des arrêts de production locaux, eux-mêmes liés à la résurgence des contaminations au coronavirus en Asie. De surcroît, des problèmes de transport et de logistique au niveau des ports ont empêché les chaînes de valeurs mondiales de fonctionner normalement et, *in fine*, la production de répondre à la demande. L'industrie automobile a été particulièrement touchée par ces dysfonctionnements et a subi des pénuries de puces électroniques. De manière plus globale, les pénuries et retards de livraison touchant l'automobile et les autres secteurs manufacturiers exercent des pressions à la hausse sur les prix de ces biens finis auxquels s'ajoutent des pressions sur leurs coûts de transport et de distribution en raison des divers problèmes de logistique.

Par ailleurs, les prix de l'énergie avaient nettement progressé au cours du quatrième trimestre 2021. La hausse du cours du baril a résulté d'une demande mondiale accrue dans un contexte de reprise et de modération de l'offre par l'Organisation des pays exportateurs de pétrole. Le prix du gaz a, de son côté, franchi des seuils de niveau record.

Dernier point important, l'invasion militaire de l'Ukraine par la Russie le 24 février dernier a provoqué une onde de choc. D'une part, en réaction à cette invasion, la majorité des pays avancés, notamment les

États-Unis et l'Union européenne, ont décidé d'appliquer des sanctions commerciales et financières à l'encontre de la Russie. Au niveau des échanges commerciaux, et au-delà de leurs poids dans la production mondiale de plusieurs produits de base et énergétiques, la Russie et l'Ukraine sont fortement intégrées dans les chaînes de production mondiales de plusieurs secteurs de biens clés, ce qui devrait provoquer un ralentissement additionnel des commerce et croissance mondiaux¹. D'autre part, les prix de l'énergie, des matières premières hors énergie et agricoles se sont accélérés davantage. La Russie est le principal fournisseur d'énergie de la zone euro, à hauteur de 20 % du pétrole et de 35 % du gaz. La Russie et l'Ukraine sont aussi des fournisseurs majeurs de blé, couvrant à eux deux 30 % des exportations mondiales, d'engrais et de produits alimentaires pour animaux. Ainsi, au premier trimestre 2022, le prix du pétrole s'est établi à un niveau proche de 100 dollars le baril, soit 45 % plus élevé qu'en 2021 et 60 % plus élevé qu'en 2019, la dernière année avant la pandémie. En même temps, les prix des matières premières non énergétiques étaient, en moyenne, 17 % plus élevés qu'en 2021 et de presque 80 % plus élevés qu'en 2019.

Au-delà d'une inflation mondiale qui sera dorénavant à la fois plus durable et plus élevée qu'anticipé précédemment, cette guerre aura d'autres conséquences. Le conflit devrait entraîner le déplacement de plusieurs millions de personnes en direction de l'Union européenne. Mi-juillet 2022, l'Agence des Nations-Unies pour les réfugiés estimait à plus de 9 millions le nombre de réfugiés ayant fui l'Ukraine depuis le début de l'invasion russe. Enfin, cette guerre est susceptible d'accroître la volatilité sur les marchés financiers.

La BCE a publié le 9 juin dernier les prévisions de croissance de l'Euroystème pour la zone euro, intégrant une nouvelle évaluation des implications de la guerre. Par rapport aux projections macroéconomiques de mars 2022 des services de la BCE, la croissance du PIB a été révisée à la baisse de 0,9 point de pourcentage pour 2022 et de 0,7 point de pourcentage pour 2023, essentiellement en raison des conséquences économiques de la guerre en Ukraine (voir tableau 1.1). Ainsi, la BCE table sur une croissance économique de 2,8 % en 2022 et de 2,1 % en 2023. Sous l'effet d'une généralisation et d'une intensification des tensions sur les prix, l'Euroystème a largement révisé à la hausse ses projections d'inflation. L'inflation dans la zone euro demeurerait en moyenne élevée en 2022 et, en dépit d'une décélération certaine, en 2023. Les projections de juin 2022 tablent sur un taux annuel d'inflation de 6,8 % en 2022, avant une décrue à 3,5 % en 2023.

Dans ce contexte, le Conseil des gouverneurs a pris plusieurs décisions visant à normaliser sa politique monétaire.

Dans sa réunion du 9 juin 2022, il avait décidé de mettre un terme aux achats nets dans le cadre de son programme d'achats d'actifs (*Asset purchase programme*, APP) à compter du 1^{er} juillet 2022. Le Conseil des gouverneurs entend poursuivre les réinvestissements, en totalité, des remboursements au titre du principal des titres arrivant à échéance acquis dans le cadre de l'APP pendant une période prolongée après la date à laquelle il commencera à relever les taux d'intérêt directeurs de la BCE et, en tout cas, aussi longtemps que nécessaire pour maintenir les conditions d'une liquidité abondante et une orientation appropriée de la politique monétaire.

Dans sa réunion du 21 juillet 2022, il a décidé d'augmenter les trois taux directeurs de 50 points de base à respectivement 0,5 % pour le taux d'intérêt des opérations principales de refinancement, 0,75 % pour

1 Il s'agit par exemple du secteur des puces de silicium qui utilise du gaz néon et qui intervient à son tour dans la production de composants électroniques et d'automobiles. L'Ukraine est par ailleurs un fournisseur de systèmes de câblages électroniques à destination de l'industrie automobile allemande. Enfin, la Biélorussie, faisant également l'objet de sanctions, est le deuxième producteur mondial de potasse, qui est nécessaire à la fabrication d'engrais utilisés dans le monde entier pour la production agricole et, par ricochet, de produits alimentaires.



le taux de la facilité de prêt marginal et 0,0 % pour le taux de la facilité de dépôt. Avec la sortie des taux d'intérêt négatifs, le Conseil des gouverneurs a également annoncé qu'il conviendra de poursuivre la normalisation des taux et il compte effectuer une transition vers une approche des décisions concernant les taux d'intérêt réunion par réunion. La trajectoire future des taux directeurs dépendra des données et contribuera à assurer que son objectif d'inflation de 2 % à moyen terme soit atteint.

S'agissant du programme d'achats d'urgence face à la pandémie (*Pandemic emergency purchase programme*, PEPP), dont les achats nets avaient été interrompus fin mars 2022, le Conseil des gouverneurs entend réinvestir les remboursements au titre du principal des titres arrivant à échéance acquis dans le cadre du programme au moins jusqu'à la fin de 2024. Le futur dénouement du portefeuille PEPP sera géré de façon à éviter toute interférence avec l'orientation adéquate de la politique monétaire. Les remboursements des titres arrivant à échéance détenus dans le portefeuille PEPP sont réinvestis de façon flexible afin de contrer les risques liés à la pandémie qui pèsent sur le mécanisme de transmission.

Le Conseil des gouverneurs a également approuvé la création d'un nouvel « instrument de protection de la transmission » (IPT) qu'il estime nécessaire pour soutenir la transmission efficace de la politique monétaire². L'Eurosystème pourra effectuer des achats sur le marché secondaire de titres émis dans des juridictions connaissant une détérioration des conditions de financement non justifiée par les fondamentaux propres à chaque pays, afin de contrer, dans la mesure nécessaire, les risques pesant sur le mécanisme de transmission. L'ampleur des achats d'IPT, sous réserve du respect des critères établis dépendra de la gravité des risques pesant sur la transmission de la politique monétaire. Les achats ne sont pas limités *ex ante*.

Outre-Atlantique, le resserrement des conditions monétaires est plus avancé. Lors de sa réunion du 16 mars 2022, la Réserve fédérale américaine a changé de cap en augmentant de 25 points de base ses taux d'intérêt, ce qui a constitué la première hausse depuis 2018. Cette hausse des taux d'intérêt s'est justifiée par des taux d'inflation au plus haut depuis plus de quatre décennies, un marché du travail extrêmement tendu et des salaires en rapide croissance. Depuis lors, la Réserve fédérale a procédé à de nouvelles hausses de ses taux d'intérêt le 4 mai avec une hausse de 50 points de base, puis le 15 juin et le 27 juillet derniers en procédant à deux nouvelles hausses de 75 points de base, soit les plus fortes hausses depuis 1994. Elle estime aussi que des augmentations continues des taux d'intérêt seront nécessaires dans les mois à venir pour abaisser l'inflation. En sus d'une hausse des taux, la Réserve fédérale a également commencé à réduire ses avoirs en titres du Trésor et en titres adossés à des créances hypothécaires d'agences.

2 Voir sous <https://www.ecb.europa.eu/press/pr/date/2022/html/ecb.pr220721-973e6e7273.en.html>.

Tableau 1.1 :

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

	PROJECTIONS			RÉVISIONS	
	2021	2022	2023	2022	2023
FMI*	PIB en volume				
Monde	6,1	3,2	2,9	-0,4	-0,7
Zone euro	5,3	2,6	1,2	-0,2	-1,1
États-Unis	5,7	2,3	1,0	-1,4	-1,3
Économies émergentes	6,8	3,6	3,9	-0,2	-0,5
Chine	8,1	3,3	4,6	-1,1	-0,5
FMI/**	Inflation				
Economies avancées*	3,1	6,6	3,3	0,9	0,8
Zone euro**	2,6	5,3	2,3	n.d.	n.d.
États-Unis**	4,7	7,7	2,9	n.d.	n.d.
Économies émergentes*	5,9	9,5	7,3	0,8	0,8
Chine	0,9	2,1	1,8	n.d.	n.d.
Eurosystème/BCE***					
PIB zone euro	5,4	2,8	2,1	-0,9	-0,7
Inflation zone euro	2,6	6,8	3,5	1,7	1,4

Sources : FMI, BCE, calculs BCL

* Publiées le 26 juillet 2022. Révisions par rapport aux perspectives économiques mondiales d'avril 2022.

** Publiées le 19 avril 2022. Révisions par rapport aux perspectives économiques mondiales de janvier 2022.

*** Publiées le 9 juin 2022. Révisions par rapport aux projections macroéconomiques de mars 2022.

Plus récemment, le 26 juillet dernier, le FMI a révisé à nouveau ses perspectives économiques mondiales pour les années 2022 et 2023. Ces dernières ont pu prendre en compte les derniers développements au niveau international.

Par rapport à ses projections d'avril 2022, le FMI a revu à nouveau à la baisse ses perspectives de croissance mondiale pour 2022 et 2023. Il s'attend désormais à une baisse de la croissance mondiale à 3,2 % en 2022 et à 2,9 % 2023 après une hausse de 6,1 % en 2021 (voir tableau 1.1). Pour la zone euro, il anticipe des baisses de la croissance à 2,6 % en 2022 et 1,2 % en 2023 (après +5,3 % en 2020).

Quant à ses prévisions d'inflation, elles ont été relevées à 6,6 % (+0,9 p.p. par rapport aux prévisions précédentes) en 2022 et 3,3 % (+0,8 p.p.) en 2023 pour les économies avancées, et à 9,5 % (+0,8 p.p.) en 2022 et 7,3 % (+0,8 p.p.) en 2023 pour les économies émergentes. En l'absence de nouvelles publications des prévisions par pays, les données affichées dans le tableau 1.1 sont celles prévues au mois d'avril. Ainsi, l'inflation rebondirait en 2022 à 7,7 % aux États-Unis, à 5,3 % dans la zone euro et à 2,1 % en Chine. En 2023, l'inflation redescendrait à 2,9 % aux États-Unis, à 2,3 % dans la zone euro et à 1,8 % en Chine. Cependant, comme pour les perspectives de croissance, le degré d'incertitude entourant ces prévisions d'inflation est considérable.

Plus généralement, le FMI estime que le niveau de l'incertitude, lié non seulement à l'intensification des tensions géopolitiques mais aussi à l'instauration de nouvelles sanctions à l'encontre de la Russie et à la géopolitisation des échanges commerciaux et des transactions financières, est beaucoup plus élevé qu'à l'accoutumée.



Selon l'institution, les risques qui pèsent sur les perspectives économiques mondiales sont très largement orientés à la baisse. La balance des risques est jugée clairement négative. Elle est tributaire de plusieurs facteurs, tels que l'issue de la guerre en Ukraine, l'ancrage ou pas de l'inflation, le durcissement des conditions financières et leur impact sur le surendettement de pays émergents, l'aggravation de la crise immobilière en Chine et la fragmentation géopolitique qui risque d'entraver davantage la coopération et les échanges au niveau mondial.

Aussi, le FMI a envisagé un scénario alternatif à l'échelle mondiale qui consiste en :

- La mise en œuvre de nouvelles sanctions plus sévères à l'égard de la Russie font chuter les exportations de pétrole russe de 30% par rapport au scénario de référence ;
- Les exportations de gaz russe vers l'Europe cessent totalement d'ici la fin de 2022 ;
- Les anticipations de l'inflation restent plus durablement élevées, et
- Le durcissement des conditions financières dans un contexte où l'aversion au risque serait plus dominante.

En conséquence, le PIB mondial reculerait d'environ 0,6 point de pourcentage et de 0,9 point de pourcentage en 2022 et 2023, respectivement, par rapport aux projections de référence, pour atteindre respectivement 2,6% et 2%³. Pour l'Union européenne, le choc aurait de vastes répercussions qui sont attribuées principalement à la hausse des cours internationaux des produits de base et au durcissement des conditions monétaires et financières. Dans ce contexte, la croissance de l'Union européenne en 2023 serait inférieure de 1,3 point de pourcentage au scénario de référence, soit une croissance économique proche de zéro. Enfin, l'inflation globale à court terme se retrouverait au-dessus du scénario central, à hauteur de 1 point de pourcentage. Par la suite, les effets induits par la baisse de la demande combinés au durcissement des conditions financières se traduiraient par l'atténuation des effets inflationnistes en 2023 et au-delà.

Ce scénario ne tient pas compte des risques liés à la pandémie, comme l'apparition de nouveaux variants. Enfin, d'autres risques pèsent sur les perspectives de croissance et d'inflation. Il s'agit principalement d'un ralentissement de la croissance plus fort qu'anticipé en Chine, d'une hausse des anticipations d'inflation à long terme dans les pays développés et de mouvements désordonnés sur les marchés financiers et immobiliers. D'un autre côté, les retombées du plan « Next Generation EU⁴ » dans la zone euro pourraient être plus fortes et plus rapides qu'attendu.

2. ÉVOLUTIONS CONJONCTURELLES AU LUXEMBOURG

Après avoir reculé en 2020 dans le contexte de la pandémie de COVID-19, l'activité au Luxembourg a rebondi en 2021. Selon une première estimation, le taux de croissance du PIB en volume en 2021 s'est établi à 6,9 %. Cette croissance élevée est d'autant plus significative que l'affaissement de l'activité économique en 2020 avait été très modéré (-1,8 %) et bien moins important que lors de la crise financière de 2008/2009. Fin 2020, le niveau du PIB avait déjà dépassé son niveau d'avant la pandémie. L'acquis de croissance pour 2022 à l'issue du premier trimestre 2022 serait de 2,7 %.

³ Pour plus de détails, voir les pages 12-14 de la mise à jour des Perspectives économiques mondiales de juillet 2022 du FMI.

⁴ « Next Generation EU » est un instrument temporaire de relance de 750 milliards d'euros destiné à réparer les dommages économiques et sociaux immédiats causés par la pandémie de COVID-19. Il vise, sur la période 2021-2026, à rendre l'Europe de l'après-COVID-19 plus verte, plus numérique, plus résiliente et mieux adaptée aux défis actuels et à venir.

Tableau 1.2 :

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

	2017	2018	2019	2020	2021
PIB en volume	1,3	2,0	3,3	-1,8	6,9
Emploi salarié	3,6	3,7	3,5	1,8	3,2
Taux de chômage (en pourcentage de la population active)	5,9	5,4	5,4	6,3	5,7
IPCN	1,7	1,5	1,7	0,8	2,5
IPCN énergie	4,3	8,4	1,6	-7,9	18,9
IPCN ex énergie	1,6	1,0	1,8	1,5	1,5
Solde public (en % du PIB)	1,4	3,0	2,3	-3,4	0,9
Dettes publiques (en % du PIB)	21,8	20,8	22,3	24,8	24,4

Sources : STATEC, calculs BCL

Toutefois, la récente forte hausse des prix des matières premières et d'énergie qui s'est ajoutée à la fois aux pressions inflationnistes préexistantes et au durcissement des conditions monétaires est de nature à amplifier l'incertitude sur les perspectives économiques au Luxembourg. Dans ce cadre, les estimations des fonctions de densité conditionnelles de la croissance du PIB au Luxembourg peuvent fournir des signaux puissants quant aux risques pesant sur la croissance de l'activité économique (voir encadré 1.1).

Encadré 1.1 :

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

La prévision du risque sur la croissance économique basée sur sa distribution future, contrairement à la prévision de la croissance elle-même (prévision des points), est aujourd'hui un important outil d'analyse pour la stabilité financière, car il permet d'évaluer les effets négatifs de l'évolution des variables financières sur la croissance économique à venir. 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)⁵. L'approche GaR fixe un taux de croissance tel que la probabilité, que le taux de croissance futur soit inférieur à lui. Ce seuil correspond souvent au 5^e ou 10^e percentile de la distribution de la croissance future⁶.

MÉTHODOLOGIE DE LA GAR

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

$$CroissPIB_{t+8T} = \alpha + \beta_1 CroissPIB_t + \beta_2 RisqueCyclique_t + \beta_3 StressFin_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

où $CroissPIB_t$ indique le taux de croissance du PIB réel à la période (t), $CroissPIB_{t+8T}$ est le taux de croissance projeté sur les 8 prochains trimestres (2 ans), $RisqueCyclique_t$ est un indicateur du risque systémique cyclique et est mesuré par

5 Adrian, T., Boyarchenko, N., & Giannone, D. (2019). Vulnerable growth. *American Economic Review*, 109(4), 1263-89.

6 On utilisera le cinquième percentile (5 %) ($\tau=0,05$) tout au long de cette étude.

la variation sur 2 ans du ratio du crédit au secteur privé (ménages et entreprises non financières) sur le PIB nominal. $StressFin_t$ est l'indicateur du stress financier pour le Luxembourg (CLIFS) et ε_t dénote le terme d'erreur. a , β_1 , β_2 et β_3 sont des paramètres à estimer et correspondent respectivement à la constante et aux coefficients associés à la croissance contemporaine du PIB, au risque cyclique et au stress financier.

Dans une seconde étape, la fonction quantile ainsi obtenue est lissée avec une distribution de Student asymétrique (*skewed-t distribution*)⁷ 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 empirique et la fonction quantile de la distribution asymétrique $F^{-1}(\tau; \mu, \sigma, \alpha, \nu)$. L'équation de la minimisation s'écrit :

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

où μ , σ , α , ν représentent 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 réelle du PIB.

ESTIMATION DU RISQUE SUR LE TAUX DE CROISSANCE ÉCONOMIQUE DU LUXEMBOURG

Le tableau 1.3 présente les estimations de la régression pour différents quantiles⁸. Les données utilisées sont à fréquence trimestrielle et couvrent la période 1997T1 à 2022T1. Les résultats indiquent que le risque systémique cyclique et le stress financier agissent négativement sur la queue inférieure (5^{ème} quantile) de la distribution du taux de croissance à 8 trimestres. Cela signifie que la récession ou la faiblesse future du taux de croissance est accentuée par des niveaux élevés du risque cyclique (crédit sur PIB) et du stress financier au Luxembourg. Les résultats du tableau 1.3 montrent également l'importance des variables financières telles que le crédit au secteur privé et le stress financier dans la prévision du risque à la baisse du taux de croissance économique du Luxembourg. L'évolution des coefficients du tableau 1.3 en fonction des quantiles indique le degré de non-linéarité de cette relation entre les variables financières et la projection de taux de croissance future.

Tableau 1.3 :

Estimation de la régression quantile

VARIABLES	5%	25%	50%	75%	95%
Risque Cyclique	-0,0175 (0,0117)	-0,0228*** (0,00638)	-0,0260*** (0,00629)	-0,0172* (0,00906)	-0,0536* (0,0274)
Stress Financier	-0,0729* (0,0435)	-0,0754*** (0,0208)	-0,0671*** (0,0188)	-0,0844*** (0,0212)	-0,0818 (0,0545)
Croissance PIB	-0,364** (0,140)	-0,280** (0,121)	-0,105 (0,0832)	-0,0704 (0,0878)	-0,290 (0,214)
Constante	0,0312*** (0,0117)	0,0396*** (0,00468)	0,0419*** (0,00440)	0,0516*** (0,00533)	0,0807*** (0,0167)

Source : BCL. Les écarts-types sont entre parenthèses.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$

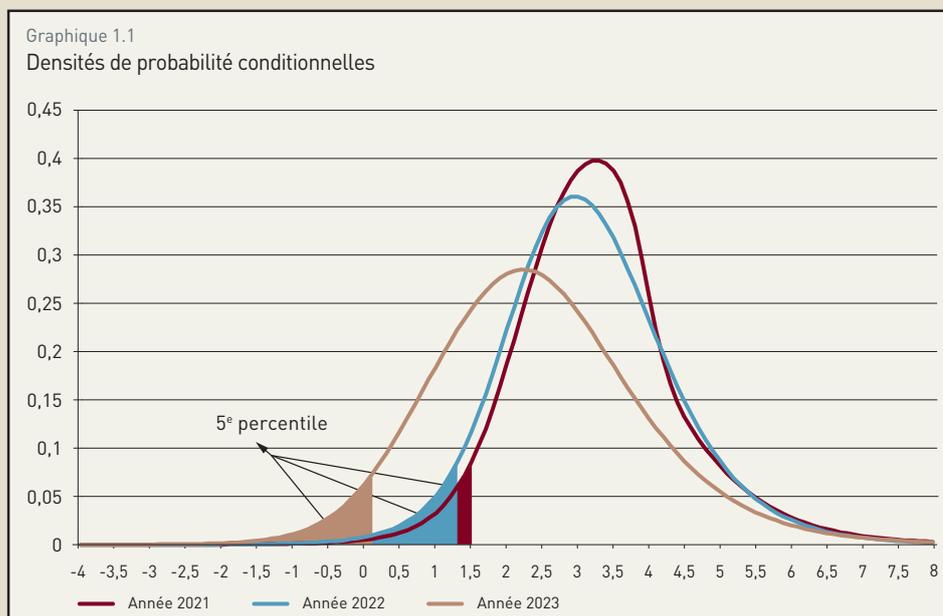
7 La distribution asymétrique de Student est définie par Azzalini et Capitanio (2003) dans leur article intitulé : Distributions generated by perturbation of symmetry with emphasis on a multivariate skew t distribution, *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)*, 65(2), 367-389. Elle s'écrit comme suit :

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

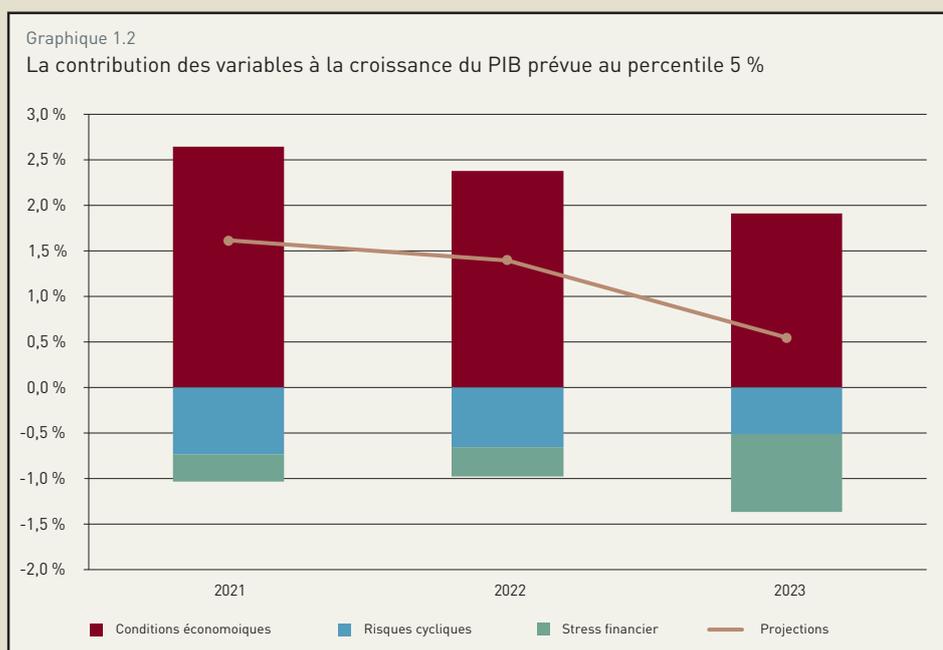
8 Les résultats sont présentés pour quelques quantiles (5 %, 25 %, 50 %, 75 % et 95 %).

Le graphique 1.1 présente les densités estimées de probabilités conditionnelles des taux de croissance du PIB du Luxembourg pour les périodes 2021, 2022 et 2023⁹ sur la base du modèle (1) estimé. On observe que les prévisions à 2 ans des distributions varient dans le temps, notamment au niveau de leurs queues inférieures. Entre 2021 et 2023, on observe un glissement des densités futures vers la gauche traduisant les vulnérabilités causées par la pandémie, l'envolée de l'inflation, le conflit russo-ukrainien et la progression du risque sur la croissance future du PIB au Luxembourg.

La GaR à 5 % est indiquée par les parties hachurées sur le graphique 1.1. La décomposition de la croissance prévue (graphique 1.2) permet d'appréhender la contribution des variables explicatives à la croissance du percentile à 5%. Il y a lieu de noter qu'entre 2021 et 2023, la combinaison de la dégradation des conditions économiques et une augmentation de l'indice du stress financier ont contribué à une aggravation du risque de baisse de croissance du PIB du Luxembourg.



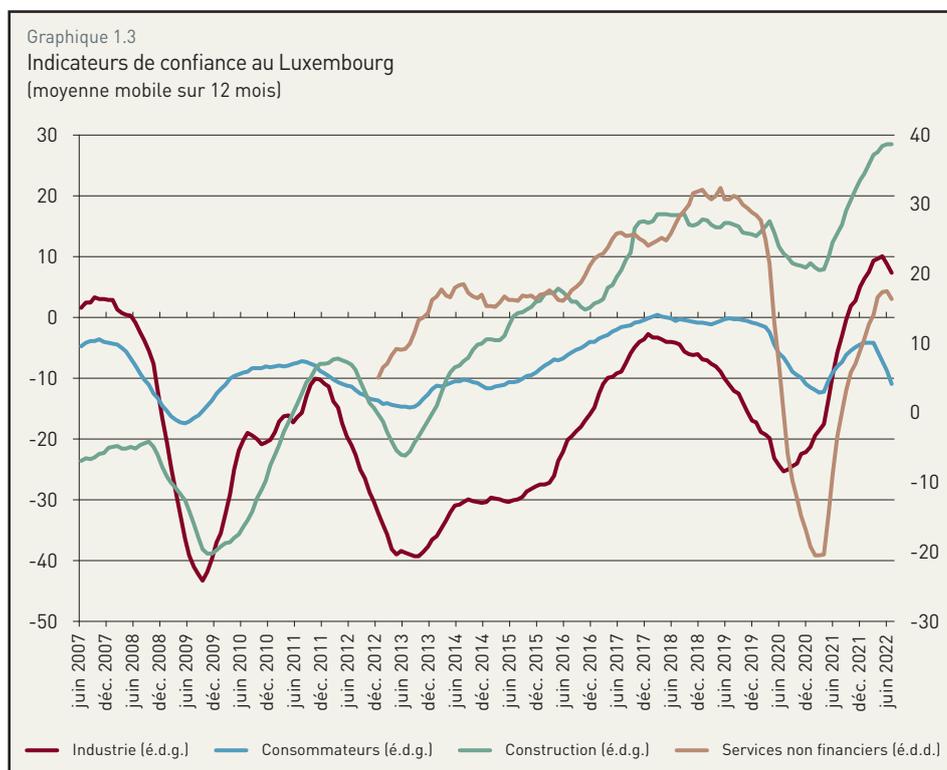
Source : BCL



Source : BCL

⁹ 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 et publiées dans les bulletins 2022/1 et 2022/3.

Graphique 1.3
Indicateurs de confiance au Luxembourg
(moyenne mobile sur 12 mois)



Sources : STATEC, BCL, calculs BCL

L'activité dans le secteur bancaire et des services financiers, qui avait progressé de manière modérée en 2020, a fortement rebondi en 2021. Sur l'ensemble de l'année, la valeur nette d'inventaire des OPC a connu une progression de 18 % et le produit bancaire a enregistré une hausse de 10,6 %. La profitabilité dégagée par les banques en 2021 a été encore plus importante. Cela s'explique notamment par une baisse des provisions nettes après une hausse exceptionnelle en 2020 dans le contexte de la pandémie de COVID-19.

Les indicateurs de confiance (voir le graphique 1.3), qui s'étaient effondrés en 2020 suite à l'émergence de la pandémie de COVID-19, ont fortement progressé depuis le printemps 2021 pour atteindre au début 2022 des niveaux historiquement élevés. Pour l'industrie et la construction, ces niveaux étaient

même supérieurs à ceux prévalant avant la pandémie. Le récent conflit en Ukraine a toutefois impliqué une baisse de la confiance en mars dans la plupart des secteurs. Ce recul est néanmoins resté modéré à l'exception de la confiance des consommateurs qui a fortement chuté et se situe désormais à un niveau historiquement bas. La dynamique de la production en 2021 reflète l'embellie observée au niveau de la confiance puisque la production industrielle a progressé de 7 % en 2021 alors que la production dans le secteur de la construction progressait de 8 %. Ces évolutions positives n'ont toutefois pas permis à la production de retrouver son niveau d'avant-crise.

L'inflation telle que mesurée par l'indice des prix à la consommation national (IPCNC) s'est établie à 2,5 % en moyenne en 2021, en nette hausse par rapport à la variation de 0,8 % enregistrée en 2020. Cette accélération de l'inflation est due principalement à la composante énergie dont le taux annuel s'est établi à 18,9 %, après un recul de 7,9 % en 2020. L'inflation de l'IPCNC hors énergie est restée modérée sur l'ensemble de 2021 (1,5 %), mais elle a accéléré au dernier trimestre suite à l'indexation des salaires, qui a soutenu l'inflation des services, et aux goulots d'étranglement existant sur les chaînes de production au niveau mondial, qui ont favorisé l'inflation des prix des biens industriels non énergétiques. En 2022, l'inflation globale devrait à nouveau accélérer fortement puisque désormais la plupart des composantes de l'inflation affichent des taux de croissance élevés. Le conflit en Ukraine, qui s'est soldé par une hausse supplémentaire des prix de l'énergie, des matières non énergétiques et notamment des matières premières agricoles, devrait même exacerber ce phénomène.

Le marché du travail luxembourgeois s'est redressé en 2021. Sur l'ensemble de l'année, l'emploi salarié a progressé de 3,2 % en moyenne, une progression supérieure à la moyenne à long terme. L'emploi frontalier, qui est davantage sensible aux fluctuations cycliques en raison de sa répartition sectorielle, avait vu sa progression ralentir sensiblement suite à l'éclatement de la crise sanitaire. Depuis lors, sa

progression s'est notablement redressée, à 3,8 % en moyenne en 2021, après une croissance de 2,1 % observée en 2020. L'emploi résident a également accéléré, atteignant 2,3 % en 2021, après 1,5 % l'année précédente, soit un rythme supérieur à sa moyenne d'avant la crise financière 2008/2009. Les données préliminaires pour le deuxième trimestre 2022 (à interpréter avec prudence eu égard à leur caractère provisoire) indiquent une stabilisation de la croissance de l'emploi, tant frontalier que résident, à un niveau élevé. Le taux de chômage, qui s'est établi à 5,7 % en moyenne au cours de l'année 2021, après avoir atteint 6,3 % en 2020, se situe désormais aux alentours de 4,6 %, soit au niveau le plus bas observé depuis fin 2008.

Dans le sillage de la levée progressive d'une large partie des restrictions sanitaires, la part des salariés en chômage partiel a fortement reculé par rapport au pic atteint au printemps 2020 pour s'établir à 2,3 % en moyenne au cours des huit premiers mois de 2022. Le chômage partiel reste un outil particulièrement prisé dans l'industrie, en raison de goulets d'étranglement dans les chaînes d'approvisionnement.

Après avoir enregistré un déficit de l'ordre de 3,4 % du PIB en 2020 sous l'effet de la crise sanitaire et des mesures de stabilisation mises en œuvre, le solde des administrations publiques a enregistré un surplus de l'ordre de 0,9 % en 2021 qui s'explique par le retour de la croissance économique ainsi que par une diminution sensible des dépenses visant à combattre les incidences directes de la pandémie (chômage partiel, aides aux entreprises, etc.). Le ratio de dette des administrations publiques a très légèrement baissé en 2021 pour s'afficher à 24,4 % du PIB, après une hausse de l'ordre de 2,5 % du PIB en 2020 sous l'effet de la crise économique et sanitaire.

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

3.1 LES PRIX DE L'IMMOBILIER RÉSIDENTIEL

Entre 1991 et 2021, les prix des logements au Luxembourg ont progressé de 7,1 % par an, contre seulement 4,3 % pour la zone euro dans son ensemble. Il est donc naturel que les autorités luxembourgeoises suivent de près les risques associés au secteur immobilier. En particulier, la progression rapide des prix a conduit à un endettement croissant des ménages résidents, ce qui peut représenter un risque systémique pour la stabilité du système financier. 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.

ÉVOLUTION DES PRIX DES LOGEMENTS

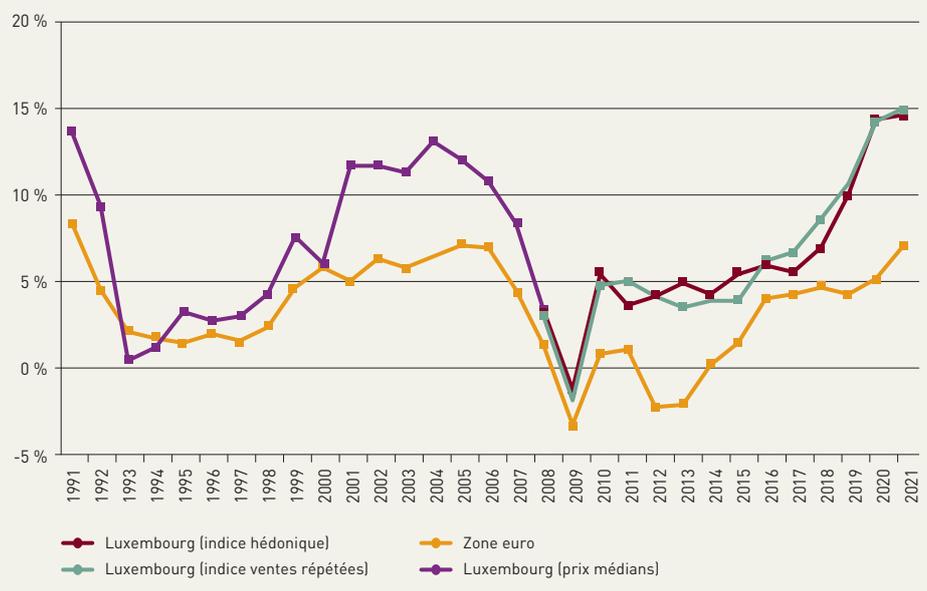
Entre 2000 et 2007, les prix des logements au Luxembourg ont progressé de 10,7 % par an (6,1 % pour la zone euro). En 2009, pendant la crise économique et financière, les prix immobiliers ont légèrement baissé au Luxembourg (- 1,1 %), comme dans de la zone euro. Lors de la crise de la dette souveraine en 2012-2013, les prix immobiliers ont reculé à nouveau dans la zone euro, avec des baisses particulièrement importantes en Espagne, en Irlande et au Portugal. Cependant, au Grand-Duché, les prix des logements ont augmenté sans interruption depuis 2010, comme le montre le graphique 1.4.

À partir de 2020, la pandémie a conduit à une hausse des prix immobiliers dans la plupart des pays de la zone euro, avec le Luxembourg en deuxième place¹⁰. Différentes mesures des prix immobiliers

10 Voir BCE (2021) Financial Stability Review, chapitre 1.5 « Vulnerabilities are growing in euro area property markets ».

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 : L'indice hédonique et l'indice des ventes répétées sont basés sur des transactions individuelles fournies par l'AED à partir de 2007. Pour la période 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 2000/2).

confirment cette forte hausse. Le graphique 1.4 compare la variation des prix des logements sur base de l'indice officiel compilé par le STATEC selon la méthode dite « hédonique » à un indice compilé par la BCL selon la méthode des « ventes répétées ». La méthode hédonique corrige la progression des prix en tenant compte de certaines différences au niveau de la qualité des biens vendus chaque année. Par contre, la méthode des « ventes répétées » compare l'évolution des prix des biens qui sont vendus à plusieurs reprises au courant de la période considérée¹¹. Les deux indices indiquent à peu près la même évolution depuis 2008, marquant ainsi une nette accélération des prix des logements entre 2018 et 2021.

Selon l'indice officiel du STATEC, la croissance annuelle a atteint un pic historique en 2021 (13,9 %), mais

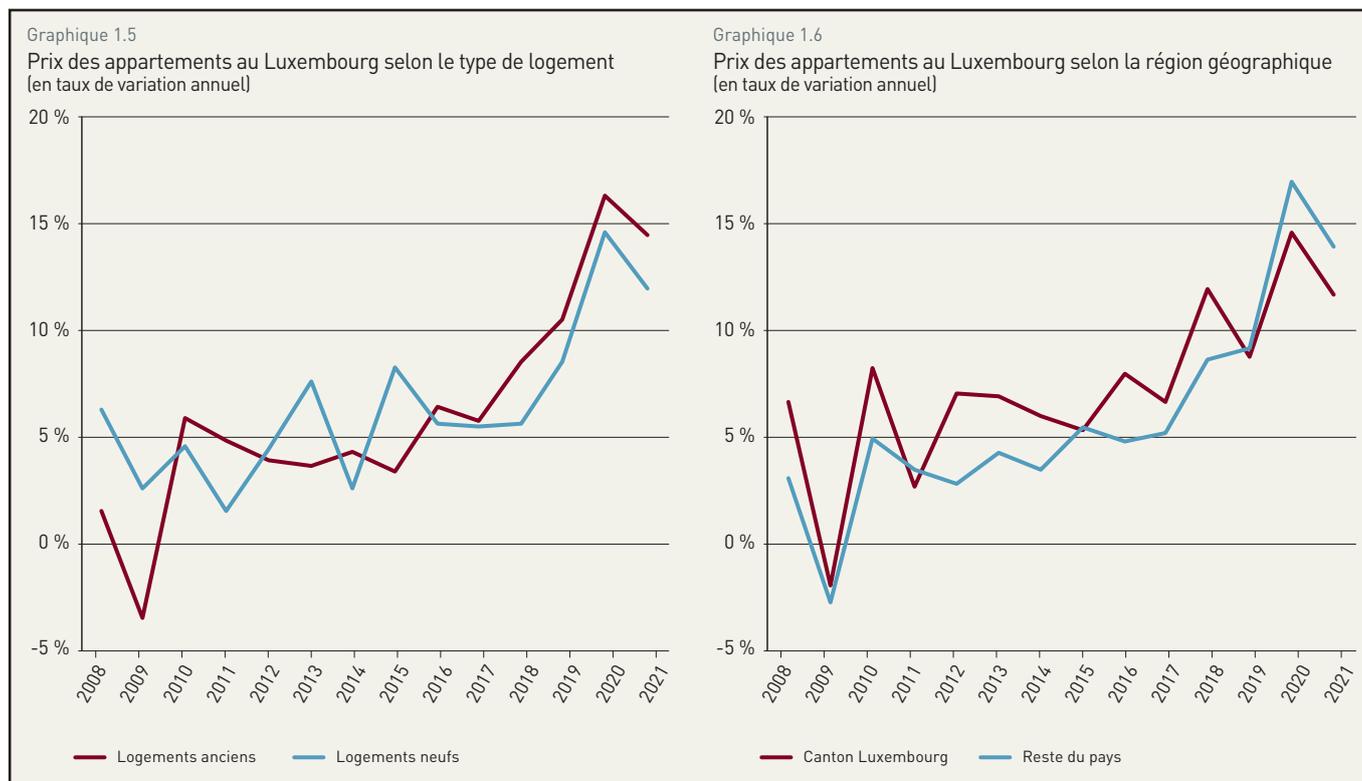
les données trimestrielles indiquent un ralentissement graduel au cours de l'année, vu que la croissance annuelle est passée de 17,2 % au premier trimestre à 12,0 % au dernier trimestre 2021. Avec une croissance de 10,5 % au premier trimestre, ce ralentissement s'est confirmé au début de l'année 2022.

Les années récentes sont caractérisées par deux autres constats. Premièrement, depuis 2018, le marché s'est concentré sur les logements existants, au détriment des logements nouvellement construits. En effet, la hausse des prix est plus prononcée pour les appartements existants que pour les nouveaux appartements¹² (graphique 1.5). C'est l'inverse de la situation qui a prévalu pendant la crise financière, quand la baisse des prix était entièrement imputable aux appartements existants. De plus, pour les appartements existants, le nombre de ventes a aussi augmenté en 2021 (12 % par rapport à 2020), tandis que pour les appartements nouveaux le nombre de ventes a diminué de 17 %. C'est encore l'inverse de la situation qui a prévalu pendant la crise financière. La réorientation des transactions vers des biens existants, également observée au niveau de la zone euro, pourrait signaler un excès de la demande par rapport à l'offre de nouveaux logements¹³, soulignant un phénomène qui persiste au Luxembourg depuis des années. Notons aussi que l'investissement résidentiel a baissé de 4 % en 2020 dans le contexte des mesures sanitaires liées à la pandémie, ce qui a vraisemblablement accentué le déficit en nouveaux logements.

11 Voir BCL Bulletin 2021/3, Analyse 2.2 « Un indice des prix des appartements au Luxembourg basé sur la méthode des ventes répétées ».

12 Pour les maisons, les données ne permettent pas de comparer les biens existants aux nouvelles constructions.

13 Pour une discussion plus approfondie, voir également Moreno Roma, « Euro area house price developments during the coronavirus pandemic », dans le bulletin économique 2021/4 de la BCE.



Sources : STATEC, indices hédoniques

Sources : 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.

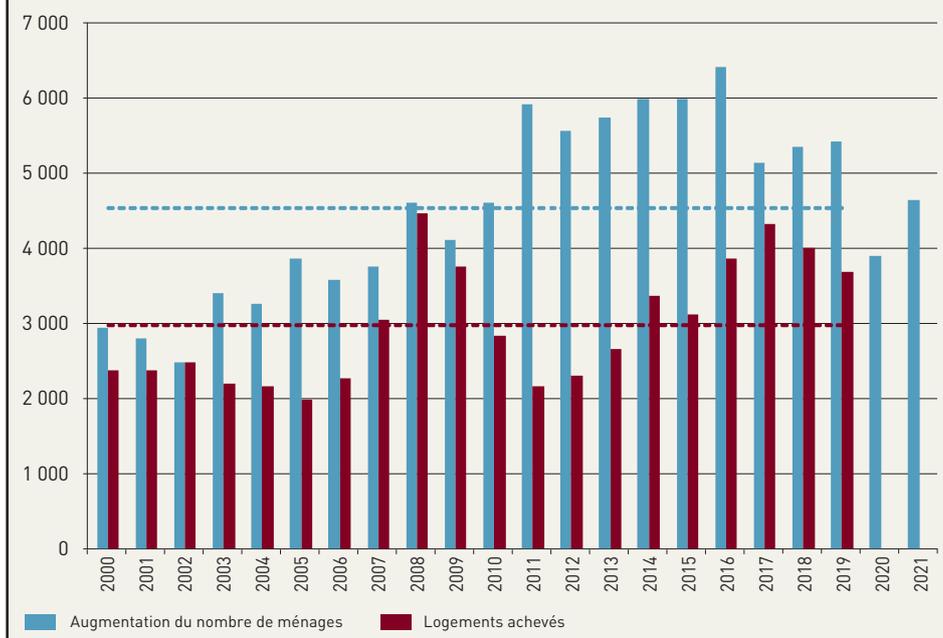
Deuxièmement, depuis 2020, les prix ont progressé moins rapidement dans le canton de Luxembourg (autour de la capitale) que dans le reste du pays (graphique 1.6). C'est l'inverse de la situation antérieure à la pandémie, quand la hausse des prix était généralement plus importante dans la région de la capitale. Ce phénomène pourrait être attribué au niveau très élevé que les prix au centre du pays ont déjà atteint avant 2020. Il pourrait également résulter du déploiement du télétravail au sein de maintes entreprises à la suite de l'introduction des mesures sanitaires. D'ailleurs, le ralentissement des prix dans les centres urbains serait en ligne avec les évolutions constatées dans d'autres pays¹⁴.

FACTEURS AGISSANT SUR L'OFFRE ET LA DEMANDE DE LOGEMENTS

Plusieurs facteurs structurels pourraient expliquer l'écart entre l'offre et la demande de logements au Luxembourg. Premièrement, la population a augmenté fortement, sous l'impulsion d'une immigration particulièrement importante. Entre 2011 et 2021, la population résidente a augmenté de 2,1 % par an au Luxembourg, contre seulement 0,2 % dans la zone euro. Par contre, l'offre de logements au Luxembourg s'est peu ajustée au cours de cette période. Selon les dernières données disponibles couvrant la période 2011 et 2019, un peu plus de 3 200 nouveaux logements ont été construits par an, tandis que le nombre des ménages résidents a augmenté de 5 300 unités par an (graphique 1.7). Certes, le nombre de logements achevés a augmenté depuis le creux en 2011, pour atteindre plus de 4 000 unités en 2017. Toutefois, selon les dernières données disponibles, le nombre de logements achevés a baissé pendant

¹⁴ Pour une analyse de cet effet aux États-Unis, voir Arjun Ramani, Nicholas Bloom, « The doughnut effect of COVID-19 on cities », VoxEU.org, 28 janvier 2021.

Graphique 1.7
Logements achevés et population résidentielle
(nombre de logements et nombre de ménages par an)



Source : STATEC

Notes : Logements dans bâtiments résidentiels, semi-résidentiels et autres. La dernière observation disponible pour les logements achevés (pour l'année 2019) a été publiée en mars 2022. Le nombre de ménages est calculé en utilisant l'évolution de la population résidente et la taille moyenne d'un ménage (recensement de la population). Les lignes pointillées correspondent aux moyennes respectives entre 2000 et 2019.

les deux années qui ont suivi. D'ailleurs, en 2019, le STATEC a publié des projections des ménages et de la demande potentielle en logements¹⁵ qui situent cette dernière entre 5 600 et 7 500 logements par an, ce qui dépasse largement le nombre de logements achevés, même lors de leur pic en 2008 (4 444 logements).

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 (voir section 3.2).

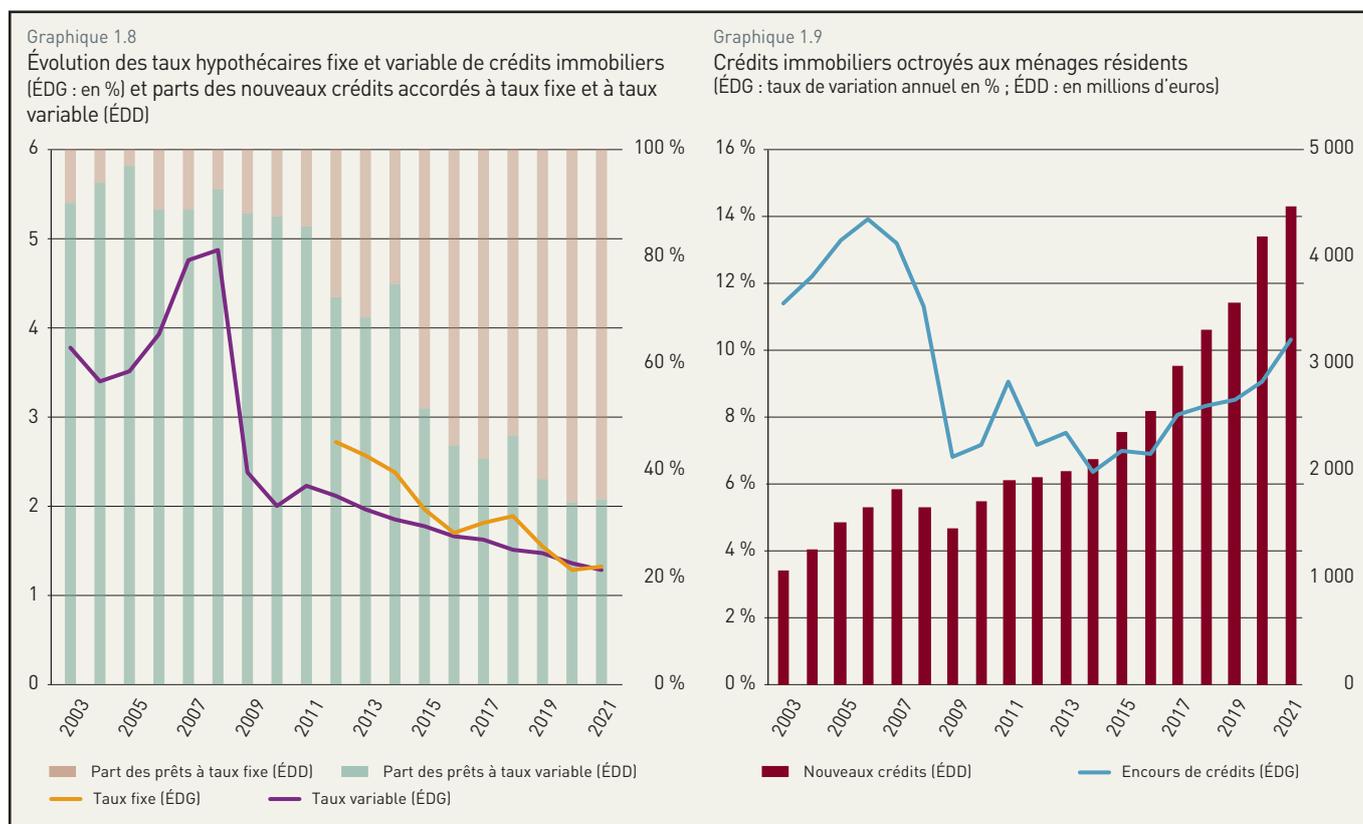
La demande des biens immobiliers a pu également bénéficier du niveau très faible des taux d'intérêt sur les emprunts hypothécaires. Lors de la crise financière, les mesures de politique monétaire destinées à assurer la stabilité des prix ont conduit à une baisse subs-

tantielle des taux d'intérêt nominaux sur les prêts immobiliers accordés aux ménages (graphique 1.8). La plupart des prêts immobiliers au Luxembourg sont à taux variable, ce qui a généré une baisse des taux en 2009 qui s'est révélée beaucoup plus rapide et prononcée que celle observée dans les pays limitrophes. Cependant, les taux hypothécaires ont graduellement convergé à travers les pays de la zone euro, sous l'effet combiné des taux de référence, que l'Eurosystème a gardés à un niveau très bas sur une période prolongée, et du programme d'achats d'actifs. Vers la fin de la période d'observation, la reprise économique et la hausse de l'inflation ont permis aux taux hypothécaires au Luxembourg de remonter légèrement. Selon les données publiées par la BCL, les taux hypothécaires avec une fixation du taux à plus que dix ans ont augmenté depuis leur creux historique de 1,26 % en décembre 2020 pour arriver à 2,11 % en mai 2022. En tout cas, le faible niveau des taux d'intérêt n'a pu contribuer que très partiellement à la progression rapide des prix immobiliers au Luxembourg. En effet, la politique monétaire est la même pour toute la zone euro, dont les autres pays membres ont connu une progression des prix immobiliers bien plus modérée. D'ailleurs, les tensions sur le marché immobilier sont apparues au Luxembourg bien avant la baisse des taux d'intérêt en 2009, comme déjà indiqué¹⁶.

À part les taux d'intérêt, les conditions de financement pour l'achat de logements au Luxembourg dépendent aussi d'autres critères. Selon l'enquête BCL sur la distribution du crédit bancaire, les conditions d'octroi des crédits immobiliers ont été régulièrement assouplies au cours des dernières années,

15 Peltier, F. [2019] « Projections des ménages et de la demande potentielle de logements : 2018-2060 » STATEC *Economie et Statistiques* No. 106.

16 Gaston Reinesch [2022] « Blog du Gouverneur 14 : Les prix de l'immobilier résidentiel au Luxembourg » sur www.bcl.lu.



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.

Sources : BCL, données bilantaires des banques (BSI)

Note : les nouveaux crédits sont estimés à partir des données bilantaires selon une méthode développée dans l'analyse 2 du Bulletin BCL 2020/1.

par exemple, à travers l'allongement de la durée des prêts immobiliers ou l'augmentation du rapport entre le montant du prêt et la valeur du bien (ratio prêt-valeur). Cependant, en janvier 2021, la CSSF a introduit des limites maximales pour le ratio prêt-valeur, ce qui a resserré les conditions d'octroi¹⁷, avec un impact limité (pour le moment) sur les flux de crédits (graphique 1.9). L'encours des crédits destinés à l'habitat a encore progressé de 9,1 % par an en 2020 et de 10,3 % par an en 2021. Le volume de nouveaux crédits accordés a atteint un record historique en 2021. Cependant, les crédits à l'habitat ont ralenti sur la première moitié de l'année 2022 pour atteindre une croissance annuelle en mai de 8,5 %. Cette décélération est en ligne avec le ralentissement de la croissance des prix de l'immobilier résidentiel enregistré au premier trimestre.

La hausse des prix immobiliers se répercute aussi sur l'endettement des ménages luxembourgeois, qui se situe à un niveau élevé par rapport aux autres pays européens (voir encadré 1.3). Cet endettement est largement imputable à la forte progression des crédits à l'habitat (graphique 1.9). En effet, 43 % des ménages luxembourgeois détenaient une dette hypothécaire en 2020, contre seulement 29 % dans la zone euro¹⁸. Étant donné que les crédits hypothécaires accordés aux ménages sont concentrés auprès d'un nombre limité de banques domestiques (5 banques détiennent près de 90 % des crédits), les établissements concernés pourraient rencontrer des difficultés en cas d'augmentation brusque des défauts de paiement des ménages.

¹⁷ Voir l'Encadré 3.3 pour une analyse des derniers résultats de l'enquête sur la distribution du crédit bancaire.

¹⁸ Selon l'enquête EU-SILC (statistiques de l'UE sur le revenu et les conditions de vie).



Parmi les nouveaux crédits hypothécaires au Luxembourg, la part des prêts à taux fixe a fortement augmenté depuis 2014, mais environ la moitié de l'encours des crédits hypothécaires reste à taux variable. Cette situation peut constituer un levier d'augmentation du risque d'insolvabilité de certains ménages, surtout lors d'une remontée rapide des taux sur le marché monétaire. Ainsi, les conséquences économiques de la guerre en Ukraine méritent un suivi particulier. Compte tenu de la part élevée de l'immobilier dans le patrimoine total des ménages luxembourgeois, d'éventuels effets de richesse négatifs pourraient peser sur la consommation privée dans le cas peu probable d'une baisse significative des prix immobiliers.

Le niveau élevé de l'endettement des ménages est partiellement compensé par le niveau significatif de leurs actifs financiers. Selon les comptes financiers, au quatrième trimestre 2021, les actifs financiers des ménages représentaient 251 % de leur endettement. Cependant, ce constat agrégé peut masquer des situations hétérogènes au niveau des différentes catégories de ménage qui peuvent être source de vulnérabilités. Selon une analyse plus détaillée de l'endettement des ménages¹⁹, en 2018, 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. Ceci étant, pour 92 % des ménages endettés, la charge liée au remboursement de la dette représentait moins de 40 % de leur revenu disponible.

L'environnement macroéconomique et la dynamique de l'inflation ont considérablement changé ces derniers mois. Le déploiement de vaccins contre la COVID-19 et l'assouplissement de mesures sanitaires ont permis un fort rebond économique en 2021. Or, cette reprise économique a aussi entraîné des goulots d'étranglement et des pénuries de personnel qui pèsent actuellement sur la production dans plusieurs secteurs. Par conséquent, les prix de la construction pour les bâtiments résidentiels et mixtes ont augmenté de 7,3 % en 2021 contre 2 % en moyenne pour la période de 2010 à 2020. L'invasion de l'Ukraine par la Russie au début de l'année 2022 a amplifié la hausse des prix des matières premières, notamment des prix de l'énergie, et a remis en question les perspectives de croissance économique pour les années à venir. L'accélération des prix des matières premières se reflète d'ailleurs dans les coûts de la construction, qui ont affiché en 2022 une progression annuelle en avril de 13,9 %. Ceci marque la plus importante hausse depuis 1975.

Les principales banques centrales ont réagi en amorçant le processus de normalisation de leurs politiques monétaires, ce qui a entraîné un resserrement des taux d'intérêt sur les marchés monétaires et une hausse des rendements obligataires. Dans un tel environnement, l'accession à la propriété risque de devenir plus coûteuse et les propriétaires-occupants endettés pourraient subir une hausse des dépenses liées au remboursement de leur dette.

Plusieurs institutions internationales ont publié des analyses du marché immobilier luxembourgeois. En novembre 2021, le rapport de la Commission européenne sur le mécanisme d'alerte a conclu qu'un examen approfondi du Luxembourg n'était pas nécessaire. Selon ce rapport, « aucun déséquilibre macroéconomique n'avait été constaté », mais elle a signalé l'importante croissance des prix immobiliers depuis le début de la pandémie et des « signes clairs de surévaluation potentielle ». Compte tenu des réformes annoncées qui visent à mobiliser les terrains constructibles et de la hausse de l'investissement public pour la construction de logements abordables, la Commission anticipait un ralentissement des prix immobiliers.

En 2022, lors de sa consultation au titre de l'article IV, le FMI a accueilli favorablement les mesures macroprudentielles au Luxembourg qui imposent différentes limites au ratio prêt-valeur. En vue du

¹⁹ Voir « La vulnérabilité financière des ménages au Luxembourg - mise au jour à partir de l'édition 2018 de l'enquête sur le comportement financier et de consommation des ménages », BCL, Bulletin 2019/3 Encadré 3, p. 45

niveau élevé de l'endettement des ménages et de la croissance rapide des prix immobiliers, le FMI a préconisé une réévaluation de ces mesures et l'introduction de mesures additionnelles. Le FMI a également accueilli les mesures gouvernementales destinées à augmenter l'offre de logements comme un pas dans la bonne direction, tout en remarquant que ces mesures prendront du temps à se concrétiser, ce qui rend nécessaire une stratégie ambitieuse à plusieurs volets.

Pour conclure, les risques liés au marché immobilier au Luxembourg semblent contenus à court terme. L'actuel ralentissement de la croissance des prix immobiliers pourra contribuer à une modération de ces risques. Cependant, la hausse des prix immobiliers continue sous l'impulsion de facteurs structurels, notamment l'écart persistant entre l'offre et la demande. En l'absence d'une action politique forte pour éliminer le déséquilibre persistant entre l'offre et la demande de logements, les risques liés au secteur immobilier luxembourgeois pourraient se traduire par des répercussions économiques et sociales lourdes pour les ménages, les finances publiques et la compétitivité de l'économie nationale²⁰.

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

Le développement de vulnérabilités dans le secteur de l'immobilier résidentiel au Luxembourg peut avoir d'importantes implications pour la stabilité du système financier national. Les risques sont essentiellement liés à la hausse durable des prix de l'immobilier, à la croissance du crédit hypothécaire et au niveau très élevé de l'endettement des ménages.

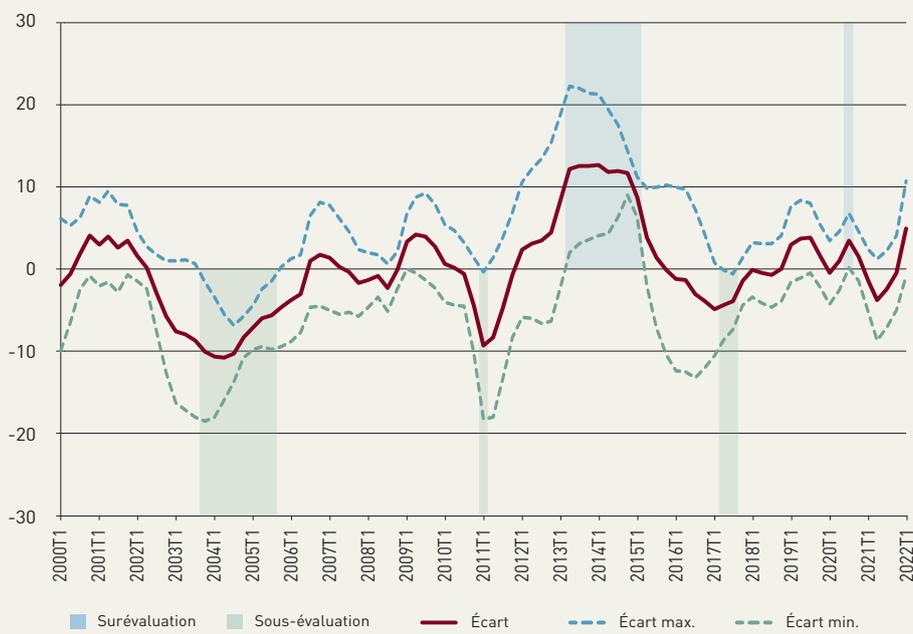
Après un taux de croissance nominal annuel des prix record de 17,2 % au premier trimestre 2021, la croissance des prix de l'immobilier résidentiel s'est limitée à 13,4 % au cours des deux trimestres suivants et a davantage diminué pour atteindre 12 % au dernier trimestre 2021 et 10,5% au premier trimestre 2022. Compte tenu des pressions inflationnistes récentes, le taux de croissance réel des prix de l'immobilier résidentiel était de 4,8 % au cours de la même période. Bien qu'il y ait eu une décélération des prix de l'immobilier en 2021, les taux de croissance nominale demeurent élevés par rapport à leur moyenne historique. En effet, le taux annuel moyen de croissance nominale (réel) des prix de l'immobilier était de 9,3 % (7,8 %) au cours de la période 2017 à 2020. Une déconnexion excessive antérieure des prix de l'immobilier par rapport au niveau d'équilibre, lequel est déterminé par des fondamentaux économiques, pourrait entraîner une forte correction des prix de l'immobilier. 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.

Deux approches peuvent être adoptées pour déterminer si les prix de l'immobilier résidentiel évoluent de manière compatible avec les fondamentaux économiques. La première 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 s'appuie sur des modèles économétriques multivariés ou d'équilibre général pour quantifier les déséquilibres. Généralement, les 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. Afin d'atténuer l'incertitude quant à la fiabilité des résultats issus d'un seul modèle, la BCL a adopté quatre types de modèles : le modèle à correction

20 Voir G. Reinesch [2022] « Blog du Gouverneur 14 : Les prix de l'immobilier résidentiel au Luxembourg » sur www.bcl.lu.

Graphique 1.10

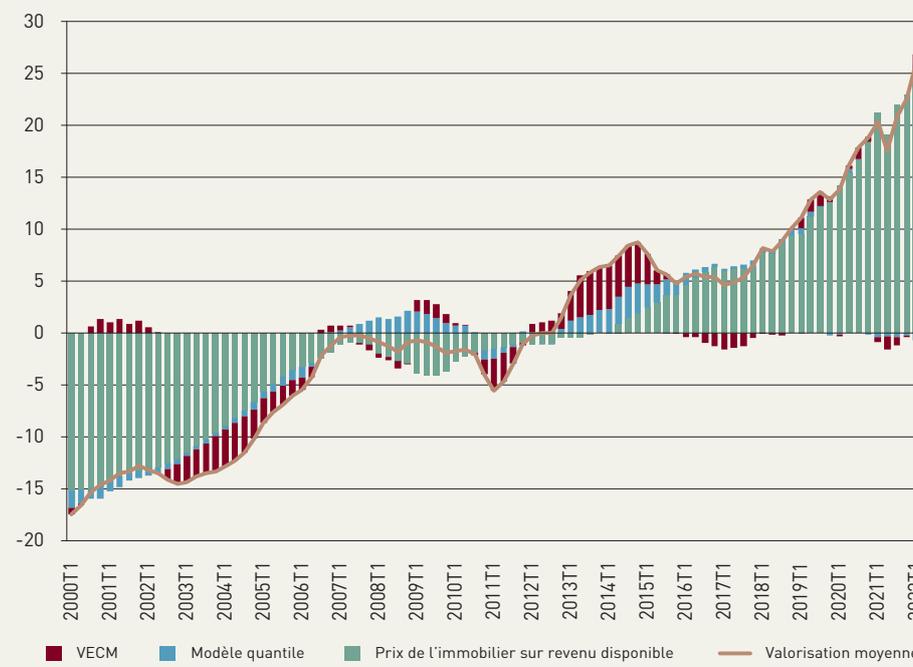
Approche vectorielle à correction d'erreur (en %)



Source : Calculs BCL. Période d'estimation : 1980T1-2022T1.

Graphique 1.11

Mesure de la surévaluation moyenne de la BCL (en %)



Sources : STATEC, BCE Statistical Data Warehouse (SDW), calculs BCL. Période : 2000T1-2022T1. Les données sur le revenu disponible annuel des ménages sont publiées par le STATEC ; les valeurs trimestrielles pour 2021 et 2022T1 sont basées sur les projections de la BCL. 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) et de deux estimations de surévaluation (modèle quantile et modèle vectoriel à correction d'erreur).

d'erreur, la régression quantile, le modèle à régimes multiples et enfin un modèle vectoriel à correction d'erreur (VECM).

Le VECM tient compte de l'importance des interdépendances dynamiques entre le crédit hypothécaire et l'évolution des prix de l'immobilier résidentiel. Les résultats révèlent que, sur le long terme, des prix immobiliers élevés entraînent une expansion du crédit hypothécaire qui, à son tour, enclenche une nouvelle augmentation des prix. Ces interdépendances ont été particulièrement fortes en 2020, puisque la croissance des nouveaux crédits hypothécaires accordés aux ménages s'est conjuguée à une accélération de l'augmentation des prix des logements. Conformément aux évolutions observées au niveau européen, le dynamisme du marché du logement au cours des années 2020 et 2021 s'explique en partie par les mesures de soutien mises en place par les autorités dans le contexte de la pandémie de la COVID-19. La pandémie pourrait également avoir affecté les préférences des ménages en matière d'acquisitions immobilières suite au développement du télétravail. Néanmoins, l'analyse confirme l'importance des facteurs structurels pour le marché immobilier luxembourgeois en tant qu'éléments essentiels à la poursuite des déséquilibres en présence. Au cours des dernières années, la surévaluation des prix de l'immobilier demeure modérée et la croissance des prix immobiliers s'explique par le déséquilibre structurel entre l'offre et la demande de logements. Le graphique 1.10 représente l'écart du niveau des prix de l'immobilier résidentiel par rapport à sa valeur fondamentale

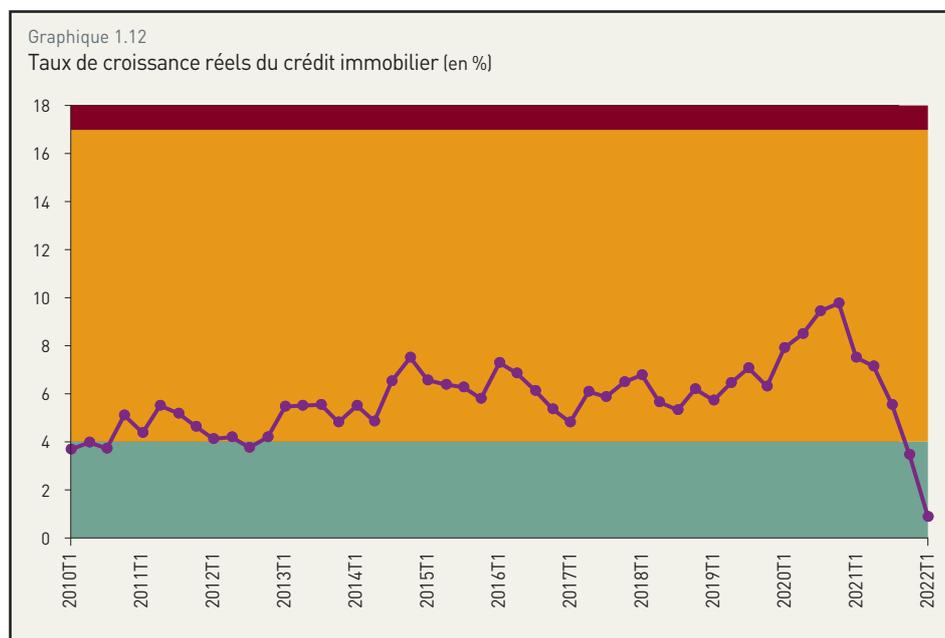
issue du modèle vectoriel²¹. Pour le premier trimestre 2022, le modèle indique que les prix de l'immobilier résidentiel sont en ligne avec les fondamentaux économiques, reflétant également la récente flambée des coûts de construction.

Afin de tenir compte de l'incertitude du modèle, la BCL calcule également une mesure de surévaluation moyenne qui comprend à la fois des indicateurs statistiques et des estimations basées sur un modèle. La mesure moyenne de surévaluation de la BCL s'élevait à 26,07 % au premier trimestre 2022 (graphique 1.11).

En ce qui concerne l'évolution du crédit, la croissance nominale des prêts hypothécaires reste élevée malgré la légère baisse enregistrée au deuxième semestre 2021²². En même temps, suite à la persistance des goulots d'étranglement au niveau de l'approvisionnement

et à la récente envolée des prix de l'énergie, les pressions inflationnistes s'accroissent. En raison de la hausse de l'inflation, la croissance réelle des prêts hypothécaires a diminué au cours des derniers trimestres, passant de 5,5 % au troisième trimestre 2021, à 3,4 % au dernier trimestre 2021 et 0,9 % au premier trimestre 2022 (graphique 1.12). Ces résultats sont reflétés par les données de l'enquête trimestrielle de la BCL sur la distribution du crédit bancaire (*Bank Lending Survey* – BLS). Ces derniers suggèrent que la demande de crédits hypothécaires a diminué aux deux derniers trimestres 2021 et au premier trimestre 2022. En outre et pour la première fois depuis 2017, les banques signalent une détérioration des perspectives du marché du logement comme facteur explicatif à la baisse de la demande de prêts hypothécaires depuis le quatrième trimestre 2021. Elles s'attendent à ce que la demande de crédits hypothécaires baisse davantage au cours du prochain trimestre.

Les résultats du BLS supposent en outre que le niveau général des taux d'intérêt n'a pas joué un rôle majeur dans l'évolution récente de la demande des crédits hypothécaires en 2021. Néanmoins, le graphique 1.13 révèle que les taux d'intérêt hypothécaires au Luxembourg ont suivi une tendance à la baisse depuis le quatrième trimestre 2012 et ont poursuivi leur caractère descendant après l'activation du LTV différencié. Néanmoins, le coût moyen d'endettement des ménages pour l'achat de logements a

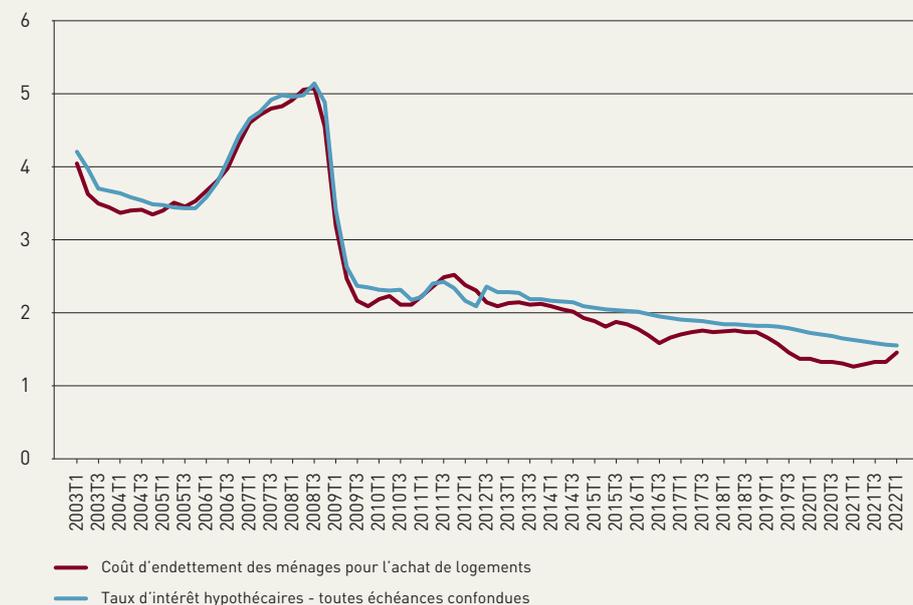


Sources : BCE (SDW), calculs BCL. Période : 2010T1-2022T1. La zone verte indique une zone de faible risque, la zone orange indique une zone de risque moyen, la zone rouge indique une zone de haut risque. Les zones de risque sont déterminées à l'aide des modèles d'alerte précoce de la BCL, qui calculent les probabilités de crise en fonction de la valeur des mesures de croissance du crédit selon une approche logit. Les seuils critiques sont déterminés en utilisant une valeur de $\theta=0,7$ et $\theta=0,3$ pour les seuils inférieur et supérieur respectivement de la fonction de perte, qui est définie comme : $Perte = \theta FNR + (1-\theta) FPR$, avec FNR, le taux de faux négatifs et FPR, le taux de faux positifs.

21 Il s'agit d'une mise à jour des résultats présentés dans le Cahier d'études de la BCL N° 117, "Housing Prices and Mortgage Credit in Luxembourg", dans laquelle le PIB a été remplacé par les données de revenu disponible des ménages.

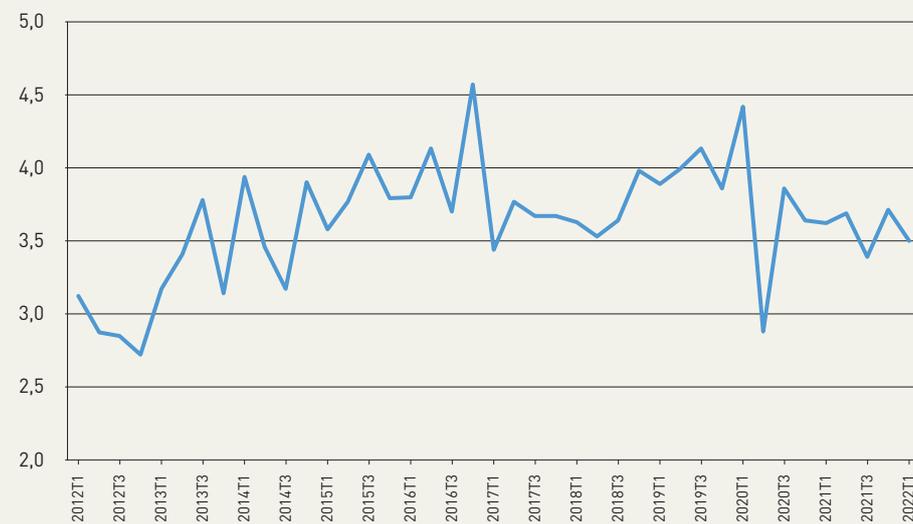
22 Les données les plus récentes indiquent un taux de croissance nominal annuel du crédit hypothécaire domestique de 8,5 % en mai 2022.

Graphique 1.13
Évolution des taux d'intérêt hypothécaires (en %)



Source : BCE (SDW). Période : 2003T1-2022T1.

Graphique 1.14
Évolution de la formation brute de capital fixe dans les logements par rapport au PIB (en %)



Sources : BCE (SDW), STATEC. Période : 2012T1-2022T1.

augmenté de 14 points de base sur la période 2020T4-2022T1, passant de 1,32 % à 1,46 %²³. Ces résultats reflètent l'effet de nombreux facteurs, y compris la normalisation de la politique monétaire, sur le niveau des taux d'intérêt²⁴.

Des coûts d'endettement historiquement bas, comme ceux illustrés par le graphique 1.13, pourraient avoir partiellement contribué à la hausse des prix de l'immobilier résidentiel et à la croissance des crédits hypothécaires. Dans de telles circonstances, l'encadré 1.2 explore la relation non linéaire entre les taux d'intérêt hypothécaires et les prix des logements au Luxembourg et expose ses implications pour la stabilité financière.

En ce qui concerne l'offre de logements, une tendance haussière de l'investissement telle que mesurée par le ratio de la formation brute de capital fixe au PIB a pu être observée jusqu'à l'émergence de la pandémie

23 L'indicateur du coût d'emprunt est basé sur les statistiques des taux d'intérêt et est calculé par la BCE afin d'évaluer avec précision les coûts d'endettement pour les ménages et d'accroître la comparabilité entre les pays.

24 Certains de ces facteurs sont liés au prix des logements (Cloyne et al., 2019), au refinancement hypothécaire (Duarte, 2008), au risque de défaut (Kau et Peters, 2005) ou à une réglementation plus large (Ranaldo et al., 2021). Voir Cloyne, J. Huber, K., Ilzetzki, E., et H. Kleven, 2019, "The effect of house prices on household borrowing: A new approach", *American Economic Review*, 109, pp. 2104-2136; Duarte, J., 2008, "The causal effect of mortgage refinancing on interest rate volatility: Empirical evidence and theoretical implications", *Review of Financial Studies*, 21, pp. 1689-1731; Kau, J.B., et L.C. Peters, 2005, "The effect of mortgage price and default risk on mortgage spreads", *The Journal of Real Estate Finance and Economics*, 30, pp. 285-295; Ranaldo, A., Schaffner, P., et M. Vasios, 2021, "Regulatory effects on short-term interest rates", *Journal of Financial Economics*, 141, pp. 750-770.

de la COVID-19 (graphique 1.14). Or, la crise sanitaire a entraîné une baisse substantielle des investissements dans le secteur immobilier résidentiel au premier trimestre 2020. En dépit du rattrapage enregistré par la suite, la part de l'investissement immobilier dans le PIB a atteint, au premier trimestre 2022, un niveau similaire à celui affiché au deuxième trimestre 2018.

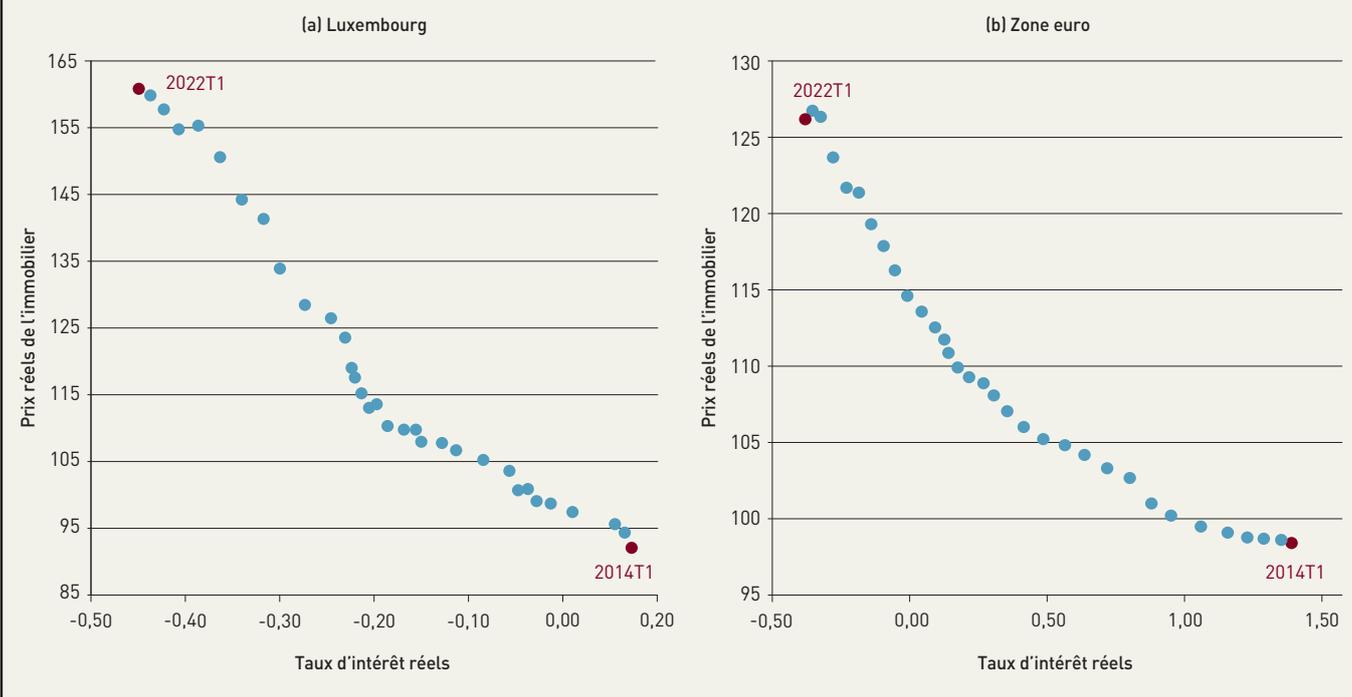
Encadré 1.2 :

LA RELATION NON LINÉAIRE ENTRE LES TAUX D'INTÉRÊT ET LES PRIX DE L'IMMOBILIER RÉSIDENTIEL : L'APPORT DE LA THÉORIE DU PORTEFEUILLE

INTRODUCTION

Au cours de la récente période, les prix de l'immobilier résidentiel dans plusieurs pays européens n'ont cessé d'augmenter, reflétant potentiellement l'effet des taux d'intérêt bas, mais aussi ceux des aides publiques accordées aux ménages depuis l'émergence de la crise sanitaire (voir CERS, 2022)²⁵. Cet encadré explore les implications de l'environnement prolongé de faibles taux d'intérêt sur les prix de l'immobilier au Luxembourg²⁶. Au cours de la période 2010-2021, les taux d'inté-

Graphique 1.15
Prix réels de l'immobilier et taux d'intérêt réels



Sources: BCE Statistical Data Warehouse (SDW), calculs BCL. Période : 2014T1-2022T1. Notes : Les taux d'intérêt réels désignent les taux d'intérêt nominaux hypothécaires moyens, accordés aux ménages pour l'achat d'un logement au Luxembourg et dans la zone euro, amputés du taux d'inflation objectif fixé par la BCE (2 %). Les prix réels de l'immobilier sont reflétés par les indices nominaux des prix de l'immobilier, au Luxembourg et dans la zone euro, ajustés par les indices harmonisés des prix à la consommation.

25 Comité européen du risque systémique (CERS), 2022, "Vulnerabilities in the residential real estate sectors of the EEA countries", février 2022.

26 L'analyse présentée ici se base sur un travail de la BCE : "Box B: Interest rates, house prices, and financial stability: Exploring the nonlinear nexus", December 2021 Macroprudential Report, mimeo.

rêt moyens nominaux pratiqués par les établissements bancaires pour les crédits hypothécaires accordés aux ménages résidents ont baissé de près d'un point de pourcentage. Le graphique 1.15 illustre une forte relation négative entre les prix réels de l'immobilier et les taux d'intérêt réels sur les crédits hypothécaires accordés aux ménages au sein de la zone euro et au Luxembourg²⁷.

La relation négative entre les taux d'intérêt et les prix de l'immobilier constitue l'objet de nombreuses études empiriques. Ces dernières s'appuient souvent sur l'estimation de la sensibilité des prix de l'immobilier à la variation des taux d'intérêt dans le cadre de modèles linéaires²⁸. Or, en adoptant le modèle d'évaluation des actifs financiers, il est possible d'examiner la relation non linéaire entre les prix de l'immobilier et les taux d'intérêt. Le modèle standard d'évaluation des actifs financiers postule que le prix d'un actif est donné par la valeur actuelle des flux de revenus futurs²⁹, ce qui génère la relation suivante pour les prix réels de l'immobilier :

$$\log P_t = \log R_t - \log(i_t^e + \pi - g^e) \quad (1)$$

où R_t désigne le rendement de l'actif en question (loyers réels actuels), i_t^e représente le taux d'intérêt réel, π est la prime de risque et g^e est la croissance du rendement futur anticipé.

L'équation (1) implique une élasticité unitaire (positive) des prix réels de l'actif immobilier par rapport aux loyers réels ainsi qu'une élasticité unitaire (négative) des prix réels de l'immobilier par rapport au terme du taux d'intérêt réel ($i_t^e + \pi - g^e$). En outre, l'équation (1) implique que l'élasticité des prix réels de l'immobilier par rapport au taux d'intérêt réel i_t^e est donnée

par $\left(-\frac{i_t^e}{i_t^e + \pi - g^e}\right)$. Par conséquent, plus le niveau du taux d'intérêt est faible, plus la réaction des prix de l'immobilier à une variation donnée de i_t^e est importante.

L'EFFET DES TAUX D'INTÉRÊT SUR LES PRIX DE L'IMMOBILIER RÉSIDENTIEL AU LUXEMBOURG

L'analyse de la relation empirique entre les taux d'intérêt et les prix de l'immobilier résidentiel au Luxembourg et dans la zone euro se décline en deux étapes. La première consiste en l'estimation d'un modèle linéaire où l'indice des prix réel de l'immobilier est régressé sur le niveau du terme de taux d'intérêt réel ($i_t^e + \pi - g^e$) ; tandis que la seconde consiste en l'adoption d'un modèle alternatif non linéaire où l'indice des prix réels de l'immobilier est régressé sur le logarithme du terme de taux d'intérêt réel. L'indice des loyers réels est introduit dans les deux spécifications en tant que variable de contrôle avec un coefficient contraint à l'unité³⁰.

Le graphique 1.16 présente les principaux résultats pour le Luxembourg (partie (a)) et les compare à ceux de référence pour l'ensemble de la zone euro (partie (b)).

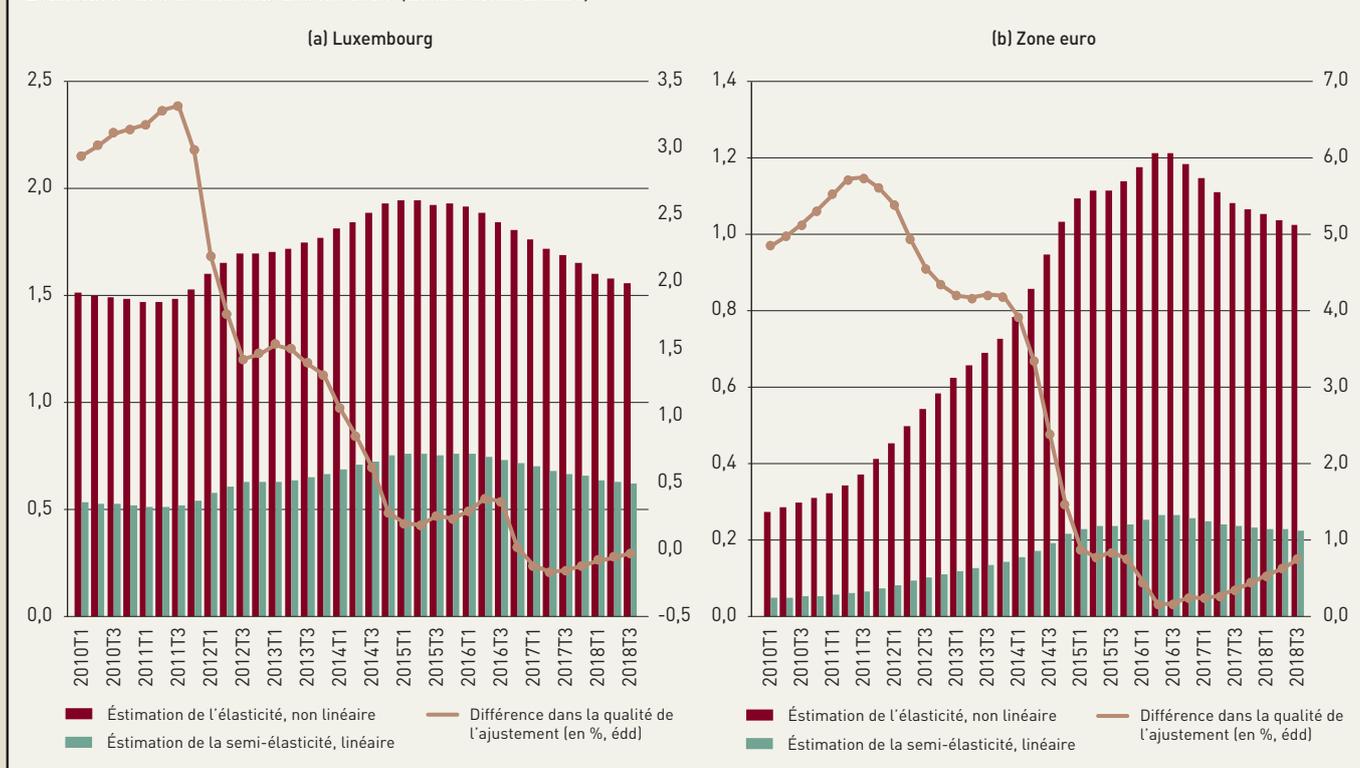
27 Pour calculer les taux d'intérêt réels, l'analyse suit l'approche de la BCE en déduisant l'objectif du taux d'inflation (2 %) des taux d'intérêt nominaux. Les autres variables de l'analyse sont corrigées de l'inflation en utilisant les taux de croissance observés de l'indice harmonisé des prix à la consommation pour le Luxembourg et la zone euro, respectivement.

28 Turk, R.A. (2015) : "Housing price and household debt interactions in Sweden", IMF Working Paper 15/276; Sherlund, S.M. (2020) : "The interest rate elasticity of house prices: Evidence from surprise macroeconomic news", Working paper.

29 Il est à noter que le modèle standard d'évaluation des actifs financiers ne prend pas en compte les limites de l'offre de logements, qui sont particulièrement importantes dans le cas du Luxembourg et qui pourraient impacter le prix de l'équilibre.

30 Conformément à l'analyse de la BCE, la prime de risque n est fixée à 6 % pour la zone euro. Pour le Luxembourg, cette prime est fixée à 4 %, en ligne avec les résultats spécifiques au pays (Damodaran et al., 2021). La croissance réelle attendue des loyers est fixée à 1 %, ce qui correspond à la moyenne à long terme de la croissance des loyers au Luxembourg et dans la zone euro. Pour plus de détails sur le niveau fixé de la prime de risque, voir Damodaran, A. (2021) : « Country risk: Determinants, measures and implications – The 2021 Edition », NYU Stern School of Business.

Graphique 1.16
Estimations des coefficients des modèles (linéaire et non linéaire)



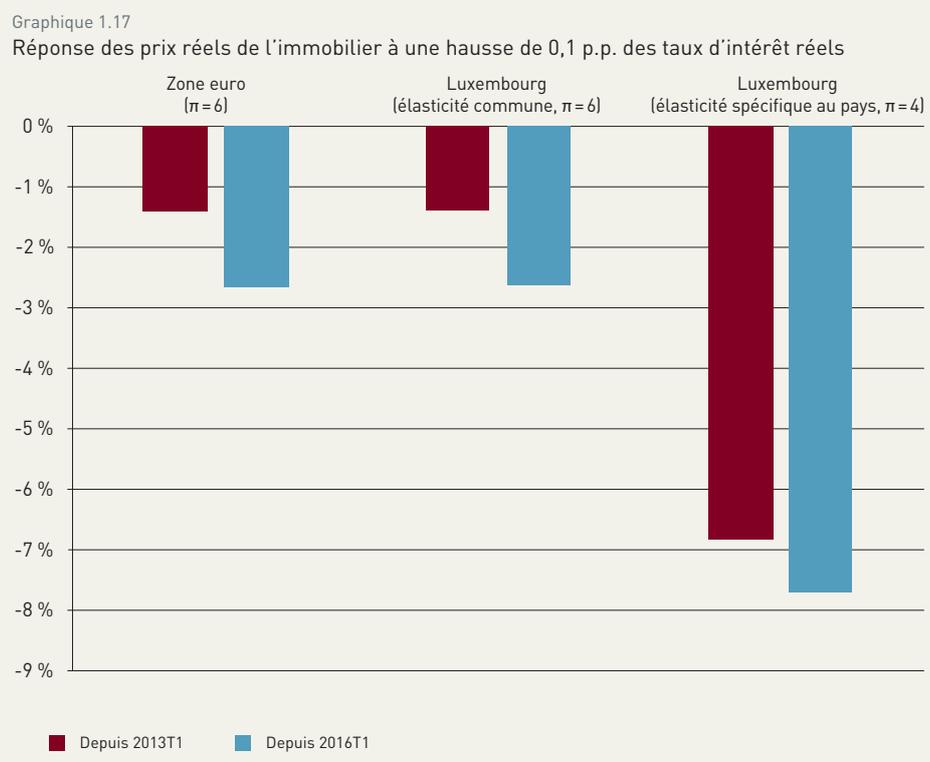
Sources : BCE (SDW), BCL, calculs BCL. Période : 2010T1-2022T1. Notes : les barres rouges et bleues affichent la valeur variable des coefficients estimés pour le taux d'intérêt selon les spécifications linéaires et non linéaires. La qualité de l'ajustement est mesurée par le R2 ajusté. À cet effet, une différence positive indique une meilleure qualité d'ajustement pour la spécification « non linéaire » par rapport au modèle « linéaire ».

Les résultats révèlent que la spécification non linéaire surpasse la spécification linéaire en termes de qualité d'ajustement, pour la majorité des observations et jusqu'à 3,3 p.p. dans le cas du Luxembourg. L'amélioration se situe entre 0,2 et 5,7 p.p. pour l'ensemble de la zone euro³¹. En outre, la partie (b) démontre que la valeur de l'élasticité pour la zone euro converge vers la valeur unitaire théorique (équation 1), en particulier sur la période où les taux d'intérêt sont très bas. Cette convergence est également observée au Luxembourg, mais la valeur du paramètre demeure supérieure à l'unité³². Cette divergence est vraisemblablement induite par les rigidités structurelles spécifiques au marché de l'immobilier résidentiel au Luxembourg.

31 La BCE indique une différence plus importante dans la mesure de la qualité d'ajustement pour les derniers échantillons (de l'ordre de 1,5 %). Néanmoins, cet écart pourrait être dû à des différences dans les approches d'estimation. Bien que la BCE utilise des données de panel, cette analyse est basée sur des régressions de séries chronologiques pour le Luxembourg et la zone euro. Ces régressions se traduisent par un nombre limité d'observations dans les derniers échantillons.

32 Ce résultat est en ligne avec ceux de la BCE. L'exercice en panel des pays de la zone euro avec une prime commune de risque de 6 % et une croissance réelle attendue des loyers de 1 %, la BCE estime une élasticité réelle pour le Luxembourg d'environ 3,5 sur la période 2014T1-2021T2. La valeur de ce paramètre serait d'environ 1,7 si l'on considère une prime de risque spécifique de 4 % au Luxembourg.

Le graphique 1.17 illustre la variation des prix réels de l'immobilier par période suite à un choc de 0,1 p.p. du taux d'intérêt réel dans la spécification non linéaire. L'effet de cette progression des taux d'intérêt sur les prix réels de l'immobilier résidentiel au Luxembourg varie de -1,4 % à -7,7 %.



Sources : BCE (SDW), BCL, calculs BCL. Période : 2013T1-2022T1. Notes : Les barres rouges (bleues) indiquent la variation estimée en pourcentage des prix réels de l'immobilier par rapport à une augmentation de 0,1 p.p. des taux d'intérêt réels, sur la base des élasticités estimées sur deux périodes différentes, en l'occurrence à partir de 2013T1 (2016T1). Les résultats de la zone euro affichent la réaction des prix de l'immobilier résidentiel dans la zone euro à une hausse des taux d'intérêt réels actuels de 0,1 p.p. Les résultats pour le Luxembourg se déclinent en deux valeurs. La première est afférente à l'adoption d'une prime de risque identique à celle de la zone euro (« élasticité commune avec $\pi=6$ »), tandis que la seconde fixe une prime de risque spécifique au Luxembourg (« élasticité spécifique avec $\pi=4$ »).

La hausse des prix immobiliers contribue aussi à la progression de l'endettement des ménages luxembourgeois par rapport à leurs revenus disponibles, qui se situe déjà à un niveau élevé par rapport aux autres pays européens (voir encadré 1.3). En effet, l'endettement des ménages au cours des dernières années s'explique par une forte progression des crédits immobiliers. 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'activités.

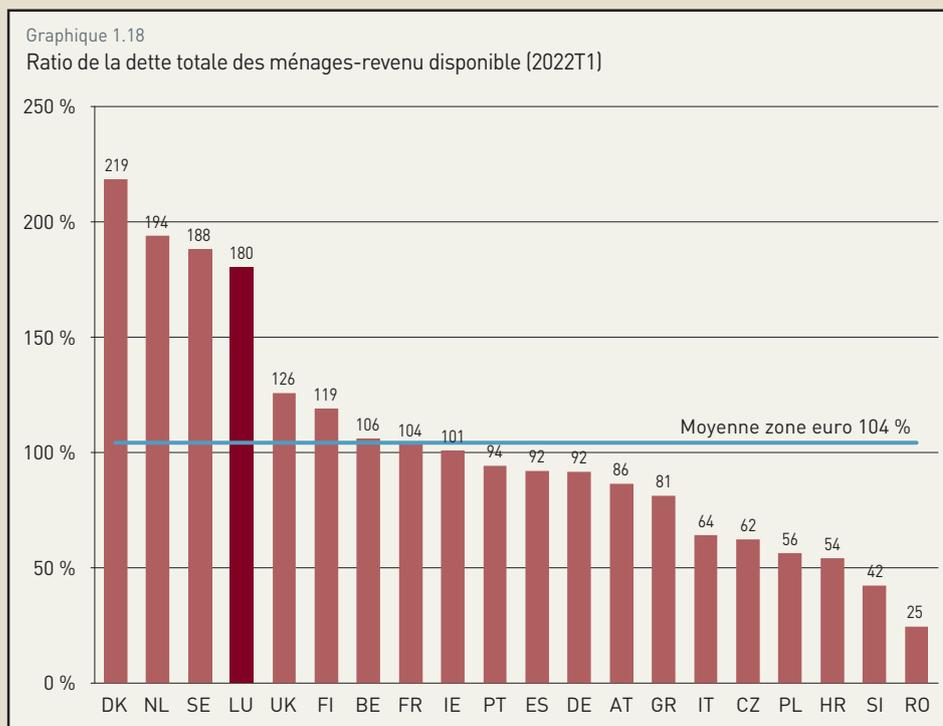
Encadré 1.3 :

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. En effet, plusieurs crises financières ont été déclenchées par une croissance insoutenable de la dette privée et en particulier de la dette des ménages. Une dette est soutenable dès lors que les agents qui l'ont contractée disposent de moyens suffisants pour le remboursement à terme de leurs emprunts aux conditions contractuelles préalablement définies. L'évaluation de cette soutenabilité reste un exercice difficile dans la mesure où elle exige la formulation des trajectoires futures de plusieurs variables, notamment les revenus des ménages, leurs richesses, les taux d'intérêt, etc. De plus, l'usage de données agrégées peut constituer

un biais important dans la mesure où l'agrégation de la dette globale des ménages ne reflète pas la répartition de la dette entre les ménages. En dépit de ces contraintes, il est possible de décrire l'évolution de la dette des ménages au Luxembourg et d'en identifier les éventuelles vulnérabilités. L'endettement 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 1.18) permet de comparer le poids de l'endettement des ménages luxembourgeois par rapport aux autres pays de l'Union européenne. Au Luxembourg, ce ratio atteignait 180 % au premier trimestre 2022, soit un niveau largement supérieur à la moyenne de la zone euro (104 %).

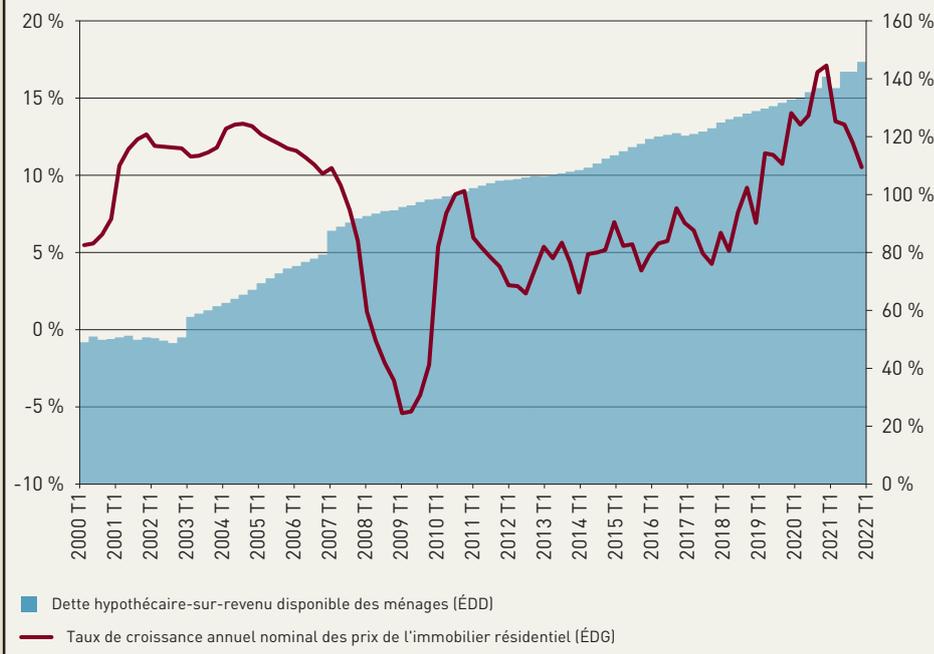
L'endettement des ménages au Luxembourg a constamment progressé depuis 2000. Il résulte pour près de 80 % de la souscription d'emprunts hypothécaires. Ainsi, l'augmentation de l'endettement des ménages peut être expliquée par la hausse persistante des prix de l'immobilier depuis l'année 2000 (graphique 1.19). En 2021, le taux de croissance réel annuel moyen du revenu disponible des ménages était de 1 %, tandis que la progression réelle des prix de l'immobilier résidentiel était de 11 %. Une telle divergence dans un contexte de taux d'intérêt faibles a pu inciter les ménages désireux d'acquiescer un logement à recourir davantage à l'endettement. D'après le CERS (2015)³³, environ 46 % de la population luxembourgeoise est pro-



Sources : CERS (ESRB) et calculs BCL pour le Luxembourg (LU). NB : Le ratio représente la dette totale des ménages et des institutions sans but lucratif (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 2020. Les données sont trimestrialisées par interpolation et font l'objet d'une projection entre 2021T1 et 2022T1. Le graphique rapporte les valeurs pour 2022T1 lorsqu'elles sont disponibles. Pour HR, il s'agit de 2016T4, pour RO, de 2019T4, pour UK, de 2020T3.

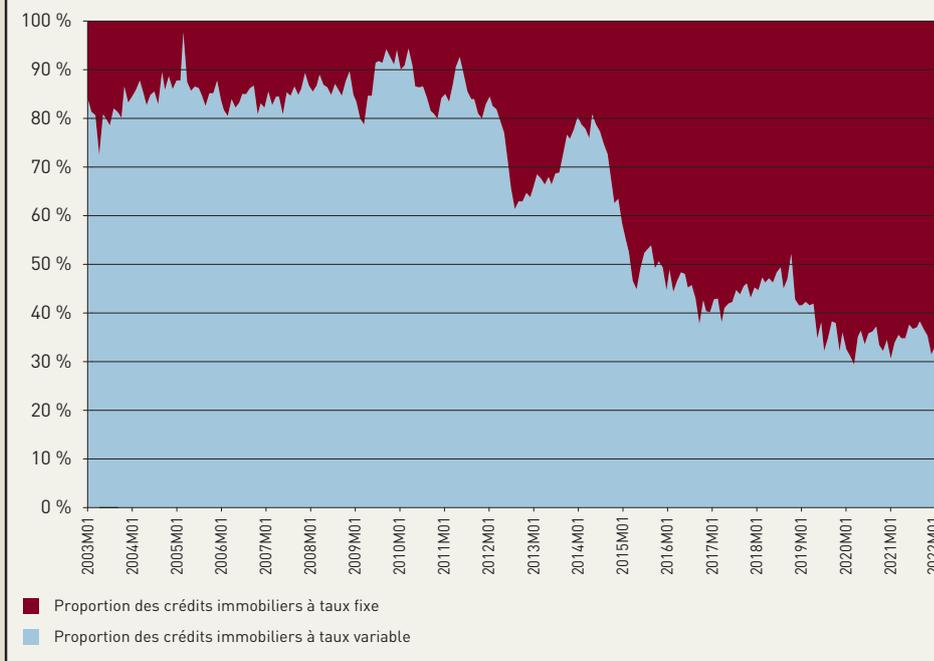
33 CERS, 2015, "Report on Residential Real Estate", Expert Group on Real Estate, August 2015.

Graphique 1.19
Évolution de la dette hypothécaire sur revenu disponible



Sources : BCE, STATEC, calculs BCL. Période : 2000T1-2022T1.

Graphique 1.20
Nouveaux crédits immobiliers à taux variable et à taux fixe



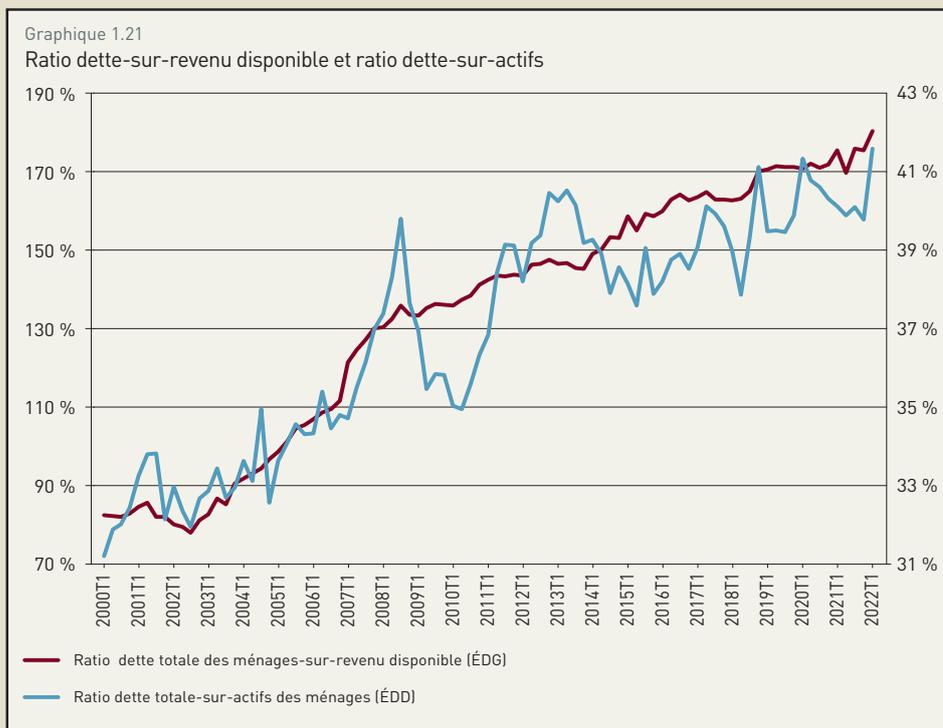
Source : Calculs BCL. Période : 2003M01-2022M03.

priétaire de son logement et détient un prêt hypothécaire ou un crédit immobilier. Par ailleurs, on observe depuis 2000 une hausse de l'endettement hypothécaire par rapport au revenu disponible. Au premier trimestre 2022, la dette hypothécaire des ménages atteignait 146 % de leur revenu disponible.

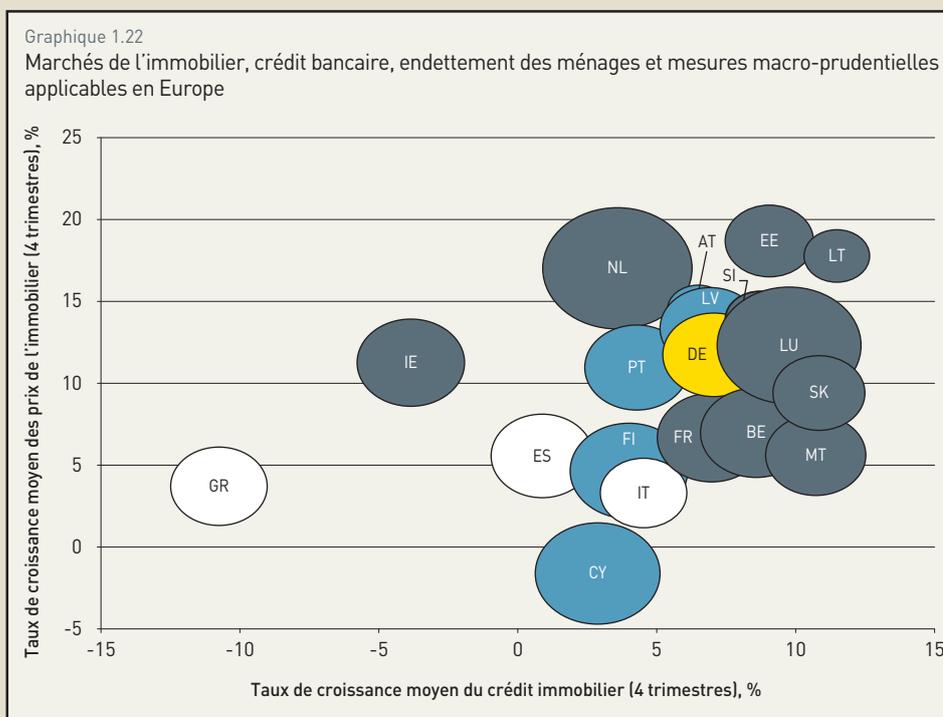
Le stock de dette hypothécaire des ménages au Luxembourg est majoritairement à taux variable. Entre janvier 2012 et mars 2022, la part moyenne des crédits immobiliers à taux variable en proportion du montant total des nouveaux prêts immobiliers accordés, s'élevait à 51 %. Compte tenu de la longue période de faibles taux d'intérêt, les ménages sont susceptibles de subir les conséquences d'une hausse soudaine et non anticipée des taux d'intérêt. Toutefois, la part des nouveaux contrats de prêts à taux fixe a augmenté de manière significative ces dernières années (graphique 1.20). Ainsi, au cours de la période 2012-2020, la part des crédits immobiliers à taux variable en proportion du montant total des nouveaux prêts immobiliers accordés est passée de 83 % à 33 %. Or, en 2021, cette tendance s'est partiellement inversée dans la mesure où la part passait de 32 % en janvier à 37 % en décembre, puis à nouveau à 33 % en mars 2022.

Compte tenu de l'importance des dettes des ménages luxembourgeois, ces derniers présentent une certaine vulnérabilité face à une hausse des taux d'intérêt qui pourrait fragiliser la soutenabilité de leur dette à moyen terme. Le faible niveau des taux d'intérêt et la déduction fiscale des intérêts sur les crédits immobiliers peuvent expliquer la capacité actuelle des ménages à supporter une dette hypothécaire importante. De plus, on observe que l'augmentation du ratio dette-revenu disponible des ménages est plus prononcée que celle du ratio dette-actifs des ménages (graphique 1.21). Cela signifie que l'accumulation de la dette par rapport au revenu disponible évolue beaucoup plus vite que l'accumulation d'actifs des ménages.

La mise en place de mesures macroprudentielles, telles que les ratios prêt-valeur du bien (LTV), prêt-revenu (LTI), dette-revenu (DTI) et service de la dette-revenu (DSTI), permet de contenir les éventuels risques résultant d'une dynamique insoutenable de la dette. Plusieurs pays européens, y compris limitrophes, ont déjà activé ces instruments macroprudentiels afin de contenir les risques systémiques associés à l'endettement des ménages et aux prix de l'immobilier résidentiel (graphique 1.22).



Sources : STATEC, calculs BCL. Période : 2000T1-2022T1.



Sources : CERS, BCE et BCL ; Calculs BCL. Données pour 2022T1 lorsqu'elles sont disponibles. La taille des cercles représente le ratio de la dette des ménages sur le revenu disponible. La couleur des cercles représente le type des mesures : bleu pour les mesures basées sur les emprunteurs uniquement, jaune pour les mesures basées sur le capital uniquement, gris pour les mesures basées sur les emprunteurs et le capital, blanc pour l'absence de mesures.



La combinaison d'une croissance soutenue de l'immobilier résidentiel et du crédit hypothécaire avec des niveaux élevés d'endettement des ménages fait peser des risques à moyen terme sur la stabilité financière au Luxembourg et pourrait appeler à une action macro-prudentielle. Comme l'illustre le graphique 1.22, 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 de la part des banques.

Les mesures basées sur le capital comprennent un plancher pour les pondérations pour le risque ainsi qu'un taux positif pour le coussin de fonds propres contracyclique (CCyB) de 0,5 %. Au Luxembourg, le Comité du risque systémique (CdRS) avait adressé en 2016 une recommandation à l'autorité désignée, la CSSF, afin d'inciter les banques utilisant un modèle interne et actives sur le marché de l'immobilier résidentiel à respecter un seuil plancher de 15 % pour la pondération de telles expositions³⁴. En 2019, le CdRS a en outre recommandé à l'autorité désignée d'augmenter le taux de CCyB de 0,25 % à 0,5 %, avec effet au premier janvier 2021.

Néanmoins, le Comité européen du risque systémique (CERS) a jugé que la conjonction de la forte hausse des prix immobiliers avec l'endettement croissant des ménages présente une vulnérabilité à moyen terme pour le marché immobilier résidentiel luxembourgeois³⁵. Ces vulnérabilités pourraient également engendrer des effets négatifs non négligeables pour l'économie réelle. En septembre 2019, le CERS a émis des recommandations au Luxembourg soutenant l'adoption d'un cadre juridique dédié aux mesures macro-prudentielles destinées aux emprunteurs et l'activation effective de celles-ci dès leur disponibilité. Le processus législatif s'est concrétisé en 2019 par le vote de la Loi du 4 décembre³⁶ qui introduit la possibilité pour l'autorité désignée, la CSSF, d'activer ces instruments sur recommandation du Comité du risque systémique (CdRS) et après concertation préalable avec la BCL. Dans la perspective d'une activation éventuelle de ces instruments, le CdRS a engagé des réflexions en 2019 concernant leur calibrage. Dans cette démarche, la BCL a publié un modèle d'équilibre général stochastique permettant de déterminer le niveau optimal du ratio prêt-valeur³⁷. Au cours de l'année 2020, des simulations complémentaires ont été réalisées afin d'évaluer l'impact potentiel du calibrage des différents instruments. Dans le contexte de la pandémie de la COVID-19, le CdRS a recommandé en novembre 2020 à la CSSF d'activer des limites maximales pour le ratio prêt-valeur (LTV). Conformément aux recommandations du CERS et du Fonds monétaire international (FMI), cette mesure devrait contribuer à garantir des normes de prêt prudentes et renforcer la résilience des emprunteurs et des banques face à d'éventuels chocs négatifs sur le marché de l'immobilier résidentiel. Les limites au ratio prêt-valeur ont été activées par la CSSF et sont en vigueur depuis le 1^{er} janvier 2021. L'encadré 1.4 propose une première évaluation de l'impact de cette mesure sur les prix de l'immobilier résidentiel et le crédit hypothécaire.

34 Avis et Recommandation du Comité du risque systémique (CRS/2016/004) 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.

35 Voir l'alerte du CERS disponible sous le lien https://www.esrb.europa.eu/pub/pdf/warnings/161128_ESRB_LU_warning_en.pdf.

36 Loi du 4 décembre 2019 en vue d'instaurer des mesures macroprudentielles portant sur les crédits immobiliers résidentiels.

37 Sangaré, I (2019). Housing sector and optimal macroprudential policy in an estimated DSGE model for Luxembourg. Cahier d'études. Banque centrale du Luxembourg. Juillet 2019.

Encadré 1.4 :

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 à la hausse durable des prix de l'immobilier, à la croissance du crédit hypothécaire et au niveau élevé de l'endettement des ménages. Bien que les autorités nationales aient adopté des mesures de fonds propres pour atténuer les risques d'exposition des établissements de crédit au segment immobilier³⁸, les effets de ces mesures sur l'importance de l'endettement demeurent très limités. 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)³⁹. L'action du CdRS est une réponse appropriée à l'alerte et à la recommandation adressées par le CERS aux autorités luxembourgeoises respectivement en 2016 et 2019.

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 immobilier. Cependant, en empêchant les emprunteurs surendettés de contracter de nouveaux prêts hypothécaires, les limites peuvent affecter la demande de logements et par ricochet les prix de logements. Dans cet encadré, nous évaluons l'efficacité des limites de LTV, un an après leur mise en œuvre, sur l'évolution des normes de prêt. L'encadré présente aussi une première évaluation empirique de l'effet des limites de LTV sur les prix des logements et sur le crédit hypothécaire.

CONDITIONS D'OCTROI DES NOUVEAUX CRÉDITS HYPOTHÉCAIRES

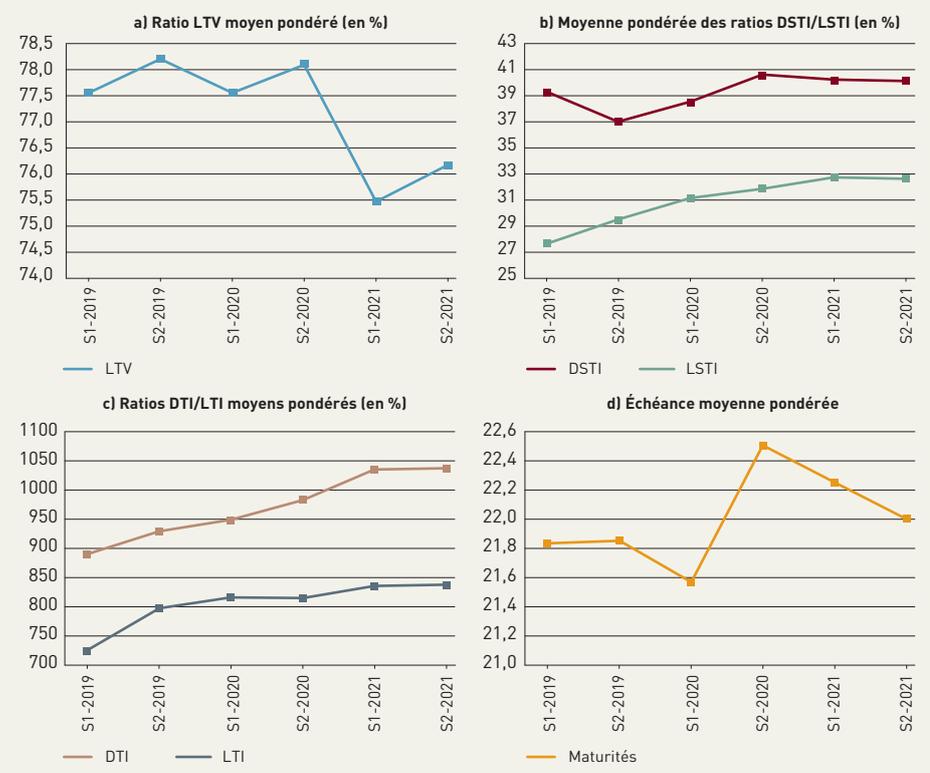
L'analyse des évolutions agrégées des prix de l'immobilier et du crédit hypothécaire doit être complétée par les résultats les plus récents de l'enquête semestrielle de la CSSF sur le marché de l'immobilier résidentiel. L'enquête de la CSSF fournit des informations sur l'évolution des conditions d'octroi des nouveaux crédits hypothécaires. Ainsi, les résultats sont pertinents pour évaluer l'efficacité des limites de LTV.

38 Les mesures de fonds propres applicables comprennent un taux pour le coussin de fonds propres contracyclique (CCyB) de 0,25 % 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.

39 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/etat/leg/rcsf/2020/12/03/a969/jo>

Graphique 1.23

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



Sources : CSSF, calculs BCL. Période : 2019S1-2021S2. 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.

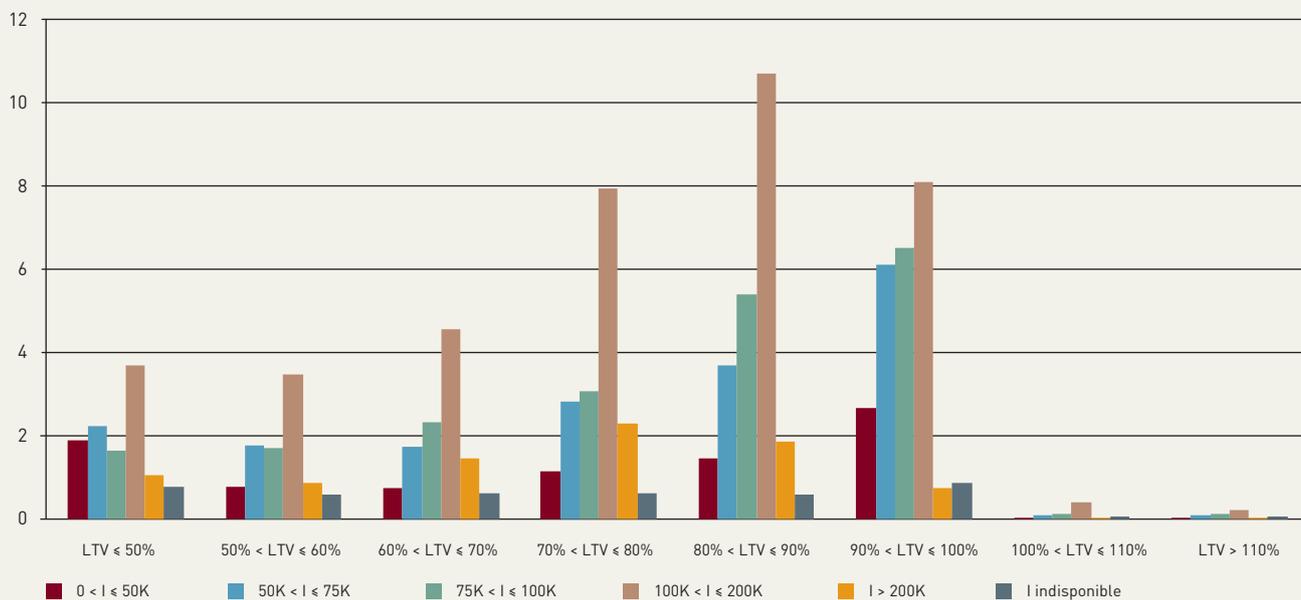
Graphique 1.24
Répartition des ratios LTV et LSTI moyens



Sources: CSSF, calculs BCL. Période: 2019S1-2021S2. Moyennes pondérées par classe.

Graphique 1.25

Répartition des nouveaux crédits accordés par LTV et tranche de revenu en 2021S2 (en %)



Sources: CSSF, calculs BCL. Période: 2021S2. Moyennes pondérée par classe de revenus. « I » fait référence au revenu annuel de l'emprunteur.

Comme l'illustre le graphique 1.23(a), le ratio prêt-valeur moyen pondéré des six principales banques domestiques, actives sur le marché de l'immobilier résidentiel, est passé d'environ 78 % à 75,5 % après l'introduction des limites de LTV au premier janvier 2021 et a légèrement augmenté au second semestre 2021 à 76,2 %. D'autres indicateurs affichent des résultats mitigés. Le ratio service du prêt-revenu moyen pondéré des six principales banques domestiques (*Loan Service to Income* - LSTI, illustré par le graphique 1.23(b)) a enregistré une progression au cours des deux dernières années, passant de 27,7 % au premier semestre 2019 à 32,6 % au second semestre 2021.

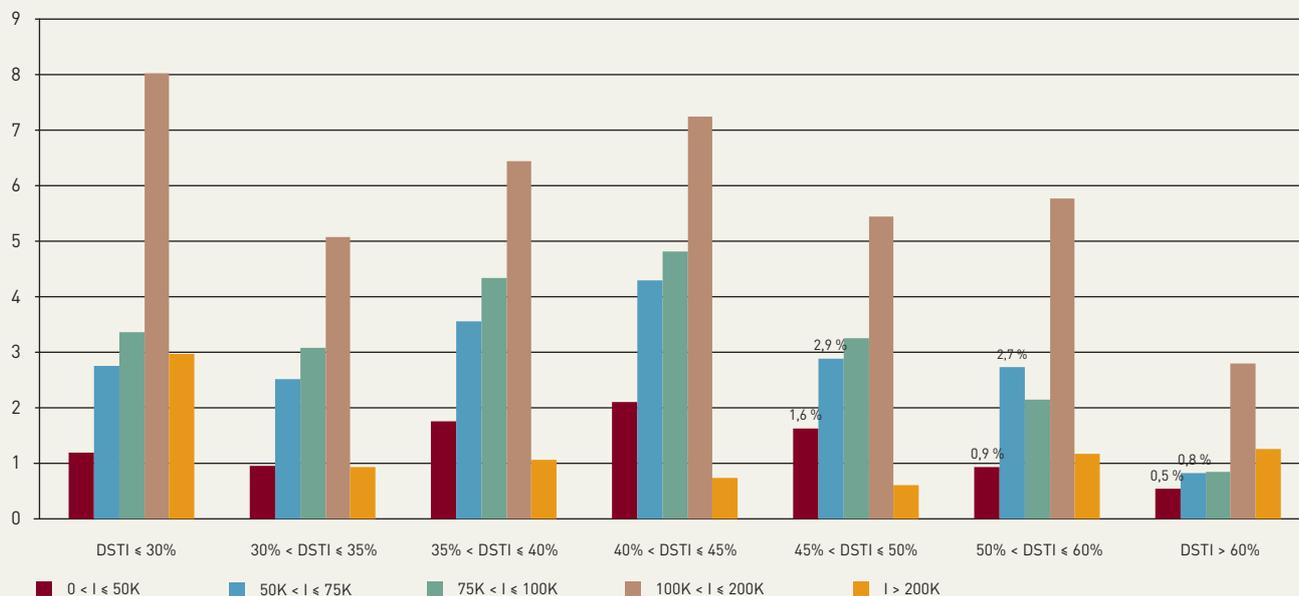
Le graphique 1.24 affiche les distributions des ratios LTV et LSTI moyens pondérés. Au premier semestre 2021, les résultats révèlent que le ratio LTV moyen pondéré a diminué sur les classes les plus risquées dont les LTV varient entre 90 % et plus de 110 % (graphique 1.24(a)). Cependant, la part des crédits accordés avec un LTV moyen pondéré supérieur à 90 % a de nouveau augmenté au second semestre 2021. En même temps, le taux d'effort (LSTI) moyen pondéré a augmenté dans les tranches supérieures (graphique 1.24(b)), en particulier pour les tranches situées entre 40 % et 60 %.

L'enquête de la CSSF renseigne également sur la répartition des indicateurs de crédit selon les revenus des emprunteurs. Le graphique 1.25 affiche la répartition des nouveaux prêts hypothécaires selon le niveau des ratios prêt-valeur et par groupes de revenu des emprunteurs au deuxième semestre 2021. Il ressort que 9,0 % des nouveaux prêts ont été accordés avec des LTV supérieurs à 90 % et à des emprunteurs ayant un revenu annuel inférieur à 75 000 euros.

Dans le même ordre d'idées, le graphique 1.26 affiche la répartition des nouveaux prêts hypothécaires par ratios du service de la dette-revenu et par groupes de revenu en 2021S2. Il ressort que 9,5 % des nouveaux crédits au second semestre 2021 ont été accordés avec des DSTI supérieurs à 45 % et à des emprunteurs dont les revenus annuels ne dépassent pas 75 000 euros.

Graphique 1.26

Répartition des nouveaux prêts accordés par DSTI et tranche de revenu en 2021S2 (en %)



Sources : CSSF, calculs BCL. Période : 2021S2. « I » fait référence au revenu annuel de l'emprunteur.

ÉVALUATION EMPIRIQUE DE L'EFFICACITÉ DES LIMITES DE LTV AU LUXEMBOURG

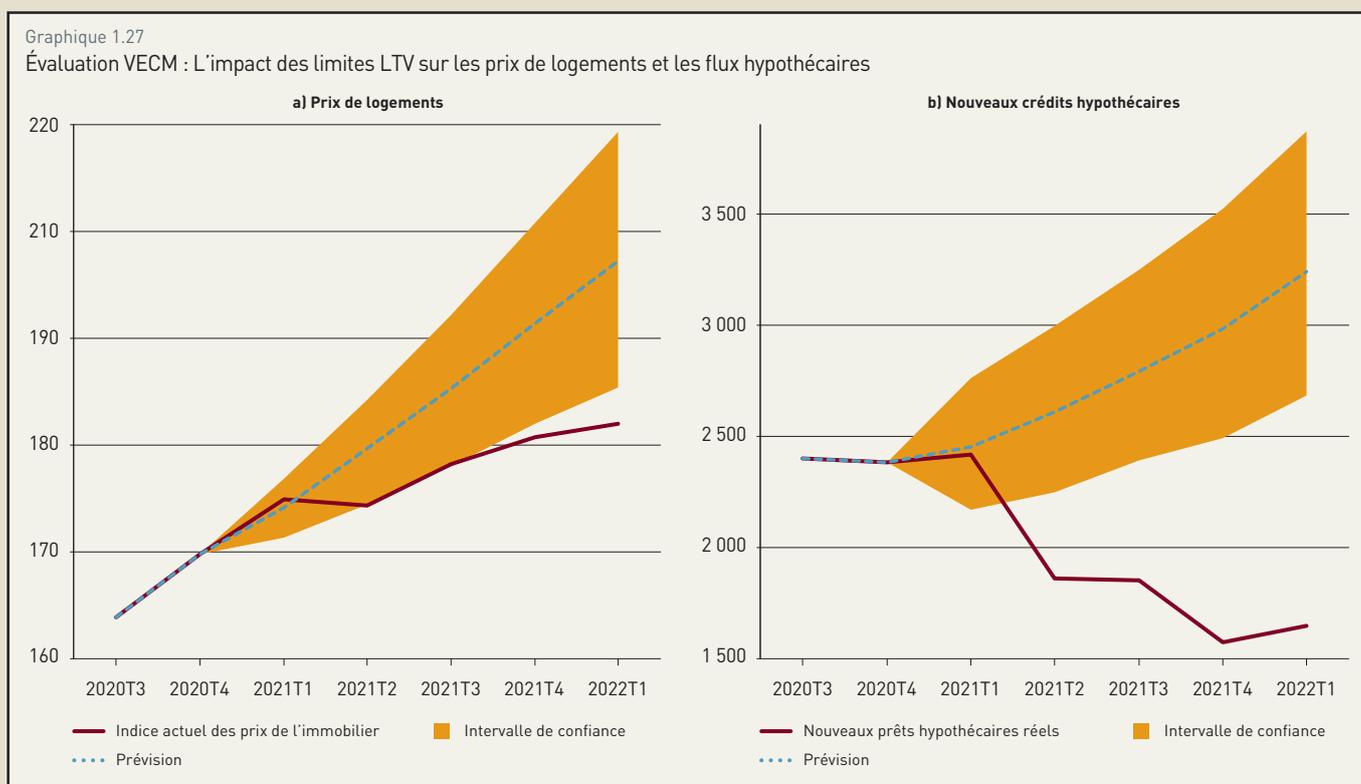
L'évaluation s'appuie sur le modèle vectoriel à correction d'erreur (*Vector Error Correction Model* – VECM) composé de deux relations de co-intégration⁴⁰.

L'effet potentiel des limites différenciées de LTV peut être mesuré en comparant la trajectoire des variables d'intérêt (les prix des logements et les flux de crédits hypothécaires) après l'introduction de la mesure avec leur trajectoire dans un scénario sans aucune mesure. Comme le scénario contrefactuel de « *pas de mesure* » n'est pas observable, il doit être estimé. L'estimation de scénarios contrefactuels pour évaluer l'impact des mesures destinées aux emprunteurs est fréquente dans la littérature. Caloia (2022)⁴¹ quantifie l'impact différencié selon la répartition du revenu des ménages suite à l'activation des limites du ratio prêt-revenu (LTI) aux Pays-Bas⁴². La méthodologie employée se décline ainsi : premièrement, le modèle est estimé sur la période qui précède l'activation des limites de LTV. Dans une seconde phase, le modèle est utilisé pour la prévision des prix de l'immobilier résidentiel et des crédits accordés aux ménages pour l'acquisition d'un logement en 2021. Cette prévision correspond aux valeurs contrefactuelles des prix de logements et des crédits hypothécaires. Enfin, la différence entre les valeurs observées après l'introduction des mesures macroprudentielles et celles issues de la prévision reflète l'impact potentiel induit par l'introduction du LTV.

40 La méthodologie est décrite dans le cahier d'étude de la BCL, voir <https://www.bcl.lu/en/publications/Working-papers/117/index.html>

41 Voir Caloia, F. (2022), "Borrower-based measures, house prices and household debt", De Nederlandsche Bank Working paper No. 738, February 2022.

42 Voir Price (2014) ou Abreu et Passinhas (2021) pour d'autres exemples sur les scénarios contrefactuels. Par exemple, dans le cas d'Abreu et Passinhas (2021), un modèle bayésien vectoriel autorégressif (BVAR) est estimé à l'aide d'informations antérieures à la mise en œuvre de la politique des limites de LTV au Portugal ; les valeurs contrefactuelles des variables d'intérêt correspondent aux prévisions du modèle dans les six mois suivant l'intervention de la politique macro prudentielle. Voir Price, G. (2014), "How has the LVR restriction affected the housing market: a counterfactual analysis", Notes analytiques, Reserve Bank of New Zealand; Abreu, D. et J. Passinhas, 2021, "Curb your enthusiasm: the aggregate short-run effects of a borrower-based measure", Document de travail, avril 2021.



Sources : STATEC, BCE (SDW), calculs BCL. Période : 2020T3-2022T1. La partie (a) affiche l'indice des prix réels de logements. La partie (b) affiche les crédits hypothécaires, exprimés en millions d'euros.

Le graphique 1.27 présente les résultats. Les lignes pointillées reflètent les prévisions des prix de logements (graphique 1.27(a)) et des nouveaux crédits immobiliers (graphique 1.27(b)), tandis que les lignes solides affichent les valeurs observées sur la même période. Les zones hachurées représentent les intervalles de confiance à 90 % de la prévision.

Il ressort de cet exercice que l'effet des limites de LTV sur les nouveaux crédits hypothécaires est plus visible (graphiques 1.27). En effet, dès le premier trimestre 2021, la trajectoire des crédits hypothécaires se situe en dehors de l'intervalle de confiance. L'évolution des deux variables en 2021 et en 2022T1 suggère que l'introduction des limites de LTV a eu, a priori, un effet sur les flux des crédits immobiliers. Toutefois, il semblerait que cet impact demeure plutôt marginal dans la mesure où il est difficile de distinguer les effets du choc de la crise sanitaire de ceux induits par l'activation du LTV.

Le marché immobilier luxembourgeois a aussi fait l'objet d'analyses par différentes institutions internationales.

Lors de sa consultation au titre de l'Article IV en 2021⁴³, le FMI a accueilli favorablement les mesures macroprudentielles introduites pour limiter l'endettement des ménages et préconisé une réévaluation de ces mesures au cas où l'endettement des ménages continue à augmenter. Le FMI a également relevé les mesures du gouvernement destinées à augmenter l'offre de logements comme un pas dans la bonne direction et a soulevé le besoin d'augmenter l'offre de terrains constructibles. Lors de sa dernière visite dans le cadre de l'Article IV en 2022, le FMI a également fait part de son intention de publier une étude

43 <https://www.imf.org/-/media/Files/Publications/CR/2021/English/1LUXEA2021001.ashx>

entièrement consacrée au thème du marché immobilier résidentiel au Luxembourg, qui comprendrait une proposition de politique globale afin de remédier aux déséquilibres dans le secteur en question.

De façon similaire, l'OCDE a noté dans son étude économique sur le Luxembourg⁴⁴ que la croissance des prix immobiliers pourrait être attribuée à une croissance soutenue de la population et à une utilisation limitée des terrains disponibles à la construction. Elle préconisait des réformes structurelles, telles que l'augmentation de l'impôt foncier ainsi que l'abolition de la déductibilité des intérêts débiteurs sur les prêts immobiliers pour limiter la progression des prix et l'endettement ascendant des ménages.

Globalement, les risques liés au marché immobilier au Luxembourg semblent être contenus à court terme. Certains indicateurs « simples » suggèrent une possible correction des prix immobiliers qui pourrait se matérialiser par un ralentissement, voire une baisse des prix.

L'encadré 1.5 présente des estimations des densités de probabilité de baisse des prix de l'immobilier au Luxembourg sur la base de la méthodologie dite « *price-at-risk* ».

44 Voir www.oecd.org/fr/eco/etudes/etude-economique-luxembourg.htm.

Encadré 1.5 :

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

Comme indiqué précédemment, les prix de l'immobilier ont considérablement augmenté au Luxembourg ces dernières années. Cet encadré présente une évaluation des prévisions des distributions conditionnelles des prix de l'immobilier. 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 ». L'estimation des distributions prévisionnelles des prix de l'immobilier se base sur le modèle de régression quantile suivant :

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

où y_{t+h}^{τ} désigne le taux de croissance réel annuel des prix de l'immobilier résidentiel au cours $h=4$ des trimestres à venir. Pour tous les quantiles τ , la constante est désignée par α^{τ} . $X_{j,t}$ représente l'ensemble des variables macro-financières utilisées dans cette analyse. En utilisant les résultats des 5^e, 25^e, 75^e et 95^e percentiles des régressions, la fonction de densité de probabilité est obtenue en ajustant les estimations avec une distribution asymétrique de Student suivant Adrian et al. (2019)⁴⁵ et Azzalini et Capitanio (2003)⁴⁶.

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), le taux de croissance réel retardé des flux de crédits hypothécaires, la moyenne mobile⁴⁷ 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 appliqué aux prêts hypothécaires et la première différence logarithmique retardée de l'indice de vulnérabilité de la BCL⁴⁸. L'analyse s'appuie sur des données trimestrielles et couvre la période 1980-2022T1.

45 Adrian, T., Boyarchenko, N., & Giannone, D. (2019). Vulnerable growth. *American Economic Review*, 109(4), 1263-89.

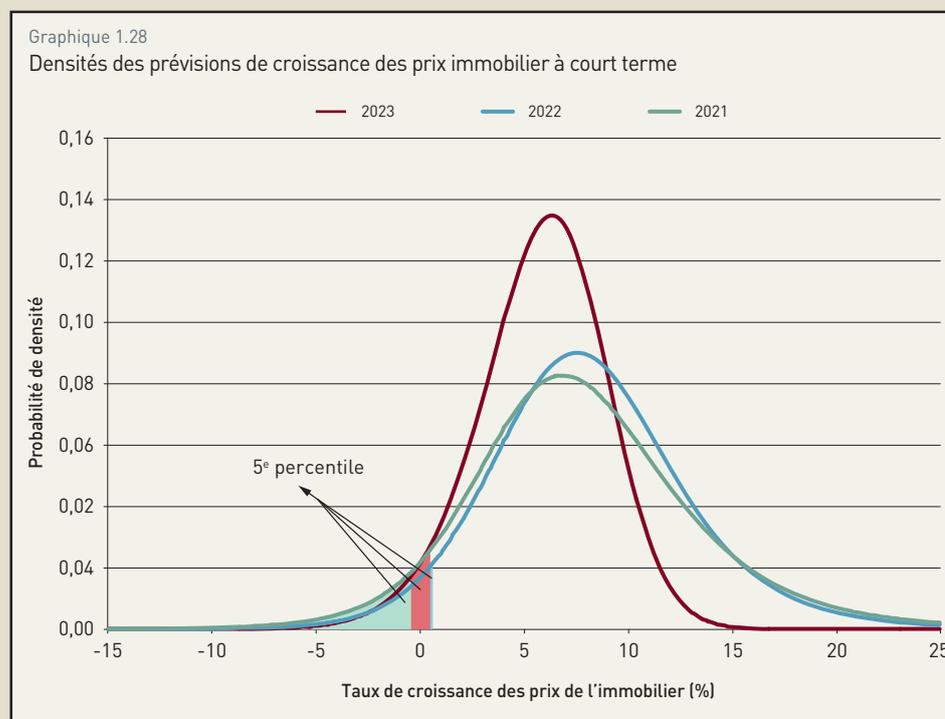
46 Azzalini, A., & Capitanio, A. (2003). Distributions generated by perturbation of symmetry with emphasis on a multivariate skew t distribution. *Journal of the Royal Statistical Society: Series B (Statistical Methodology)*, 65(2), 367-389.

47 La moyenne mobile est calculée sur 8 trimestres.

48 Rouabah, A. (2007). « Mesure de la vulnérabilité du secteur bancaire luxembourgeois ». BCL Working Paper No 24.

Le graphique 1.28 affiche les densités de prévisions des prix de l'immobilier pour 2021, 2022 et 2023⁴⁹. Le percentile à 5 % est illustré par les zones hachurées. Elles reflètent les probabilités d'évolution des prix de l'immobilier résidentiel déterminées par le percentile à 5 %. Bien que la probabilité demeure faible, il n'est pas exclu que les prix réels évolueraient dans un intervalle de [+0,5 % à ≤-15 %] en 2023.

49 Les estimations des densités annuelles sont reflétées par la moyenne des PDFs trimestrielles. La projection centrale issue de ce modèle économétrique diverge des projections de la BCL qui sont adoptées dans le scénario macroéconomique central du CERS (ESRB) pour les tests de résistance des banques en Europe en 2021.



Source : calculs de la BCL

Cependant, des analyses économétriques montrent que, même si les prix de l'immobilier sont modérément surévalués par rapport aux fondamentaux économiques, la hausse des prix immobiliers est majoritairement soutenue par des facteurs structurels, tels que le déséquilibre persistant entre l'offre et la demande sur le marché immobilier. En l'absence d'actions d'une politique volontariste pour atténuer les contraintes de l'offre, les risques pourraient se traduire par des répercussions économiques et sociales lourdes de conséquences pour les ménages, les finances publiques et la compétitivité de l'économie nationale. En effet, 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 la forte croissance de l'endettement des ménages au cours des dernières années, du niveau élevé des prix immobiliers par rapport au revenu disponible brut des ménages et de la concentration des prêts hypothécaires dans un nombre limité d'établissements de crédit domestiques.

2 LES MARCHÉS FINANCIERS : ÉVOLUTIONS RÉCENTES ET RISQUES

1. Introduction	48
2. Évolution des marchés des actions et des risques pour le secteur financier au Luxembourg	51
2.1 Performance des actions	51
2.2 Les expositions des acteurs financiers luxembourgeois aux actions	56
3. Évolution des marchés obligataires et des risques pour le secteur financier	57
3.1 Les rendements des obligations	57
3.2 Les expositions obligataires des acteurs financiers luxembourgeois	58
4. Les conditions et risques de financement à court terme	60
5. Évolution des marchés de change et des risques pour les acteurs financiers	62
6. Conclusion	63



LES MARCHÉS FINANCIERS : ÉVOLUTIONS RÉCENTES ET RISQUES

1. INTRODUCTION

Au cours de l'année 2021, les marchés financiers ont été guidés par les sentiments positifs liés au processus de vaccination de masse contre la COVID-19 et à la forte reprise de l'activité économique en Europe et aux États-Unis. En effet, les marchés boursiers ont réalisé des performances exceptionnelles en 2021, dopés par des politiques monétaires et budgétaires très accommodantes ainsi que par un fort appétit pour le risque dans un environnement de taux bas et de pressions inflationnistes. Les indices boursiers majeurs ont gagné en moyenne plus de 20 % au cours de l'année. Les rendements des obligations souveraines dans la zone euro et aux États-Unis ont progressé en 2021 sous l'effet des anticipations de normalisation des politiques monétaires des banques centrales. Mais l'émergence de l'inflation et l'incertitude quant à l'ampleur de la reprise économique ont conduit à la baisse des rendements réels d'obligations d'État. Dans la zone euro, les *spreads* souverains par rapport au Bund allemand ont été relativement stables à des niveaux très faibles au cours de l'année. Néanmoins, les *spreads* entre les rendements des obligations de long terme des pays dits périphériques de la zone euro (l'Italie, l'Espagne et le Portugal) et allemandes ont légèrement progressé à partir de la fin octobre 2021 à la suite de la confirmation par la BCE de l'interruption de son programme d'achats d'urgence face à la pandémie à partir de mars 2022. Les conditions de financement sur les marchés financiers sont restées favorables en 2021 grâce aux interventions des banques centrales sous forme d'apports de liquidités et de programmes d'achats d'actifs. L'euro s'est déprécié par rapport au dollar américain. Même si les marchés financiers ont été relativement stables, l'année a été marquée par quelques courts épisodes de volatilité occasionnés par l'incertitude liée à la découverte et à l'évolution du variant Omicron du virus de la COVID-19, à l'évolution de l'inflation tractée par le rebond important des prix de l'énergie et par l'apparition des goulets d'étranglement à la suite de la forte reprise économique, au problème d'endettement du géant chinois de l'immobilier Evergrande et aux anticipations des investisseurs quant aux actions des banques centrales à l'égard de leurs politiques monétaires.

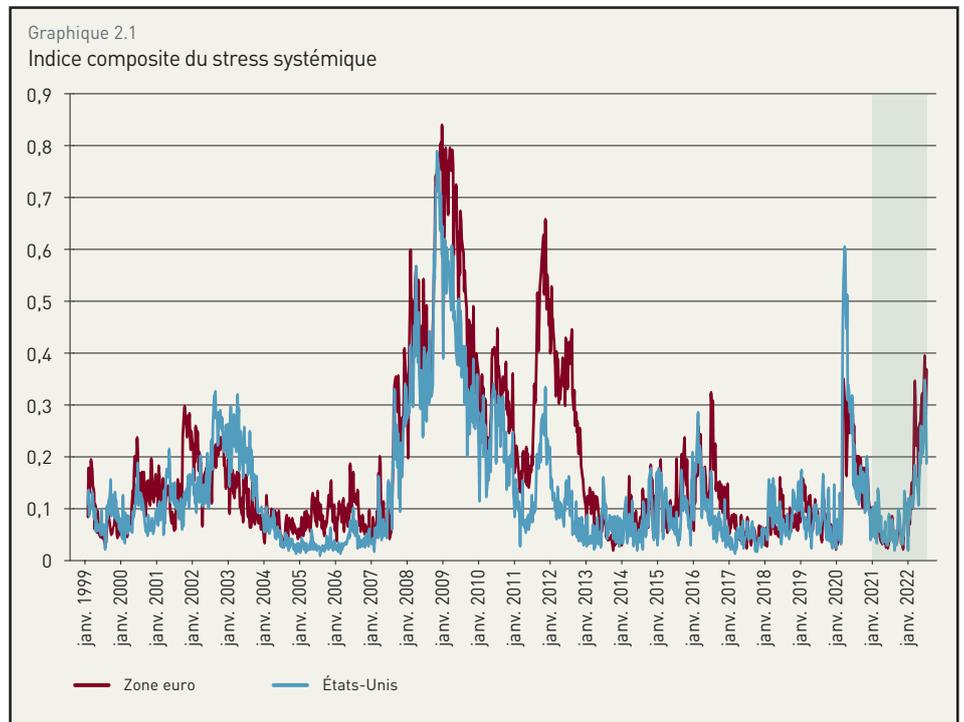
L'émergence du conflit en Ukraine dans la dernière semaine de février 2022 et les sanctions occidentales contre la Russie qui ont suivi ont provoqué de fortes baisses des bourses européennes et internationales et un regain de forte volatilité sur les marchés. En outre, le premier semestre 2022 a été marqué par la hausse des rendements des obligations souveraines de long terme, la hausse des *spreads* souverains et des taux interbancaires ainsi que l'appréciation du dollar américain vis-à-vis de l'euro. Ces nouvelles évolutions s'expliquent à la fois par l'amorçage du processus de normalisation des politiques monétaires par les principales banques centrales (notamment la remontée des taux de la Réserve fédérale américaine, de la banque d'Angleterre et plus récemment par la BCE) et par les effets du conflit russo-ukrainien sur les prix de l'énergie et des matières premières ainsi que sur les perspectives macroéconomiques.

Ces évolutions ne sont pas sans implications en termes de risque pour le secteur financier du Luxembourg. En effet, la place financière luxembourgeoise étant largement ouverte sur le monde, les évolutions des marchés financiers européens et internationaux pourraient poser de multiples risques au système financier national, soit via les interconnexions et les expositions directes, soit par le biais des expositions communes.

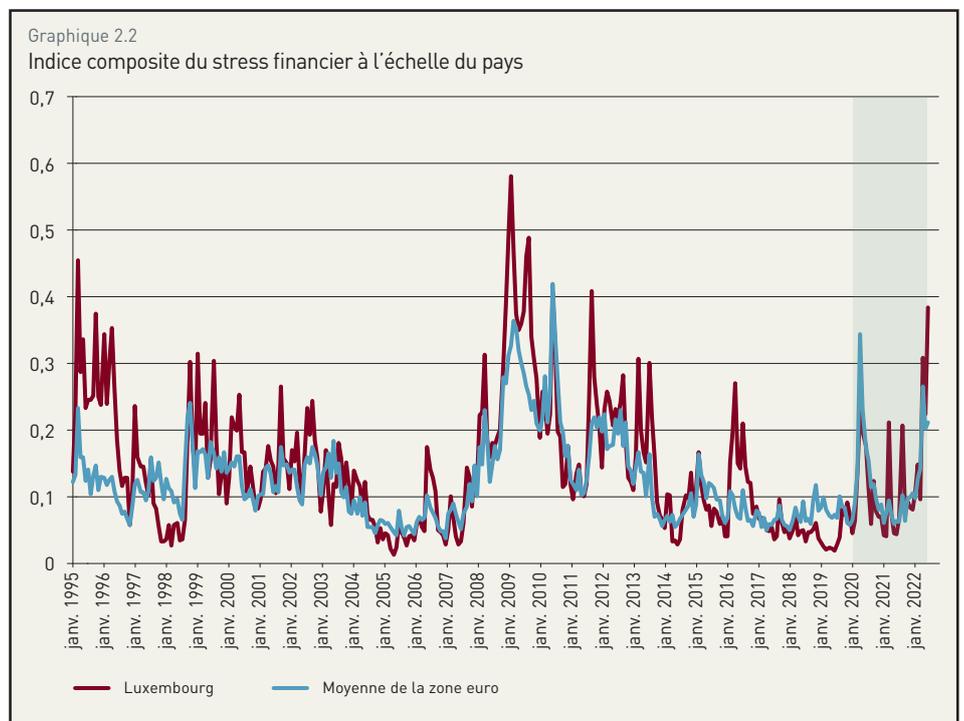
D'abord, les rebonds de la volatilité et/ou l'émergence de stress au niveau européen ou à l'échelle mondiale se répercutent directement sur les différentes composantes du secteur financier luxembourgeois par l'intermédiaire de leurs expositions aux différents instruments ou produits financiers.

Le degré du stress du système financier est souvent évalué en recourant à des indices statistiques composites. L'indicateur composite du stress systémiques (CISS) développé par la BCE est censé évaluer l'état d'instabilité et de stress du système financier en tenant compte de tous les segments (graphique 2.1). La hausse soudaine de l'indicateur composite du stress systémique en mars 2020, à la fois pour la zone euro et pour les États-Unis, reflétait les signes de tensions dans les différents segments des marchés financiers à la suite de l'apparition de la crise sanitaire de la COVID-19. Depuis lors, le stress enregistré sur les marchés s'est atténué consécutivement aux interventions rapides des gouvernements et des banques centrales et des perspectives favorables de la vaccination contre la COVID-19. En 2021, cet indicateur a été relativement stable pour la zone euro et pour les États-Unis. Cependant, le niveau du stress financier a fortement augmenté durant le premier semestre de 2022 en raison de l'incertitude née du conflit russo-ukrainien, des fortes pressions inflationnistes et des perspectives de croissance économique défavorables. Ainsi, les indicateurs du stress systémique pour la zone euro et pour les États-Unis ont respectivement progressé de 327 % et de 173 % entre janvier et fin juin 2022.

Le niveau élevé du stress dans les différents segments des systèmes financiers mondiaux se répercute sur le système luxembourgeois à travers différents canaux de transmissions, notamment les expositions directes des acteurs domestiques aux instruments et contreparties étrangers.



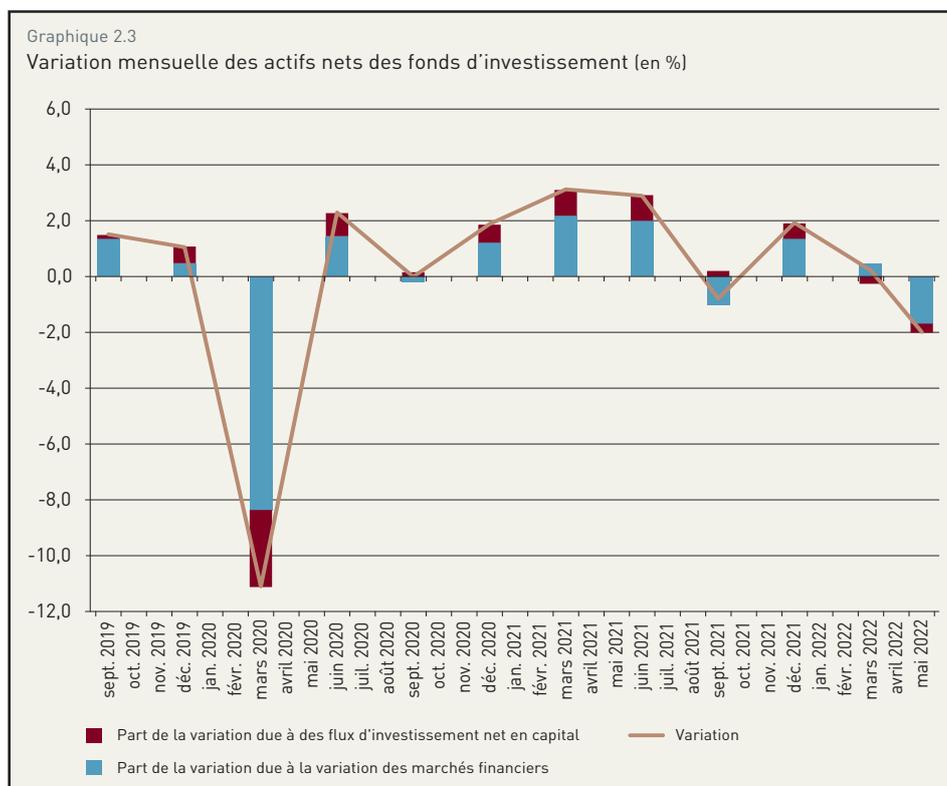
Source : BCE



Source : BCE

Graphique 2.3

Variation mensuelle des actifs nets des fonds d'investissement (en %)



Source : BCL

L'indicateur composite du stress financier (CLIFS- *Country-Level Index of Financial Stress*) ne tient compte que de trois segments des marchés financiers (actions, obligations et change) et indique un niveau de stress financier généralement stable pour l'année 2021, à l'exception de deux pics enregistrés en février et juillet 2021 suite au renforcement des mesures restrictives face à la pandémie en Europe et aux inquiétudes provenant de la hausse soudaine des pressions inflationnistes en Europe (graphique 2.2). La première moitié de l'année 2022 a été marquée par une forte hausse de cet indicateur suite à l'accroissement de l'incertitude provenant des tensions géopolitiques liées au conflit russo-ukrainien, des inquiétudes concernant l'offre d'énergie (i.e., gaz) en Europe et aux fortes pressions inflationnistes.

Ensuite, les dynamiques des marchés financiers internationaux se reflètent dans les variations des valeurs des actifs détenus par les banques et les fonds d'investissement au Luxembourg. Ainsi, le choc de la crise sanitaire en 2020 a eu un impact négatif sur le secteur des fonds d'investissement en pesant sur les valorisations des actifs et sur le niveau des rachats. Cependant, l'année 2021 a enregistré un gain en actifs nets détenus par les fonds d'investissements luxembourgeois tandis que ces derniers ont subi une perte en actifs nets en début de l'année 2022 due principalement aux mouvements de marchés. Le graphique 2.3 affiche la variation mensuelle des actifs nets détenus par les fonds d'investissement ainsi que la décomposition de cette variation en effets prix et volume. Il en ressort que l'effet prix induit par les fluctuations des marchés financiers a très largement dominé l'effet volume depuis le déclenchement de la crise sanitaire.

Étant donné les relations économiques et financières étroites entre le Luxembourg et les pays de la zone euro, tout ralentissement économique ou matérialisation de chocs financiers dans la zone euro affecterait les performances économiques du Luxembourg et fragiliserait son secteur financier. La transmission des effets d'un ralentissement économique pourrait s'effectuer à travers les bilans des entreprises non financières et l'évolution défavorable des prix des actifs qui affecterait à son tour les bilans des établissements de crédit et des fonds d'investissement.

Quant aux effets des marchés de change sur le niveau de stress, ils opèrent suivant différents canaux. Toutefois, l'importance de leur impact dépend des expositions bilancielle des acteurs et du degré de couverture du risque de change. Autrement dit, les risques de change pour les composantes du système financier luxembourgeois s'exercent principalement par l'intermédiaire des effets de valorisation sur le passif et l'actif des établissements financiers. Ainsi, toute dépréciation de l'euro vis-à-vis des monnaies étrangères se traduit par une hausse mécanique de la valeur

nette d'inventaire (VNI) en euros des fonds d'investissement émettant des parts en devises. Or, c'est l'effet inverse qui se produit si les actifs sont détenus en devises étrangères, tandis que les parts sont libellées en euros.

Ce chapitre présente les évolutions des principaux segments des marchés financiers internationaux (actions, obligations, change) et analyse les potentiels risques liés à ces évolutions pour le secteur financier luxembourgeois à travers ses expositions aux différents marchés financiers.

2. ÉVOLUTION DES MARCHÉS DES ACTIONS ET DES RISQUES POUR LE SECTEUR FINANCIER AU LUXEMBOURG

2.1 PERFORMANCE DES ACTIONS

Les marchés des actions ont enregistré des performances historiques en 2021 dans le sillage des gains élevés réalisés au cours de la seconde moitié de l'année 2020, compensant ainsi la chute brutale des bourses mondiales au début de la pandémie de la COVID-19 en mars 2020. En effet, l'indice Euro Stoxx 50 a gagné 21 % au cours de l'année 2021 tandis que l'indice S&P 500 a enregistré une augmentation de 27 % au cours de la même période (graphique 2.6).

Au cours des trois premiers trimestres de 2021, les marchés boursiers étaient dominés par les sentiments positifs liés au début du processus de vaccination de masse contre la COVID-19, aux perspectives favorables au fort rebond de l'activité économique en Europe et aux États-Unis et au maintien des politiques monétaires accommodantes des banques centrales. Ainsi, l'indice Euro Stoxx 50 a enregistré une hausse de 18,3 % entre les mois de janvier et septembre 2021 et l'indice S&P 500 a quant à lui progressé de 20,75 % sur la même période.

Cette dynamique a été perturbée en fin septembre 2021 par des inquiétudes liées aux pressions inflationnistes, aux contraintes d'offre (à savoir les difficultés d'approvisionnement des entreprises) et au problème d'endettement des entreprises chinoises spécialisées dans l'immobilier, conduisant ainsi à une chute des marchés des actions. À titre illustratif, les indices Euro Stoxx 50 et S&P 500 ont perdu 4 % de leurs valeurs entre le début du mois de septembre et celui du mois d'octobre 2021 sous l'effet des pressions à la vente des actions et des volatilités élevées.

Néanmoins, les bourses européennes et américaines ont rebondi très rapidement, soutenues par un fort appétit pour le risque dans un environnement de taux d'intérêt bas et de pressions inflationnistes. En particulier, les pressions inflationnistes rendent les actions plus attractives dans la mesure où les produits financiers à revenus fixes ne protègent pas les revenus des investisseurs contre l'inflation (voir encadré 2.1). Ainsi, l'indice Euro Stoxx 50 a progressé de 6,5 % sur le dernier trimestre de 2021, tandis que l'indice S&P 500 a bondi de 9,40 % sur la même période. Cette dynamique s'est poursuivie au tout début de l'année 2022. Cependant, l'émergence de la guerre en Ukraine dans la dernière semaine de février 2022 et les sanctions occidentales contre la Russie qui ont suivi ont occasionné des chutes des bourses européennes et internationales et un regain de forte volatilité sur les marchés. Ainsi, les indices Euro Stoxx 50 et S&P 500 ont enregistré respectivement des baisses de 18 % et 16 % au cours du premier semestre 2022 en raison notamment du renforcement des tensions géopolitiques en Europe de l'est, des inquiétudes liées à l'offre de gaz et aux perspectives de croissance économique défavorables en Europe. De plus, la hausse des prix de l'énergie et la forte pression inflationniste ont contribué à renforcer l'incertitude au niveau des marchés qui s'est traduite par une progression de la volatilité des indices boursiers.

Encadré 2.1 :

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

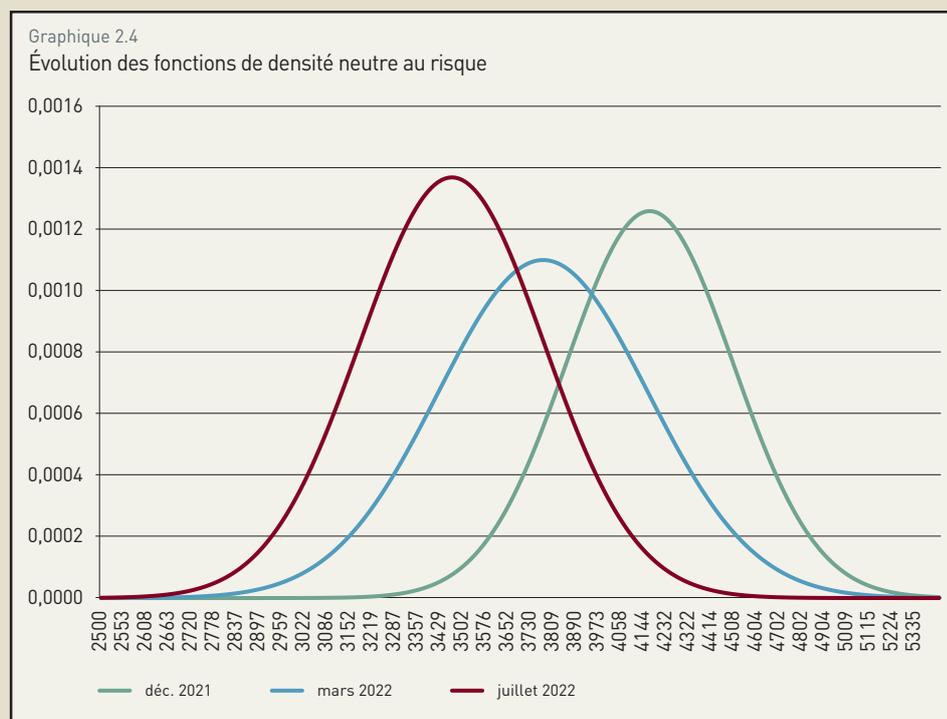
Les indices d'aversion ou d'appétit pour le risque sont des outils importants pour appréhender les facteurs comportementaux sous-jacents à la volatilité des marchés. L'attitude face au risque des investisseurs en actions est mesurée par la comparaison de deux distributions de densité, en l'occurrence la distribution objective (neutre au risque) du rendement futur de l'indice boursier et la distribution statistique de ce même indice, qualifiée dans la littérature de subjective. 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 quatre dates différentes. Il illustre à la fois la variabilité des anticipations des investisseurs relatives aux prix des sous-jacents, ainsi que l'importance de l'incertitude quant à l'évolution de ces derniers.

Depuis la fin du second trimestre de l'année 2021, les distributions neutres au risque ont affiché un certain degré d'étalement, en



Source : Bloomberg, estimations : BCL

particulier en mars 2022 après le déclenchement de la guerre russo-ukrainienne. Toutefois, il demeure contenu par rapport à celui observé lors de l'émergence de la crise de la COVID-19. L'étalement des densités neutres au risque s'explique principalement par l'incertitude induite par la progression de l'inflation et l'amenuisement des perspectives de la croissance économique en particulier après l'invasion de l'Ukraine par la Russie en février 2022. En outre, l'assombrissement des perspectives économiques internationales dans un contexte où les principales banques centrales ont amorcé le processus de normalisation de leurs politiques monétaires face à la persistance de l'inflation se sont traduites par d'importantes baisses des rendements des indices boursiers, ne particulier au second semestre de l'année 2022. La Succession de multiples chocs sévères et le resserrement des conditions financières mondiales ont fini par avoir des retombées très négatives sur les performances des marchés financiers. Ainsi, la correction de l'indice Euro Stoxx a été très importante dans la mesure où son niveau à la fin du mois de juillet 2022 est inférieur de près de 17 % à celui de la fin de l'année 2021.

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.

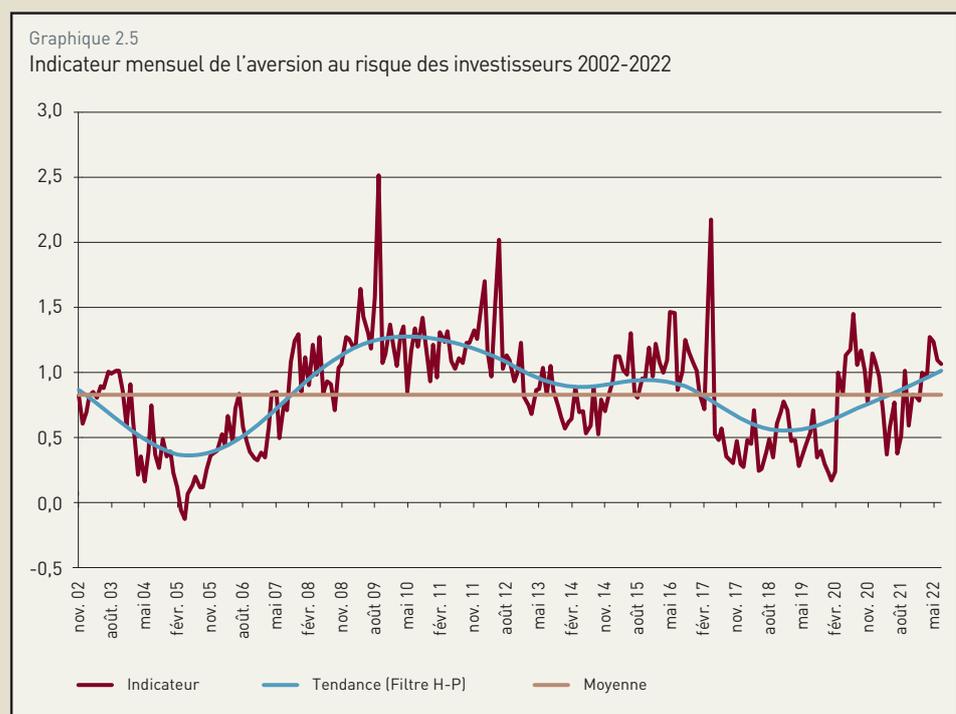
Une fois les deux distributions (objective et subjective) estimées, la méthode de Tarashev et al. (2003) pour le calcul de l'indicateur de l'aversion des investisseurs au risque est utilisée. L'indicateur est exprimé en termes de rapport entre :

- 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 juillet 2022. Le niveau de cet indicateur est plus élevé lorsque la tolérance de l'investisseur à l'égard du risque est plus faible. Au cours de la récente période, l'indicateur a enregistré un rebond significatif qui traduit la détérioration de l'environnement économique



Source : BCL

et financier ; mais qui demeure légèrement en dessous du niveau enregistré lors de l'émergence de la pandémie de COVID-19. Cette hausse de l'aversion au risque coïncide avec le début de la guerre russo-ukrainienne, les pics persistants de l'inflation et le resserrement des conditions financières. L'évolution de l'indice en dessus de son niveau moyen historique semble traduire une évolution de l'aversion au risque dont la persistance serait susceptible d'affecter la stabilité financière de la zone euro.

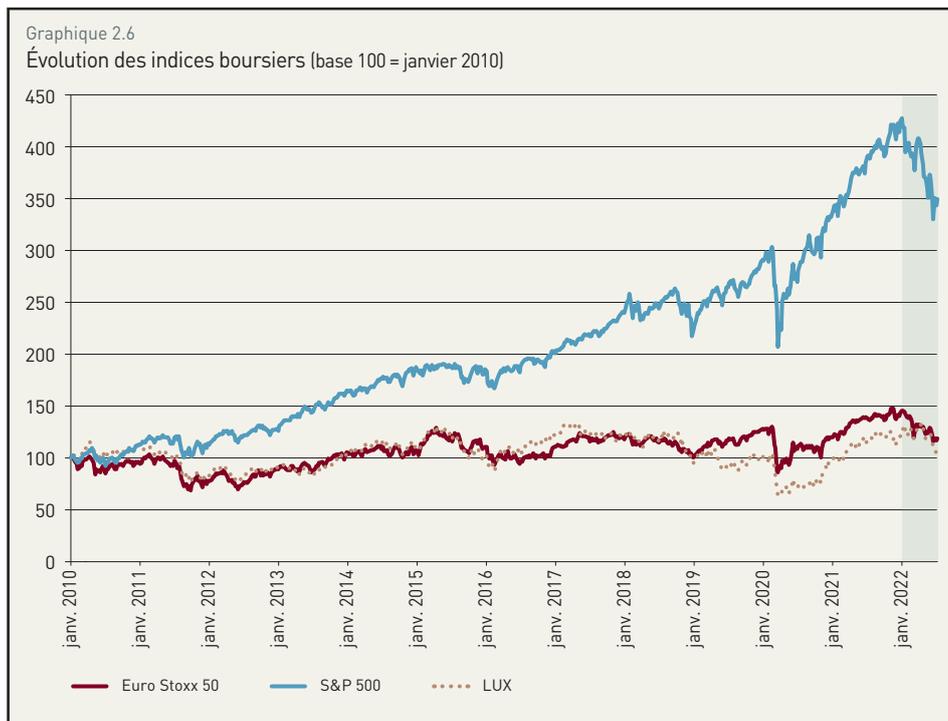
La volatilité des marchés boursiers et la progression de l'aversion au risque enregistrées au cours du premier semestre de l'année 2022 ont affiché un rebond significatif, mais qui demeure moins important par rapport aux épisodes précédents de fragilités économiques et financières. Elles reflètent le pessimisme des anticipations des investisseurs, lesquels modifient leur hypothèse en faveur d'un scénario économique central plus assombri dans un contexte d'aggravation tensions géopolitiques et d'un renchérissement des biens et services . En d'autres termes, les chocs actuels sont plus sévères et auraient des effets importants sur l'inflation et sur le potentiel de croissance économique.

À mesure que la guerre russo-ukrainienne se poursuit, l'incertitude s'amplifierait et des scénarios économiques plus sévères devraient être envisagés. L'évolution récente des risques géopolitiques fait peser des risques macro-financiers importants, en particulier si l'inflation persistait et la croissance économique ralentissait durablement. Dans un tel scénario, les valorisations des actifs financiers seraient plus affectées et les répercussions sur la stabilité financière dépendraient de l'importance des corrections des prix des actifs financiers.

Le redressement important des marchés des actions après les turbulences de mars 2020 avait donné le sentiment d'une déconnexion entre l'évolution des cours des actions et les fondamentaux économiques y sous-jacents. Après une chute brutale en mars 2020, le ratio cours sur bénéfices attendus (P/E) avait enregistré une forte hausse dans la seconde moitié de 2020, en raison de la forte progression des cours reflétant les anticipations futures de profits des

entreprises par les investisseurs ainsi que leur degré d'appétit pour le risque.

Cependant, l'année 2021 a été marquée par une baisse substantielle des ratios cours-bénéfices attendus dans la zone euro et aux États-Unis en dépit de la forte performance des cours des actions, sans pour autant redescendre à leurs niveaux d'avant la crise sanitaire. En effet, le ratio mensuel cours-bénéfices attendus pour l'indice S&P 500, estimé par Bloomberg, a baissé de 15,82 % à la fin de l'année 2021 par rapport à son niveau du début de l'année. Le même ratio estimé pour l'Euro Stoxx 50 a enregistré une baisse de 28,21 % au cours de l'année 2021 (graphique 2.7). La tendance à la baisse de ces ratios en 2021 s'explique par la



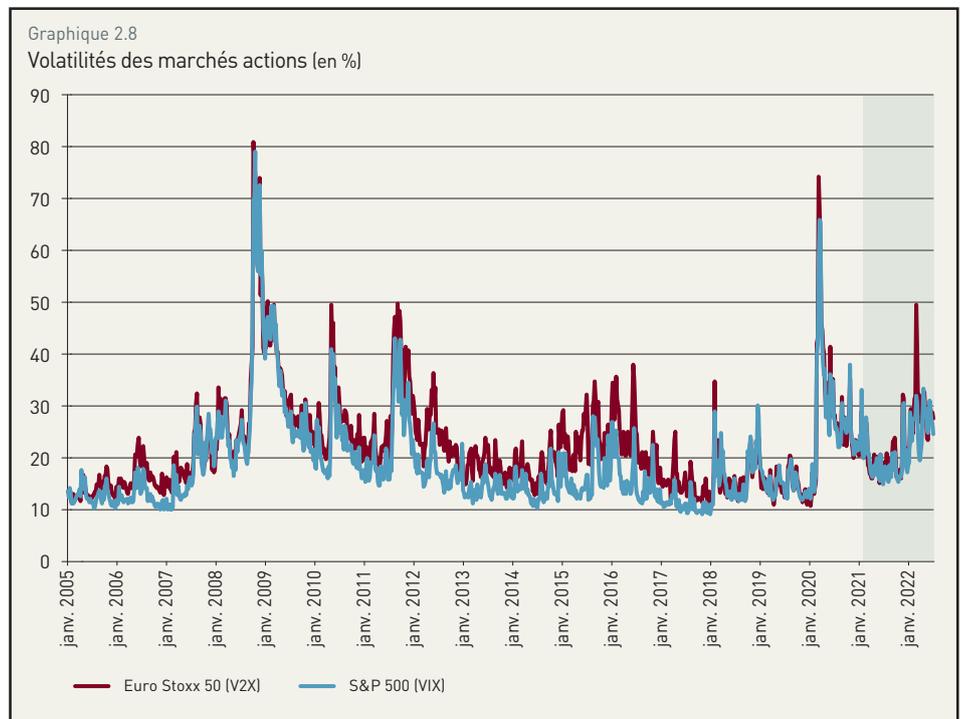
Source : Bloomberg

révision à la hausse des profits attendus des entreprises par les analystes de marché. Ces anticipations sont d'ailleurs attestées par les bénéfices record réalisés en 2021 et publiés par de nombreuses entreprises européennes et américaines au début de 2022. La baisse des ratios cours-bénéfices attendus s'est accentuée au premier semestre de l'année 2022 en raison de la chute des cours boursiers suite au déclenchement de la guerre en Ukraine ainsi qu'aux perspectives macroéconomiques défavorables (i.e., hausse des prix de l'énergie, forte inflation, faible croissance économique) qui en découlent. Ceci dit, les ratios cours-bénéfices attendus restent encore à des niveaux proches de leurs valeurs historiques.



Source : Bloomberg

Les fortes performances des indices boursiers en 2021 n'ont pas été globalement accompagnées par des volatilités importantes. En effet, la persistance de fortes volatilités des marchés des actions en 2020 due aux incertitudes liées à l'évolution de la crise sanitaire a laissé place à des niveaux de volatilité plus stables en 2021 en raison notamment des perspectives favorables enclenchées par la vaccination contre la COVID-19. Néanmoins, deux pics temporaires de volatilité ont été observés à la fin du mois de janvier et au début du mois de décembre 2021 à cause des incertitudes liées respectivement au renforcement des mesures restrictives de lutte contre la pandémie en Europe et à la propagation du variant Omicron de la COVID-19 (graphique 2.8). Les niveaux des indices de volatilité implicite (VIX) des marchés des actions dans la zone euro et aux États-Unis ont baissé en 2021 pour atteindre leurs



Source : Bloomberg

niveaux d'avant le début de la crise pandémique. Ainsi, les indices de volatilité de l'Euro Stoxx 50 et du S&P 500 ont baissé respectivement de 17,5 % et 24,3 % sur l'année 2021. En revanche, le premier semestre de l'année 2022 a connu une forte volatilité des marchés boursiers, notamment européens, à la suite des incertitudes nées de l'accélération des tensions géopolitiques en Ukraine, de la forte pression inflationniste ainsi que de l'incertitude sur le processus de normalisation des politiques monétaires.

2.2 LES EXPOSITIONS DES ACTEURS FINANCIERS LUXEMBOURGEOIS AUX ACTIONS

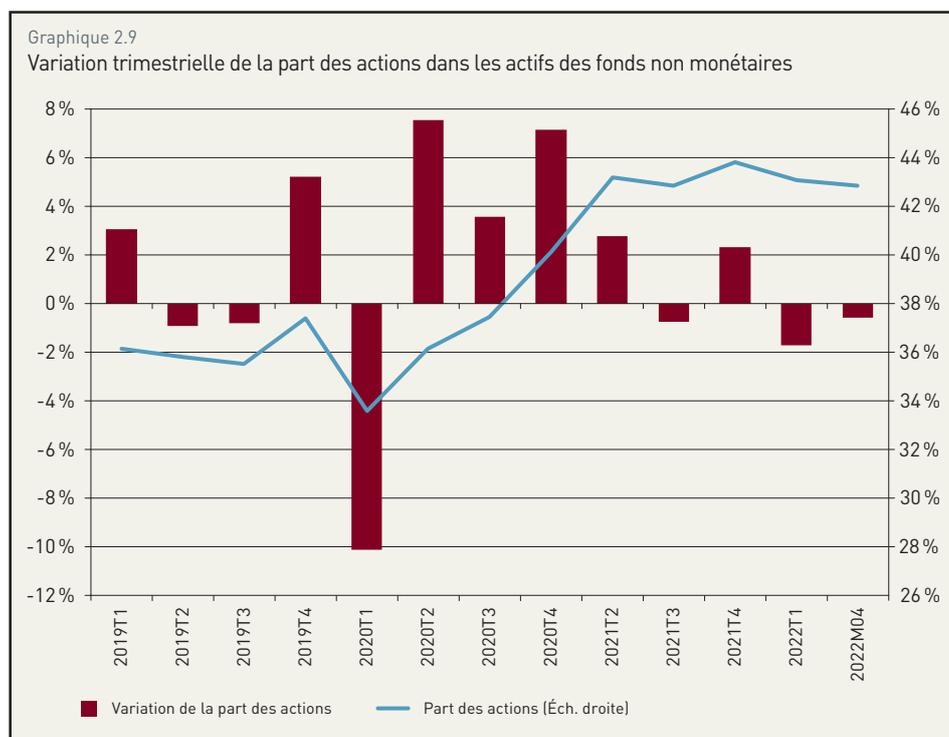
L'évolution des marchés internationaux des actions est susceptible d'affecter les performances des deux principales composantes du secteur financier luxembourgeois, en l'occurrence les secteurs d'intermédiation bancaire et des fonds d'investissement. L'analyse de l'évolution de ces expositions indique une progression de l'attrait de ces deux secteurs pour le portefeuille actions.

La persistance d'un environnement de taux d'intérêt faibles et les pressions inflationnistes en 2021 ont incité les investisseurs à détenir plus d'actifs risqués, ce qui pourrait contribuer à une accumulation des risques systémiques si ces stratégies sont communes à l'ensemble des acteurs du secteur financier. L'analyse de la part des actions (hors parts de fonds) dans l'actif bilanciel des fonds d'investissement non monétaires au Luxembourg révèle une augmentation de 3,7 points de pourcentage de la détention des actions en 2021 en comparaison avec la fin de l'année 2020 (graphique 2.9). Cependant, une légère baisse de cette part (c'est-à-dire 0,9 point de pourcentage) a été enregistrée en avril 2022 par rapport à la fin de l'année 2021 à la suite des mouvements de marchés liés à la crise ukrainienne et aux conséquences économiques associées.

L'augmentation de la détention des actions par les fonds non monétaires en 2021 s'est accompagnée d'un mouvement inverse en ce qui concerne la détention de titres de créance. En effet, la part des titres

de créance dans l'actif des fonds non monétaires a baissé de 5 points de pourcentage, passant de 37 % à 32 % au cours de l'année 2021. Cela illustre une certaine dynamique de recherche de rendement de la part des gestionnaires de fonds d'investissement luxembourgeois. Ceci est d'autant plus vrai que la part des actions des sociétés non financières détenues par les fonds d'investissement a enregistré une progression de plus d'un point de pourcentage au cours de l'année 2021. La tendance à la baisse de la part des titres de créance dans l'actif des fonds non monétaires s'est poursuivie au cours du premier semestre 2022 avec un léger rétrécissement de 0,6 % entre la fin de l'année 2021 et avril 2022.

Quant aux expositions des banques, l'année 2021 a été caractérisée par



Source : BCL

un léger attrait pour les actions du secteur des sociétés non financières. En effet, la part des actions des sociétés non financières dans le portefeuille d'actions détenu par les banques au Luxembourg a progressé de 7 points de pourcentage fin 2021 par rapport à la même période de 2020, pour atteindre 32 %. Cette part a augmenté seulement d'un point de pourcentage au cours du premier semestre de l'année 2022. L'augmentation en 2021 de la part des actions des sociétés non financières dans le portefeuille d'actions des banques au Luxembourg a été compensée par la réduction de celle des banques et d'autres sociétés financières respectivement de 4 et de 3 points de pourcentage. La réduction de la part des actions dans le portefeuille des banques s'est poursuivie au premier semestre 2022, avec une baisse de 2 points de pourcentage entre la fin de 2021 et mai 2022.

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

3.1 LES RENDEMENTS DES OBLIGATIONS

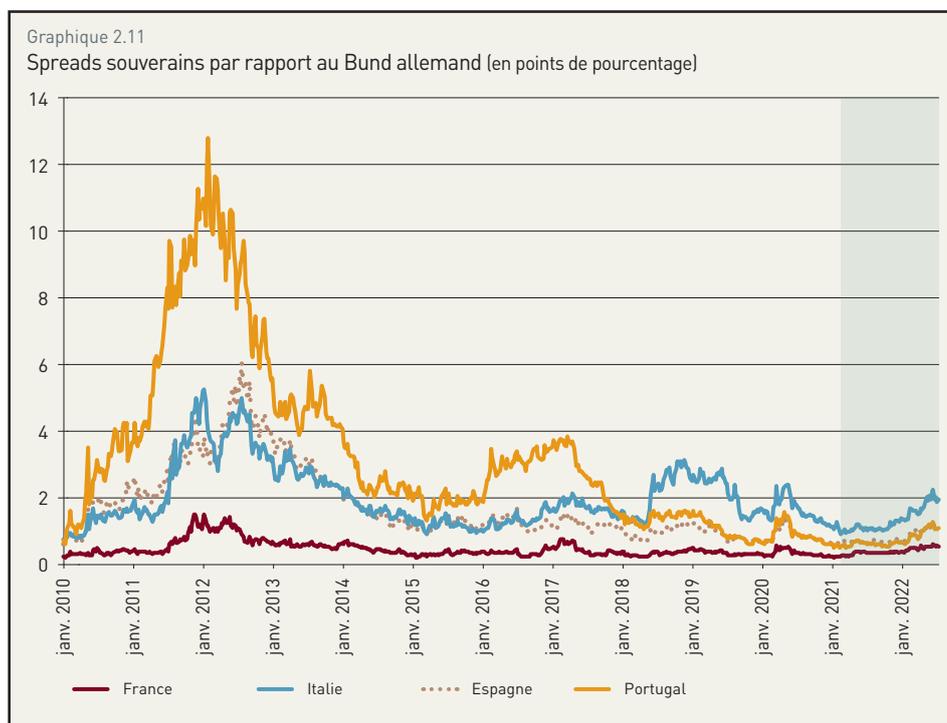
Au début de l'année 2021, les rendements d'obligations souveraines de long terme pour certains pays de la zone euro (Allemagne, France, Luxembourg ...) étaient négatifs tandis qu'ils restaient positifs pour les États-Unis et d'autres pays de la zone euro (Italie, Espagne, Portugal ...). Au cours de l'année, les pressions inflationnistes et les inquiétudes concernant la vigueur de la reprise économique mondiale, combinées aux anticipations des acteurs des marchés à propos de la normalisation des politiques monétaires, ont conduit à une hausse des rendements des obligations souveraines dans la zone euro et aux États-Unis. Par exemple, les rendements des obligations souveraines de long terme pour les États-Unis et l'Allemagne ont augmenté respectivement de 65 % et 68 % entre le début et la fin de l'année 2021 (graphique 2.10). Néanmoins, les pressions inflationnistes et les risques potentiels pesant sur l'ampleur de la reprise économique ont conduit à la baisse des rendements réels d'obligations d'État, incitant les investisseurs à la prise de risque et soutenant la forte performance des marchés boursiers en 2021. La tendance à la hausse des rendements des obligations souveraines de long terme s'est poursuivie au premier semestre de l'année 2022 en raison de la remontée des taux d'intérêts des banques centrales et des possibles conséquences macroéconomiques de l'augmentation des risques politiques en Europe, telles que les inquiétudes liées à l'offre d'énergie en Europe, l'accroissement des risques d'une récession économique mondiale, etc...).

Les écarts de rendements « spreads souverains » de certaines obligations souveraines émises dans la



Source : Bloomberg

Graphique 2.11
Spreads souverains par rapport au Bund allemand (en points de pourcentage)



Sources : Bloomberg, calcul de la BCL

zone euro (comme celles de l'Italie, de l'Espagne et du Portugal) par rapport au Bund allemand avaient fortement augmenté au pic de la pandémie de COVID-19 en mars-avril 2020 en raison de l'augmentation des rendements obligataires de ces pays pendant que ceux de l'Allemagne baissaient. Toutefois, la dynamique déclenchée par l'annonce de la BCE de rachats significatifs des titres de créances souverains dans le cadre du programme de rachat concernant le secteur public et des opérations de refinancement d'urgence à plus long terme s'est traduite par un tassement significatif de ces *spreads*. La mise à disposition des liquidités abondantes dans le système bancaire a été essentielle pour rétablir un fonctionnement normal sur les marchés et a permis une réduction des *spreads*. L'annonce du fonds de relance européen a également contribué à réduire les *spreads* au sein de la zone euro.

L'année 2021 a été marquée par une stabilité relative des *spreads* souverains par rapport au Bund allemand dans la zone euro (graphique 2.11). Néanmoins, l'écart (c.-à-d. *spread*) entre les rendements des obligations des pays dits périphériques de la zone euro (l'Italie, l'Espagne et le Portugal) et allemandes de long terme s'est accentué à partir de la fin octobre 2021 à la suite de la confirmation par la BCE de l'interruption probable de son programme d'achats d'urgence face à la pandémie en mars 2022. Cette augmentation des *spreads* s'est poursuivie au cours de la récente période avec l'arrêt de la BCE de son programme d'achats des actifs en fin juin 2022 et de l'augmentation de ses taux d'intérêt de 50 points de base en juillet 2022. Il est à noter que l'augmentation des *spreads* est particulièrement prononcée pour les obligations italiennes à cause du niveau d'endettement du pays relativement élevé.

Les écarts de rendement des titres émis par les entreprises par rapport aux titres souverains ont été relativement stables au cours de l'année 2021. De plus, les indices de rendement des obligations des entreprises ont été stables en 2021 à la suite des rebonds qui ont suivi leurs chutes au pic de la crise sanitaire en mars 2020. Une évolution similaire a été observée pour les indices de rendements obligataires à haut risque. Le premier semestre de l'année 2022 a été marqué par une baisse des indices de rendements obligataires des entreprises reflétant les incertitudes liées à l'évolution des politiques monétaires et des tensions géopolitiques en Europe.

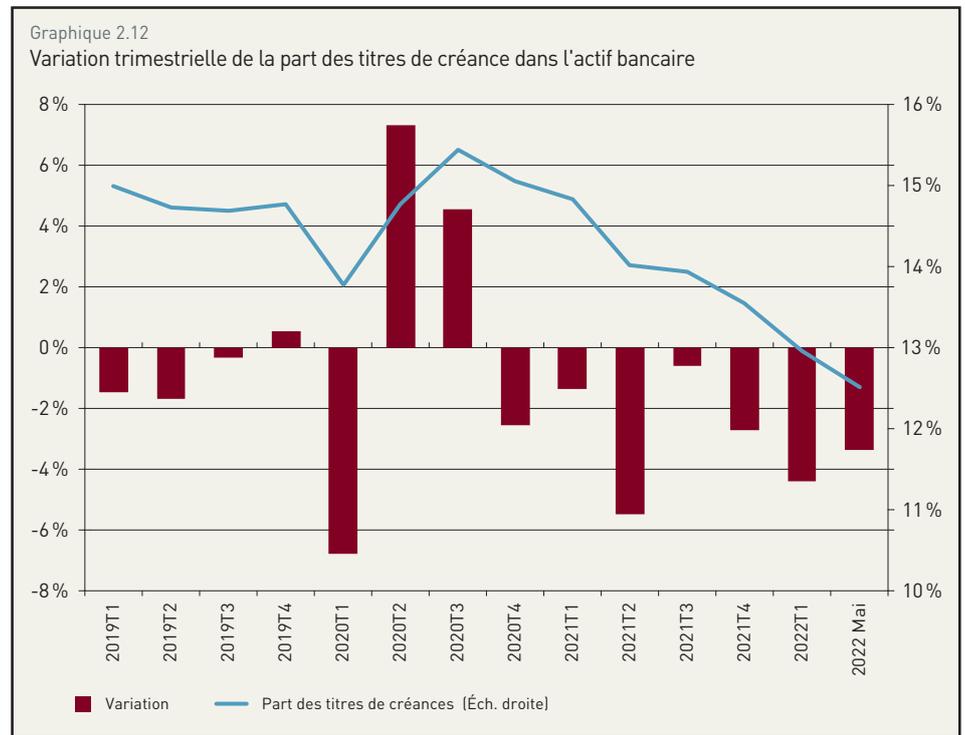
3.2 LES EXPOSITIONS OBLIGATAIRES DES ACTEURS FINANCIERS LUXEMBOURGEOIS

L'exposition au risque de crédit du secteur financier luxembourgeois s'évalue à travers l'importance du volume de titres de créance détenu par les banques et les fonds d'investissement ainsi que par la qualité de leurs portefeuilles obligataires.

En effet, l'encours bilanciel des titres de créance détenus par les banques luxembourgeoises a diminué de 1,5 % par rapport à l'année 2020 pour atteindre 13,6 % en fin 2021. Après la forte baisse du premier trimestre 2020 et une progression rapide durant les deux trimestres suivants, cette part a continuellement baissé entre le dernier trimestre de 2020 et celui de 2021 comme l'illustre le graphique 2.12. Les banques ont donc réduit leur exposition aux titres de créance au cours de l'année 2021. Cette réduction de l'exposition bancaire aux titres de créance s'est faite au profit des crédits octroyés par les banques plutôt que d'une progression de leur détention d'actions. La tendance à la réduction de l'exposition bancaire aux titres de créances s'est poursuivie au cours du premier semestre de l'année 2022, avec une baisse de 1,1 %

entre la fin de l'année 2021 et la fin du mois de mai 2022. Cependant, même si les banques luxembourgeoises ont relativement et globalement réduit leur détention de titres de créance en 2021, les parts des titres de créance émis par les autres sociétés financières et les sociétés non financières dans leurs portefeuilles ont respectivement progressé d'un point de pourcentage au cours de la même période au détriment des titres d'obligations souveraines. Par ailleurs, au premier semestre 2022, les parts des titres de créance bancaires et ceux des autres sociétés financières ont progressé légèrement d'un point de pourcentage dans le portefeuille des titres de créance des banques au Luxembourg.

Quant à l'exposition des fonds d'investissement aux obligations en 2021, elle affichait une légère progression à l'égard des autres sociétés financières (hors banques et assurances) d'un point de pourcentage par rapport à la fin de l'année 2020 pour atteindre un encours de 570,15 milliards d'euros à la fin 2021. Cette évolution s'est poursuivie au premier semestre 2022 avec une légère hausse d'un point de pourcentage entre la fin de 2021 et mai 2022. L'impact de la pandémie sur le secteur des entreprises non financières et l'incertitude sur la durée de la crise a fait peser un risque de crédit additionnel pour l'industrie des fonds, qui se traduit par le fait que le portefeuille obligataire des fonds d'investissement affichait à la fin 2021 une certaine détérioration de la qualité des titres détenus par rapport à l'année précédente en raison de la dégradation des notations. Néanmoins, le premier semestre de l'année 2022 a enregistré une légère amélioration de la qualité des titres de créances, notamment ceux des entreprises non financières, détenus par les fonds au Luxembourg sans pour autant revenir au niveau d'avant la crise sanitaire.



Source : BCL

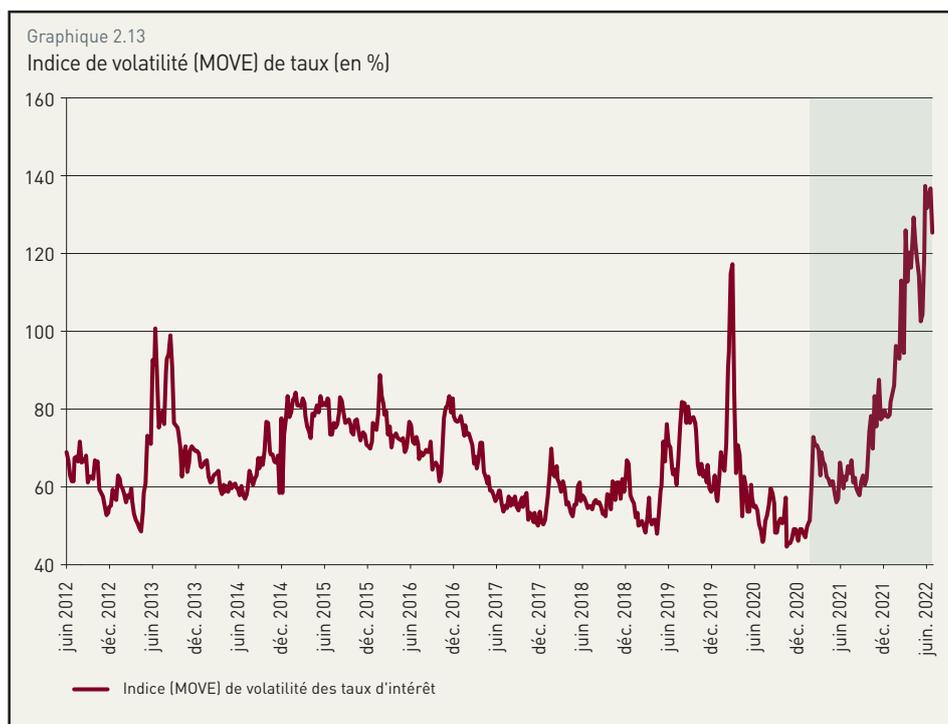
4. LES CONDITIONS ET RISQUES DE FINANCEMENT À COURT TERME

Le taux d'intérêt interbancaire Euribor est resté relativement stable sur les trois premiers trimestres de 2021 avant de décroître sur le reste de l'année tandis que le taux Libor a continué à baisser au cours de l'année 2021. Cette baisse a été soutenue par les interventions des banques centrales sous forme d'apports de liquidité et de programmes d'achats d'actifs pour assurer la stabilité des conditions de financement. Cependant, ces deux taux ont sensiblement remonté sur le dernier mois de l'année 2021 sans pour autant compenser les baisses constatées antérieurement. Cette relative remontée des taux interbancaires s'est accélérée au cours du premier semestre de l'année 2022 en raison du resserrement des politiques monétaires des banques centrales. Néanmoins, le taux Euribor a continué d'évoluer dans la zone négative au début de l'année 2022 tandis que le taux Libor est resté positif.

Plus généralement, les taux d'intérêt sur les marchés monétaires ont été relativement volatiles sur l'année 2021, comme l'illustre l'indice de volatilité de taux du trésor américain estimé par Merrill Lynch (MOVE) qui atteint 78 % à la fin de l'année alors qu'il avait commencé l'année à 49 % (graphique 2.13). Cette volatilité des taux a été occasionnée d'une part par les craintes soulevées par l'évolution de la pandémie de COVID-19 au cours de l'année (à savoir des mesures restrictives dans certains pays européens en début d'année et l'apparition du variant Omicron en fin d'année) et d'autre part par l'incertitude liée à l'évolution future de l'inflation, de la politique monétaire et des programmes d'achats des actifs des banques centrales. Le premier semestre de l'année 2022 a été marqué par cette dynamique de regain de volatilité des taux, exprimée par la hausse de l'indice de volatilité des taux, due aux incertitudes provenant de la remontée des taux d'intérêts des banques centrales et de la forte progression de l'inflation.

Pour mesurer le niveau de stress sur les marchés interbancaires, il convient d'analyser les écarts (les *spread*) entre les taux Libor et Euribor des prêts non garantis (non sécurisés) du marché interbancaire et les taux *Overnight Indexed Swap* (OIS). Ce *spread* est ainsi un indicateur de risque de crédit

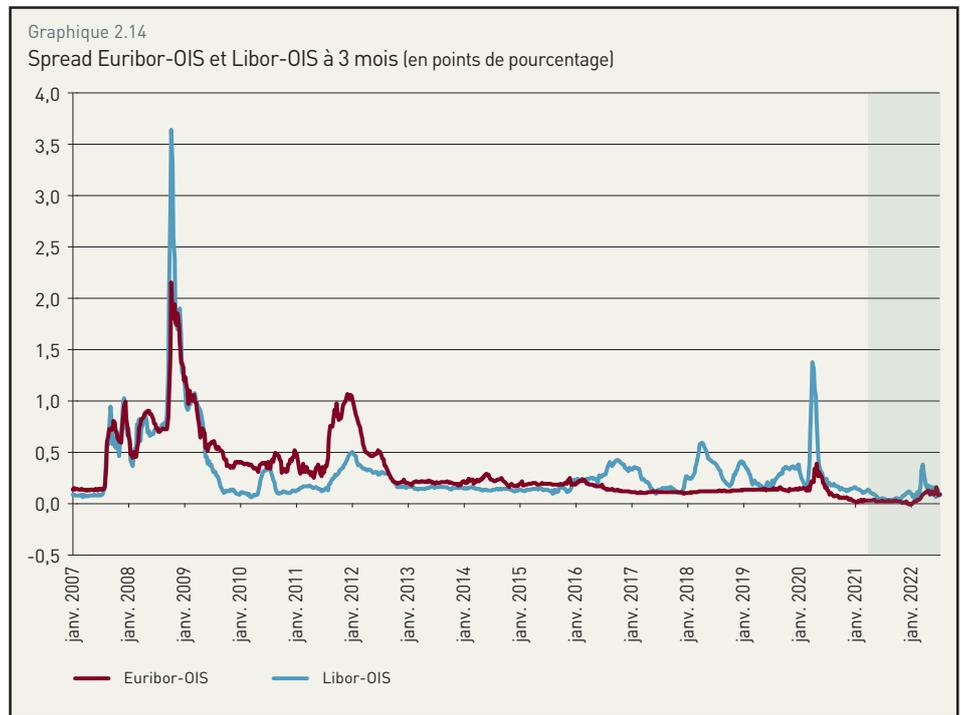
à l'intérieur du secteur bancaire. Une augmentation de cet indicateur traduit la progression du risque de contrepartie sur le marché interbancaire et par ricochet de la prime du risque y associée ; tandis que sa diminution traduit un risque de crédit faible et une solidité financière des banques. Au moment du pic du stress financier de mars 2020 dû à la pandémie, les *spreads* Euribor-OIS et Libor-OIS ont augmenté drastiquement en raison de la détérioration de la perception du risque des acteurs du marché interbancaire. Cependant, grâce à l'intervention des banques centrales sur les marchés financiers à travers des programmes d'achats de titres, les conditions de financement et de liquidité sur les marchés interbancaires se sont améliorées rapidement, conduisant ainsi à la réduction des écarts entre les taux



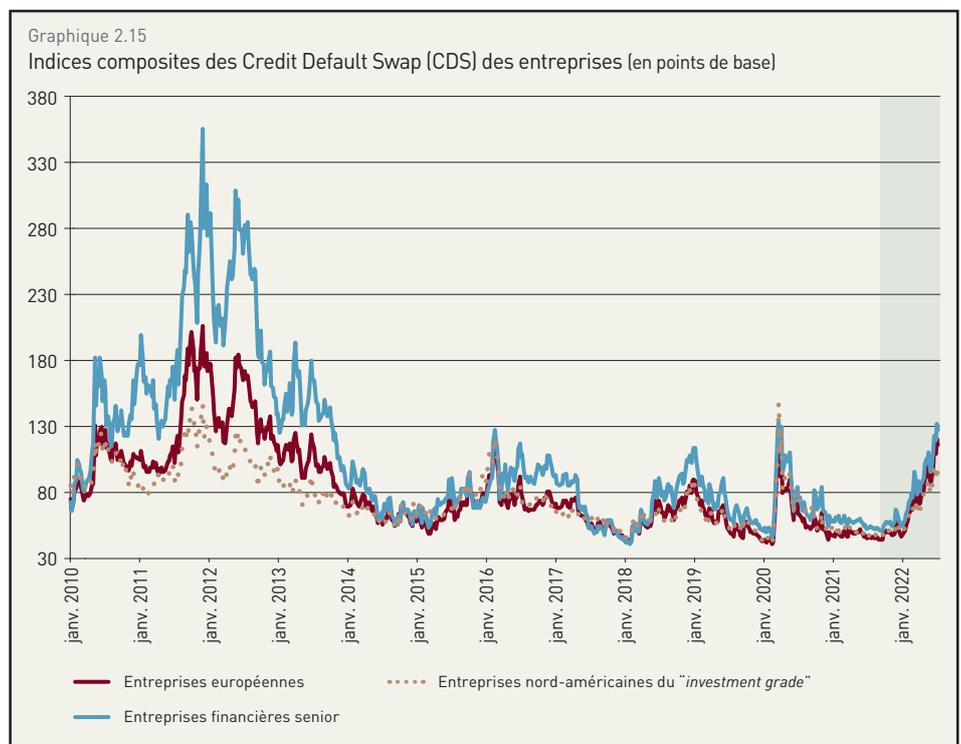
Source : Bloomberg

Libor et Euribor et les taux OIS. Ainsi, dans le sillage de ces conditions de financement favorables, l'année 2021 a été marquée par des marchés interbancaires globalement stables et caractérisés par des niveaux de stress bas illustrés par les *spreads* Euribor-OIS et Libor-OIS très faibles (graphique 2.14). Ces derniers ont atteint au cours de l'année 2021 des niveaux plus faibles que ceux d'avant la crise sanitaire en raison des conditions de financement et de liquidité sur les marchés interbancaires assouplies par l'apport de liquidité des banques centrales. Par exemple, les *spreads* Euribor-OIS et Libor-OIS ont respectivement baissé de 27,3 % et de 43 % entre le début et la fin de l'année 2021. En revanche, une hausse substantielle de ces *spreads* a été notée durant le premier semestre 2022 (avec une progression de 295 % pour le *spread* Euribor-OIS et de 62 % pour celui du Libor-OIS). Cette forte remontée des *spreads* s'explique par les pressions inflationnistes, le début de la normalisation des politiques monétaires des banques centrales et l'incertitude relative aux conséquences économiques et financières de la guerre en Ukraine et des sanctions économiques qui en ont découlé.

Par ailleurs, l'analyse des conditions de financement des opérateurs sur les marchés monétaires peut se faire par l'observation de l'évolution des *Credit Default Swaps* (CDS). Les CDS sont des contrats d'assurance contre le défaut d'une contrepartie et peuvent donc être considérés comme un indicateur du risque de défaut des contreparties. Une augmentation de la prime du CDS d'un emprunteur signale des conditions de financement tendues de l'emprunteur. L'impact négatif de la pandémie sur les conditions de financement des entreprises financières et non financières



Sources : Bloomberg, calcul de la BCL



Source : Bloomberg

est matérialisé par la forte hausse des indices CDS au mois de mars 2020. Mais depuis cette date, les indices CDS ont continué à baisser graduellement pour s'établir à leurs niveaux d'avant la crise sanitaire en 2021 (graphique 2.15). En particulier, ces indices ont été stables à des niveaux historiquement bas au cours de l'année 2021, conformément aux conditions favorables de financement sur les marchés financiers et aux perspectives optimistes liées à l'évolution de la pandémie de COVID-19. Néanmoins, le premier semestre de 2022 a été marqué par une hausse des indices CDS, reflétant les craintes suscitées par les conséquences économiques néfastes de la guerre russo-ukrainienne ainsi que par l'incertitude liée à l'évolution de l'inflation dans le monde.

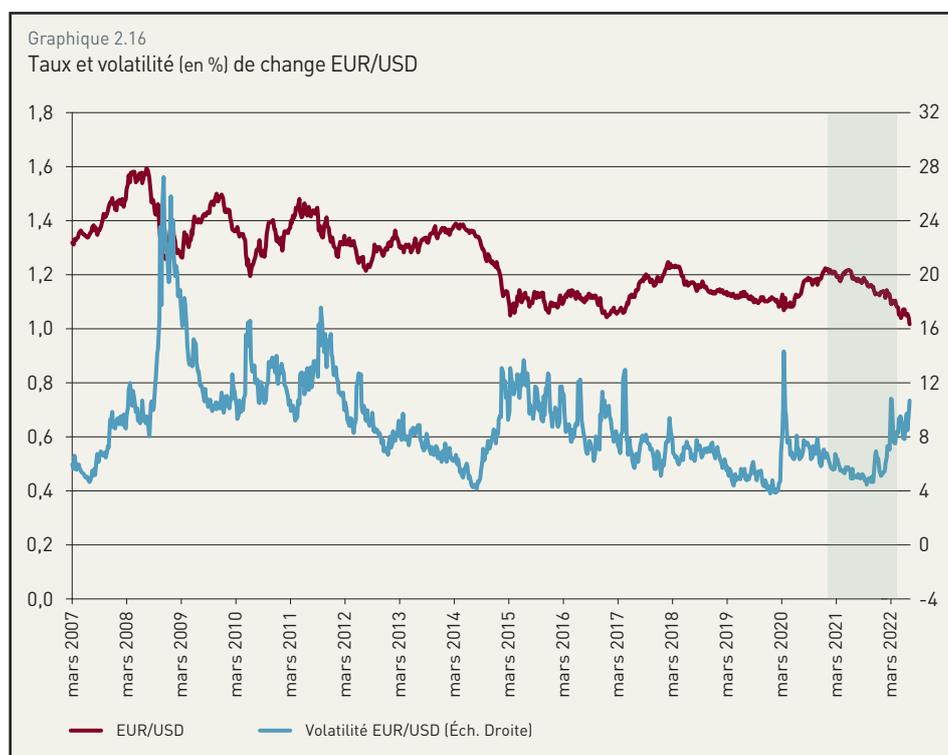
Concernant les implications de ces évolutions en termes de risques pour le secteur financier luxembourgeois, elles demeurent marginales dans la mesure où les interventions massives des banques centrales ont permis de maintenir les conditions de financement et de liquidité souples sur les marchés au cours de l'année 2021. Par ailleurs, le ratio de liquidité des banques luxembourgeoises reste très confortable, pour contrecarrer un potentiel risque de liquidité à court terme.

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

L'exposition du secteur financier luxembourgeois au risque de change est principalement tributaire du taux de change euro/dollar US puisque les actifs libellés en dollar américain et détenus par les banques et les fonds d'investissement luxembourgeois représentent une part importante de leurs actifs bilanciaux à la fin 2021. La valeur totale agrégée de ces actifs détenus par les banques et les fonds d'investissement représentent respectivement près de 220,68 milliards USD et 3 051,43 milliards USD

à la fin 2021. La prédominance du dollar américain laisse penser que l'évolution du taux de change euro/dollar serait un facteur de risque non négligeable pour les banques et les fonds luxembourgeois.

L'année 2021 a été marquée par une dépréciation de l'euro par rapport au dollar américain de 6,9 %. Effet, le taux de change de l'euro/dollar n'a cessé de baisser tout au long de l'année 2021 pour atteindre un niveau de 1,137 dollar américain pour 1 euro en fin d'année (graphique 2.16). Cette appréciation du dollar américain vis-à-vis de l'euro est conforme à l'augmentation relative des rendements obligataires américains au cours de la période considérée. Le premier semestre de l'année 2022 est marqué par la poursuite de cette tendance à l'appréciation du dollar américain par rapport à l'euro.



Source : Bloomberg

Ainsi, l'euro a perdu près de 10 % de sa valeur par rapport au dollar américain depuis le début de l'année 2022 avant d'atteindre la parité le 12 juillet 2022.

Par ailleurs, après l'excès de la volatilité enregistré au début de la pandémie, les indices de volatilité de change avaient atteint en 2021 leurs niveaux d'avant la pandémie et sont restés bas et stables au cours de l'année. Cependant, un rebond temporaire de la volatilité du taux de change euro/dollar a été constaté à la fin de l'année 2021 en raison de la décision de la BCE d'interrompre son programme d'achats d'urgence face à la pandémie en mars 2022. L'indice de volatilité du taux de change était à un niveau bas au tout début de l'année 2022 avant que les tensions géopolitiques liées à la guerre en Ukraine et l'envolée de l'inflation ne viennent raviver de fortes volatilités sur les marchés de change.

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 aux risques de change. Du côté de l'actif, la part des actions et titres de participation détenue en dollar américain (USD) par les fonds d'investissement luxembourgeois est passée de 39 % au dernier trimestre 2020 à 41 % à la fin 2021. Ce niveau a été stable au cours du premier semestre 2022. L'exposition des fonds domiciliés au Luxembourg aux devises étrangères autres que les grandes monnaies (à savoir le dollar américain, la livre sterling et le franc suisse) sous la forme de créances et de dépôts s'est légèrement accrue en passant de 6 % (24,35 milliards d'euros) au dernier trimestre 2020 à 8 % (43 milliards d'euros) au mois de mai 2022. Du côté du passif, la part des dettes libellées en devises étrangères a progressé de 3 points de pourcentage au cours de l'année 2021. En particulier, une progression de 4 points de pourcentage des dettes libellées en dollar américain a été enregistrée. En revanche, le début de l'année 2022 a connu une certaine stabilité de la part des dettes libellées en devises étrangères même si une progression rapide de la part des dettes libellées en devises étrangères autres que les grandes devises (3,3 %) a été enregistrée au détriment de celle des dettes en livre sterling (-3,2 %).

L'exposition des banques luxembourgeoises aux devises étrangères a augmenté au cours de 2021. En particulier, la part des actions détenue en dollars américains dans la détention totale des actions a progressé de 5 points de pourcentage par rapport à la fin 2020 pour atteindre 9 % à la fin 2021. Cette tendance s'est poursuivie durant le premier semestre de 2022, pendant lequel la part des actions détenus par les banques en dollars atteint 11 % à la fin du mois de mai 2022. L'exposition des banques au dollar sous forme de détention de titres de créance a elle aussi augmenté d'un point de pourcentage sur l'année 2021 pour s'élever à 21 %. Cette dynamique s'est un peu accélérée durant le premier semestre de 2022 avec une progression de 2 points de pourcentage de la part des titres de créance libellés en dollars dans le portefeuille de titres détenus par les banques luxembourgeoises. On note également au niveau du passif bancaire une légère progression de sa part libellée en dollars américains, passant de 24 % au dernier trimestre 2020 à 25 % à la fin 2021. Cette tendance s'est poursuivie au premier trimestre de 2022.

6. CONCLUSION

Les marchés financiers ont été dominés par la forte reprise de l'activité économique mondiale au cours de l'année 2021. Les perspectives favorables de la campagne de vaccination contre la COVID-19 ont permis aux entreprises de retrouver des niveaux d'activités bien meilleurs que ceux de 2020. En conséquence, les marchés boursiers ont réalisé des performances exceptionnelles et historiques en 2021, dopés par des politiques monétaires et budgétaires très accommodantes ainsi que par un fort appétit pour le risque dans un environnement de taux bas et de pressions inflationnistes. En effet, les indices boursiers majeurs ont gagné en moyenne plus de 20 % au cours de l'année. Les rendements des obligations souveraines dans la zone euro et aux États-Unis ont progressé en 2021 sous l'effet des



anticipations quant à la normalisation des politiques monétaires des banques centrales par les acteurs de marchés. Mais l'envolée de l'inflation et l'incertitude quant à l'ampleur de la reprise économique ont conduit à la baisse des rendements réels d'obligations d'État, incitant à la prise de risque qui a soutenu, à son tour, la surperformance des marchés boursiers.

Ces évolutions se sont traduites par une adaptation des comportements des acteurs financiers au Luxembourg. Ainsi, l'attrait des fonds d'investissement pour les actions a progressé dans une optique de recherche de rendements élevés en 2021. De plus, l'exposition des fonds d'investissement aux obligations d'autres sociétés financières (hors banques et assurances) a légèrement progressé sur l'année 2021 avec une légère dégradation de la qualité des titres détenus due à la baisse des notations. Quant aux banques, l'année 2021 a été caractérisée par une simple et légère recomposition de leurs portefeuilles d'actions et de titres de créance avec un léger attrait d'une part pour les actions du secteur des sociétés non financières et d'autre part pour les titres de créances émis par les banques (et autres sociétés financières) et les sociétés non financières. Par ailleurs, l'exposition des fonds et des banques aux devises étrangères a enregistré une légère progression en 2021.

Enfin, l'émergence du conflit en Ukraine dans la dernière semaine de février 2022 et les sanctions occidentales contre la Russie qui ont suivi ont occasionné des chutes des bourses européennes et internationales et un regain de forte volatilité sur les marchés. De plus, la hausse des rendements des obligations souveraines de long terme, la hausse des *spreads* souverains et des taux interbancaires et l'appréciation du dollar américain par rapport à l'euro ont marqué le premier semestre 2022 en raison du processus de normalisation des politiques monétaires des banques centrales et des incertitudes macroéconomiques consécutives au conflit russo-ukrainien. En réaction à ces développements de marchés au cours de la première moitié de l'année 2022, les fonds d'investissement au Luxembourg ont légèrement réduit leurs expositions globales aux titres de participation et de créances, même si leur attrait pour les obligations des autres sociétés financières (hors banques et assurances) a légèrement progressé. Le léger attrait des banques pour les actions des sociétés non financières et les titres de créances bancaires ainsi que ceux émis par d'autres sociétés financières, entamée au cours de 2021, s'est poursuivi durant le premier semestre 2022.

LES MARCHÉS FINANCIERS :
ÉVOLUTIONS RÉCENTES ET RISQUES

2

3 LE SECTEUR FINANCIER : LES ÉVOLUTIONS RÉCENTES

1. Le secteur bancaire luxembourgeois	68
1.1 L'évolution du nombre d'établissements de crédit et de l'emploi dans le secteur bancaire	69
1.2 Le bilan des établissements de crédit	71
1.3 Décomposition des crédits et des dépôts de la clientèle non bancaire	76
1.4 Le compte de profits et pertes des établissements de crédit	88
1.4.1 Évolutions des revenus	94
1.4.2 Évolution des coûts	96
1.4.3 Résultats et indicateurs de rentabilité	98
1.5 La solvabilité	100
1.6 Le ratio de levier	109
1.7 La liquidité	110
1.8 Évaluation de la vulnérabilité du secteur bancaire	116
1.8.1 Indicateur de vulnérabilité	116
1.8.2 L'excès du crédit domestique : l'apport des fonctions d'efficacité du récepteur dans l'analyse des risques macroprudentiels	117
1.8.3 Les tests d'endurance en tant qu'outils macro-prudentiels	123
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	126
1.8.5 Les interconnexions entre les établissements de crédit et les fonds d'investissement	130
2. Les autres acteurs du secteur financier	132
2.1 Les organismes de placement collectif	132
2.1.1 Les OPC non monétaires	132
2.1.2 Les OPC monétaires	139
2.2 Évaluation de la fragilité des fonds d'investissement : apport des probabilités de défaut conditionnelles	142
2.3 Les véhicules de titrisation	145
2.4 Les assurances	147

3. LE SECTEUR FINANCIER : LES ÉVOLUTIONS RÉCENTES

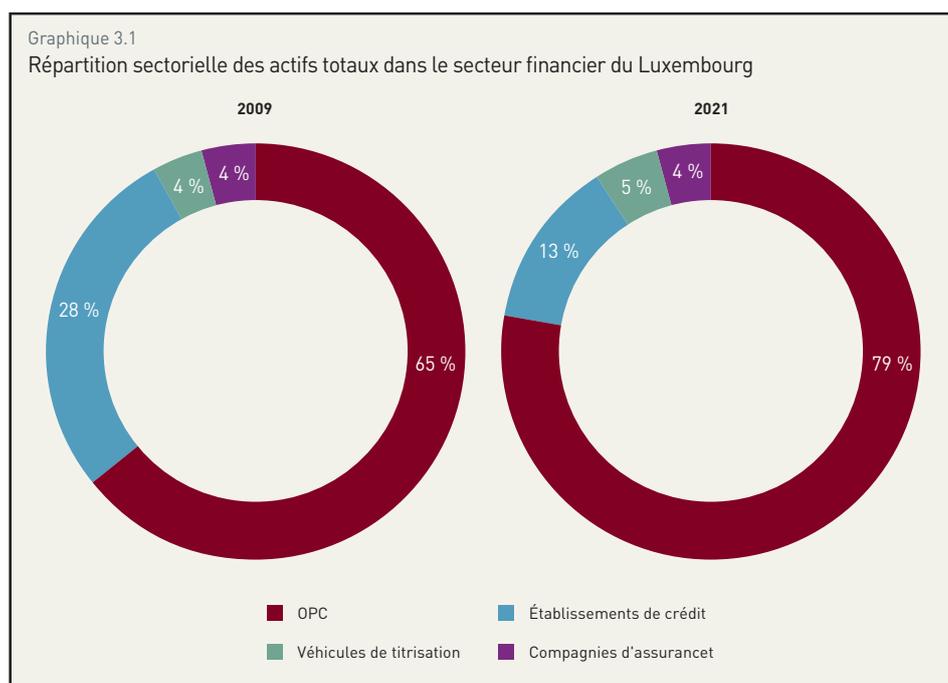
1. LE SECTEUR BANCAIRE LUXEMBOURGEOIS

Malgré l'incertitude persistante liée à la pandémie de COVID-19, les économies luxembourgeoise et européenne ont affiché un rebond de croissance très important en 2021 après la contraction très marquée de 2020. Après une année 2020 pour le moins difficile, la place financière luxembourgeoise a enrayer en 2021 les pertes d'activités et de valeurs du portefeuille enregistrées une année auparavant. Ainsi, les actifs du secteur financier grand-ducal ont atteint de nouveaux records historiques. Ils s'élevaient à 7 458 milliards d'euros fin décembre 2021, soit une augmentation de 17 % par rapport à la fin décembre 2020. Au niveau des organismes de placement collectif (OPC), les encours d'actifs nets sous gestion ont atteint 5 860 milliards d'euros en 2021, soit un rebond de 18 % par rapport à la même période de l'année 2020. Cette évolution renforce davantage la position OPC déjà dominante dans la répartition sectorielle des actifs totaux du secteur financier luxembourgeois (graphique 3.1).

Le secteur financier a constitué un important amortisseur des conséquences de la crise sanitaire ayant fortement pesé sur l'activité économique au Luxembourg. Les établissements de crédit ont en effet joué un rôle important pour garantir les flux de crédit aux agents économiques, éléments essentiels à la poursuite de l'activité économique. Le renforcement du cadre réglementaire depuis la grande crise de 2008, ainsi que les adaptations ponctuelles introduites en 2020 suite à la crise de la COVID-19, ont prouvé leur efficacité et ont permis aux établissements de crédit de jouer un rôle prépondérant dans le financement de l'économie durant la pandémie et les périodes de confinement qui ont suivi.

L'analyse des données du secteur bancaire luxembourgeois confirme sa robustesse en 2021, et le fait que l'année sous revue s'est avérée porteuse pour les banques luxembourgeoises.

Alors que la somme des bilans des établissements de crédit affichait une tendance plutôt haussière entre le deuxième trimestre 2018 et le premier trimestre 2020, celle-ci s'est inversée au plus fort de la crise sanitaire pour repartir à nouveau à la hausse à partir du deuxième trimestre 2021 et dépasser les encours d'avant crise. La somme des bilans s'est établie à 953,7 milliards d'euros à la fin du mois de décembre 2021, en hausse annuelle de 12,1 %. Cette hausse qui s'élève à 102,6 milliards d'euros découle en grande partie de l'augmentation des créances bancaires.



Sources : BCL, CSSF, CAA

L'analyse de la structure bilancielle met en exergue une forte hausse de l'activité sur le marché inter-bancaire tant à l'actif qu'au passif au cours du deuxième trimestre 2021. En ce qui concerne l'activité avec les contreparties bancaires, on note une hausse des dépôts et des crédits octroyés sur la même période. Les données du premier trimestre 2022 nous permettent d'appréhender les effets de la crise sanitaire sur une période de douze mois. Exception faite du troisième trimestre 2021 où le bilan des établissements de crédit est resté assez stable autour de 920 milliards, on remarque une croissance prononcée sur la période allant de mars 2021 à mars 2022.

Sur la base de chiffres provisoires, le résultat net dégagé par les établissements de crédit a augmenté de 36,7 % en rythme annuel pour s'inscrire à 4,15 milliards d'euros en 2021. Le produit net bancaire s'est inscrit également à la hausse sur la même période, soutenu par une forte progression des commissions nettes perçues, contrairement à la marge d'intérêt qui a poursuivi son recul. Au niveau de l'affectation du produit net bancaire, les postes de frais se sont orientés à la hausse à l'exception des dépréciations nettes, qui, en revanche, ont enregistré une baisse importante par rapport au montant exceptionnellement élevé enregistré en 2020.

Enfin, la position de solvabilité du secteur bancaire demeure confortable. Quel que soit l'indicateur utilisé, les niveaux des ratios se situaient fin 2021 nettement au-dessus des minima réglementaires requis. Ainsi, le niveau du ratio de solvabilité agrégé moyen et du CET1 dépassent les 20 %. En outre, les banques luxembourgeoises affichaient une position de liquidité robuste, attestée par le niveau des ratios de liquidité réglementaires très confortable.

Même si les banques luxembourgeoises restent dans une position de solvabilité et de liquidité favorable et que les risques de solvabilité anticipés en raison de la pandémie ne se sont pas matérialisés jusqu'à présent, la vigilance reste de mise. L'émergence de nouvelles vagues de la pandémie ainsi que la crise géopolitique qui s'est ajoutée avec la guerre russe en Ukraine auraient un impact sur la place financière et seraient vraisemblablement une source d'incertitude additionnelle en 2022. Dans ce contexte, le secteur bancaire luxembourgeois est confronté à de nombreux autres défis, tels que la poursuite de la faible rentabilité, l'inflation et la transformation du métier bancaire dans un environnement concurrentiel très vif (par exemple le développement de l'intermédiation non bancaire, les évolutions technologiques, la digitalisation, les cyber risques, la transition climatique, etc.).

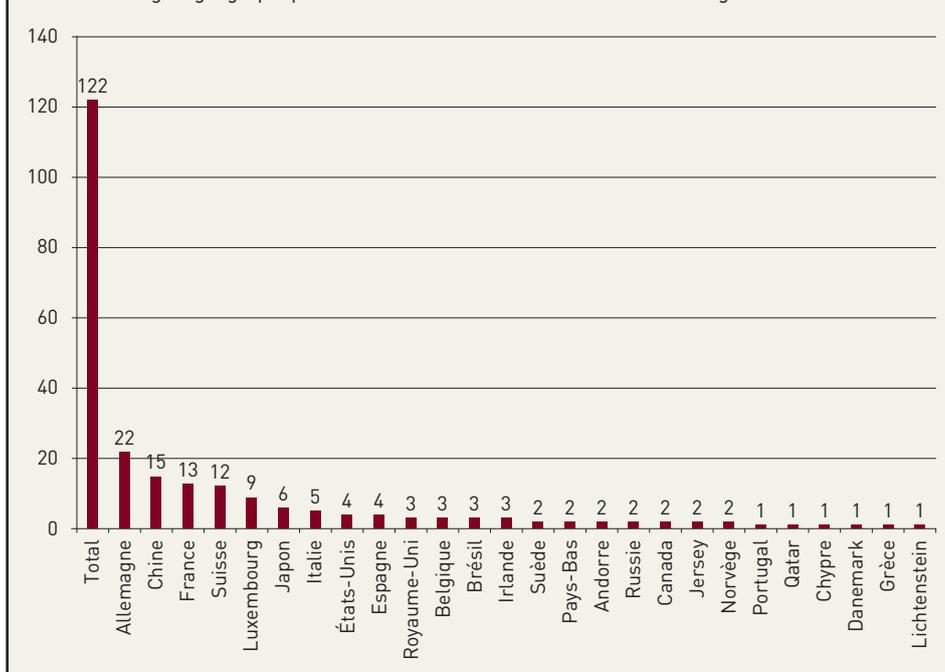
1.1 L'ÉVOLUTION DU NOMBRE D'ÉTABLISSEMENTS DE CRÉDIT ET DE L'EMPLOI DANS LE SECTEUR BANCAIRE

Fin juin 2022, le nombre d'établissements de crédit inscrits sur la liste officielle s'est élevé à 122 unités, soit une diminution de 6 unités par rapport à fin décembre 2020. Il s'agit du nombre le plus bas enregistré depuis plusieurs décennies. En ce qui concerne la répartition géographique, les établissements de crédit établis au Luxembourg proviennent de 26 pays différents (voir graphique 3.2). Les établissements allemands dominent le paysage bancaire de la place financière avec 22 entités, suivis par les établissements chinois (15 entités), français (13 entités) et suisses (12 entités). Il convient de mentionner que 9 établissements de crédit sur les 122 sont d'origine luxembourgeoise. Durant l'année 2021 et les deux premiers trimestres 2022, nous constatons que le nombre d'ouvertures de banques était inférieur à celui des fermetures. En effet, entre janvier 2021 et juin 2022, 5 nouvelles entités ont obtenu une licence bancaire alors que durant la même période 11 entités ont clôturé leurs activités au Luxembourg.

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 quinze 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 débuté dès le

Graphique 3.2

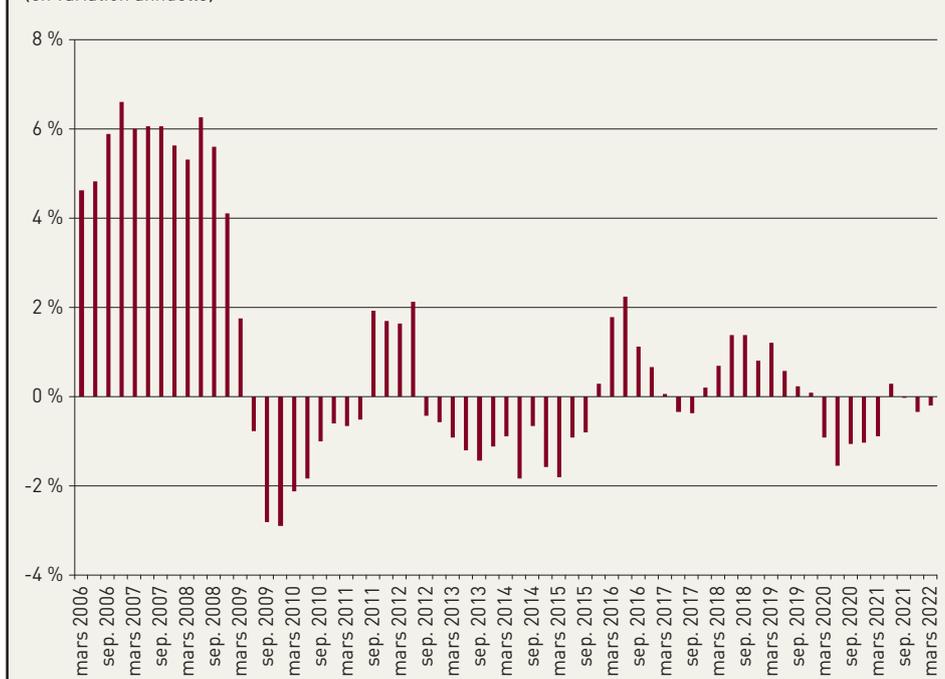
Nombre et origine géographique des établissements de crédit au Luxembourg



Source : BCL

Graphique 3.3

Évolution du taux de croissance de l'emploi bancaire (en variation annuelle)



Source : BCL

début de l'année 2020. Ceci semble être la conséquence de réorganisations structurelles bancaires au niveau européen à la suite du Brexit et de l'intensité de la concurrence sur les segments traditionnels de l'activité d'intermédiation plutôt qu'une conséquence de la pandémie de COVID-19. Cette explication ne découle pas d'analyses de données mais plutôt d'une réflexion qualitative. En effet, les cessations d'activité et les licenciements sont des décisions stratégiques qui exigent l'élaboration d'un plan ne serait-ce que pour minimiser les coûts fixes de sortie. Ainsi, la diminution de l'emploi enregistrée dès janvier 2020 serait la conséquence de décisions prises antérieurement. Un autre facteur qui vient soutenir cette hypothèse est le fait que la presse de l'époque relatait des informations relatives à une restructuration à venir des établissements de crédit au niveau européen à la suite du Brexit. Le réel impact de la COVID-19 devrait se ressentir dès que les aides publiques aux entreprises non financières s'estomperont. Celles-ci pourraient être dans l'incapacité de rembourser leurs crédits, ce qui se traduirait par une progression des crédits non performants dans les bilans des établissements de crédit luxembourgeois.

À la fin du premier trimestre 2022, l'emploi dans le secteur bancaire au Luxembourg s'est élevé à 26 090 individus, reflétant une baisse annuelle de 55 emplois. Par ailleurs, l'évolution trimestrielle est négative depuis le premier trimestre 2020 avec pour seule exception le niveau enregistré au deuxième trimestre de 2021.

1.2 LE BILAN DES ÉTABLISSEMENTS DE CRÉDIT

Alors que la somme des bilans des établissements de crédit affichait une tendance plutôt haussière entre le deuxième trimestre 2018 et le premier trimestre 2020, celle-ci s'est inversée au plus fort de la crise sanitaire pour repartir à la hausse à partir du deuxième trimestre 2021 et dépasser les niveaux d'avant crise. La somme des bilans s'est établie à 1014,9 milliards d'euros à la fin du mois de mai 2022, en hausse annuelle de 13,2 %. Cette hausse, qui a atteint 118 milliards d'euros, découle largement d'une dynamique spécifique aux créances interbancaires. Autrement dit, durant les cinq premiers mois de l'année 2022, la tendance bilancielle haussière s'est poursuivie.

Au niveau du passif, ce sont les dépôts en provenance du secteur non bancaire qui ont contribué à la hausse des ressources bancaires au cours de la même période.

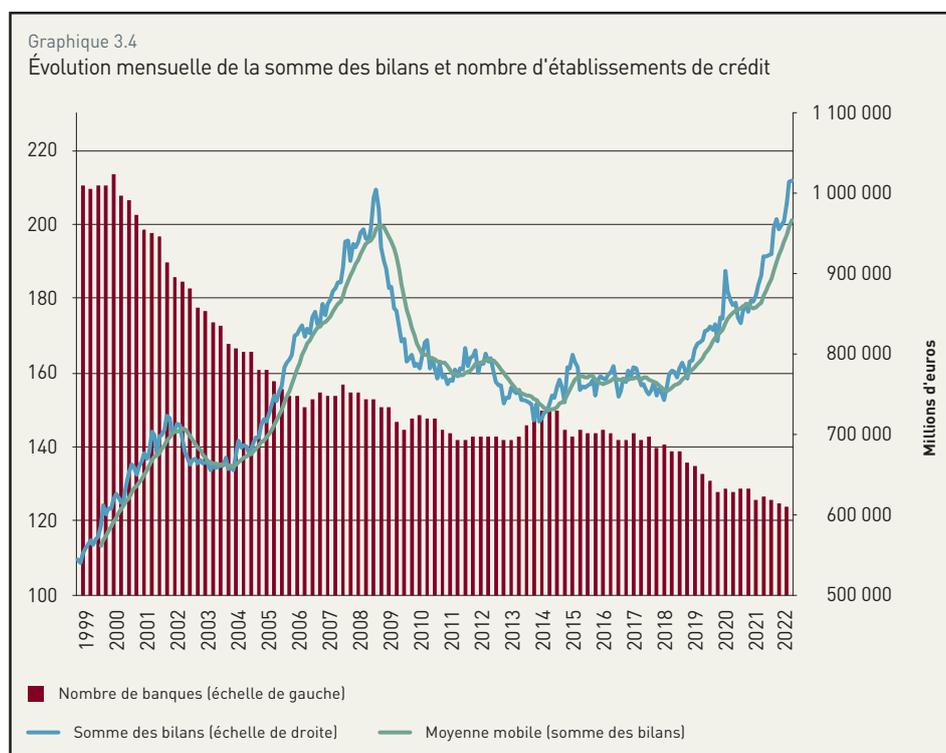
L'analyse de la structure des bilans met en exergue une forte hausse de l'activité sur le marché inter-bancaire tant à l'actif qu'au passif du bilan depuis le deuxième trimestre 2021. En ce qui concerne l'activité avec les contreparties bancaires, on note une hausse des dépôts reçus et des crédits qui lui sont octroyés.

Les chiffres les plus récents étant ceux de mai 2022, ils nous permettent d'appréhender les effets de la crise sanitaire et ceux plus récents induits par la guerre russo-ukrainienne. Exception faite du troisième trimestre 2021 où le bilan des établissements de crédit affichait une certaine stabilité autour de 920 milliards d'euros, on remarque une croissance appréciable sur la période allant de mars 2021 à mai 2022.

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

Fin décembre 2021, les créances interbancaires représentaient une pondération relative de 55,9 %. Elles demeurent la principale composante de l'actif bilanciel. Le volume des crédits octroyés aux autres établissements bancaires s'est élevé à 532,7 milliards d'euros, soit une augmentation de 75,3 milliards par rapport à l'année précédente (tableau 3.1). À la fin du premier trimestre de 2022, cet encours s'élevait à 539 milliards d'euros.

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



Source : BCL

décembre 2021, les crédits octroyés à des entreprises liées ont représenté près de 87 % de l'encours total (hors BCL). Quant aux dépôts en provenance des entreprises liées, ils s'élevaient à environ 77 %.

Tableau 3.1 :

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

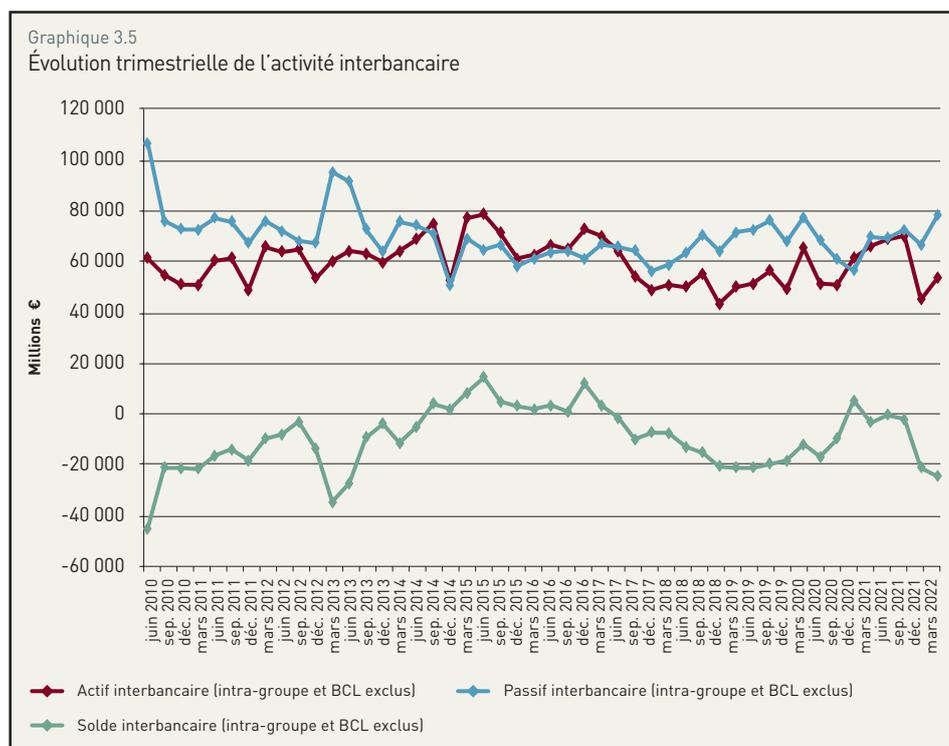
ACTIFS	MONTANTS EN MILLIONS D'EUROS		VARIATION EN MILLIONS D'EUROS ET EN %		POIDS RELATIF ¹⁾
	202105	202205	202105-202205		
			EN MILLIONS D'EUROS	EN %	
Créances interbancaires	491 340	562 962	71 622	14,6	55,5
Créances sur la clientèle	244 892	282 729	37 837	15,5	27,9
Portefeuille titres	139 445	138 821	- 624	-0,4	13,7
Autres actifs	21 286	30 469	9 183	43,1	3,0
Total de l'actif	896 963	1 014 982	118 019	13,2	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 mars 2022, les établissements de crédit luxembourgeois avaient déposé 253,6 milliards d'euros auprès de la BCL. Ce montant se décompose en 147,1 milliards d'euros sur les comptes courants et 106,5 milliards d'euros dans les facilités de dépôt. Les excédents de réserves, ainsi que les montants de facilités de dépôt, ont enregistré une hausse annuelle importante, et ce, malgré un taux de facilité de dépôt négatif. Contrairement aux facilités de dépôts qui se sont stabilisées, cette tendance haussière s'est poursuivie durant les cinq premiers mois de 2022 pour les comptes courants.

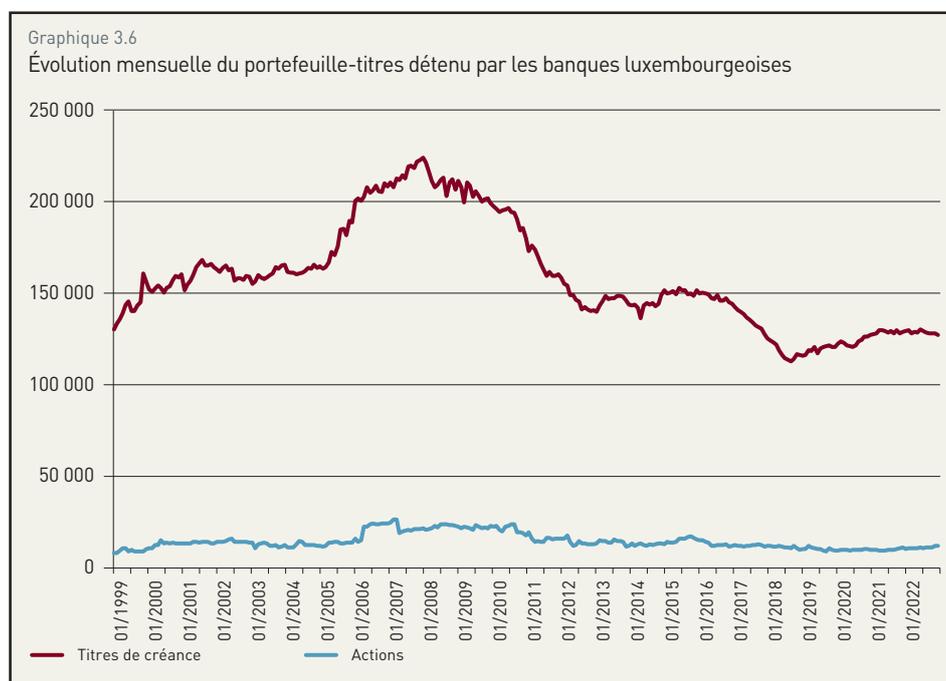
Le taux de facilité de dépôt, qui s'applique également aux réserves excédentaires, a été porté à -0,5 % lors de la réunion du Conseil des gouverneurs de la BCE du 12 septembre 2019 et n'a pas évolué depuis. Pour la période de constitution des réserves prenant fin le 14 juin 2022, l'exigence de réserves obligatoires s'est élevée à 6,2 milliards d'euros. Ainsi, les excédents de réserve de la période s'élevaient à 154,9 milliards d'euros, ce qui représente une forte progression par rapport aux 128 milliards enregistrés lors de la période de constitution des réserves prenant fin le 15 juin 2021. Les montants placés



Source : BCL

dans la facilité de dépôt se sont inscrits à 119,4 milliards d'euros fin mai 2022, à comparer aux 84,3 milliards d'euros fin mai 2021.

Le graphique 3.5 met en exergue l'évolution trimestrielle de l'actif et du passif interbancaires. Néanmoins, afin de différencier l'activité interbancaire intragroupe de l'activité interbancaire intergroupe, les transactions réalisées avec des entreprises liées et avec la BCL ont été retranchées, et ce, afin d'obtenir une image plus fidèle des activités interbancaires. Ainsi, en excluant les activités intragroupes et les opérations avec la BCL, le solde interbancaire a été stable, voire négatif depuis le deuxième trimestre 2017 jusqu'à la fin du quatrième trimestre 2021.



Source : BCL

Les créances sur la clientèle non bancaire ont affiché un encours de 282,8 milliards d'euros fin mai 2022, représentant 27,9 % de l'actif total, en hausse de 37,9 milliards d'euros (15,5 %) par rapport au niveau observé une année auparavant. Cette évolution est largement attribuable à une hausse des créances octroyées aux autres intermédiaires financiers (AIF) et aux sociétés non financières (SNF).

Fin mai 2022, le portefeuille-titres détenu par les établissements de crédit s'est élevé à 138,8 milliards d'euros, enregistrant une baisse de 0,4 % en rythme annuel, soit 0,6 milliards d'euros. Le portefeuille a été constitué à 91,5 % de titres obligataires. Le graphique 3.6 illustre la répartition entre les titres de créances et les actions.

Dans un contexte de réduction du risque de contrepartie, les banques ont privilégié les investissements en dette souveraine des pays du cœur de la zone euro au détriment des pays périphériques et émergents (pour plus de détails, voir encadré 3.1). Fin mai 2022, le portefeuille obligataire s'est élevé à 127,1 milliards d'euros, soit une baisse annuelle de 1,08 %.

Quant aux autres actifs, ils ont enregistré une forte hausse annuelle, soit 9,2 milliards d'euros en mai 2021.

Encadré 3.1 :

CRÉANCES DES ÉTABLISSEMENTS DE CRÉDIT SUR LES ADMINISTRATIONS PUBLIQUES DES PAYS MEMBRES DE L'UNION EUROPÉENNE

Afin d'évaluer le comportement général des banques luxembourgeoises 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

	DÉC. 15	DÉC. 16	DÉC. 17	DÉC. 18	DÉC. 19	MAR. 20	DÉC. 20	DÉC. 21	MAR. 22
Luxembourg	2 971	2 620	2 254	2 086	2 029	2 033	2 044	1 652	1 743
Allemagne	201	263	479	190	239	220	211	102	57
Belgique	1	0	0	0	0	0	0	0	0
Espagne	139	111	96	56	47	62	41	28	28
France	6	5	0	15	19	19	34	0	0
Portugal	55	49	44	38	32	32	26	20	20
Autriche	0	31	30	29	28	28	27	25	25
Pays-Bas	25	25	0	0	0	0	0	0	0
Italie	13	9	10	7	6	5	4	0	0
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	0	0	0	4	4	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
Zone euro	3 411	3 113	2 912	2 421	2 403	2 403	2 387	1 827	1 873
Royaume-Uni	2 488	2 133	2 018	1 764	0	0	0	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	0	0	0
Danemark	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Pologne	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Roumanie	0	0	0	0	0	0	0	0	0
République Tchèque	0	0	0	0	0	0	0	0	0
UE hors zone euro	2 488	2 133	2 018	1 764	0	0	0	0	0
UE	5 899	5 246	4 930	4 185	2 403	2 403	2 387	1 827	1 873
Autres pays	521	877	1 041	923	1 583	157	1 131	1 394	1 413
États-Unis	163	105	73	7	2	3	2	3	3
Suisse	450	401	376	213	290	255	237	0	0
Institutions supranationales	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Japon	0	0	0	0	0	0	0	0	0
Hors UE	1 135	1 383	1 157	1 144	1 875	415	1 370	1 397	1 416
Tous pays	7 034	6 629	6 087	5 329	4 279	2 818	3 757	3 224	3 289

Source : BCL, en millions d'euros, des différences peuvent apparaître en raison des arrondis

Le tableau 3.2 met en évidence une diminution du volume total des crédits accordés en mars 2022 par les banques luxembourgeoises aux administrations publiques par rapport à décembre 2020. En effet, l'encours de ces créances s'est élevé à 3,3 milliards d'euros fin mars 2022, en baisse de 12,5 % par rapport à son niveau de décembre 2020.

Cette baisse s'explique particulièrement par une diminution des encours de créances envers les administrations publiques luxembourgeoises.

DÉTENTION DE TITRES PUBLICS PAR LES ÉTABLISSEMENTS DE CRÉDIT LUXEMBOURGEOIS

Tableau 3.3 :

Encours de titres publics détenus par les établissements de crédit luxembourgeois

	DÉC. 15	DÉC. 16	DÉC. 17	DÉC. 18	DÉC. 19	MAR. 20	DÉC. 20	DÉC. 21	MAR. 22
France	9 383	8 804	7 426	5 827	5 100	5 129	6 619	6 012	5 233
Italie	7 823	6 890	4 916	4 198	3 717	3 613	2 956	2 915	3 159
Allemagne	7 560	7 092	5 742	4 933	4 016	4 030	4 152	4 566	4 177
Belgique	4 421	2 925	3 002	3 201	2 526	2 583	3 118	3 541	3 032
Espagne	3 151	3 087	3 147	2 664	3 972	4 116	3 253	2 830	2 644
Pays-Bas	2 144	1 829	1 275	1 122	900	801	914	541	531
Autriche	2 670	2 489	2 018	1 152	894	957	1 158	964	977
Luxembourg	1 145	1 136	1 348	1 317	1 706	1 698	1 476	1 565	1 307
Portugal	1 057	1 092	983	692	562	683	621	517	483
Irlande	638	431	599	644	522	496	424	575	398
Finlande	705	741	703	396	481	393	444	531	418
Slovaquie	334	274	271	230	263	260	261	247	194
Slovénie	93	95	90	65	65	34	41	55	65
Lituanie	144	137	91	98	105	62	89	35	22
Lettonie	9	30	13	12	35	87	107	118	36
Grèce	3	2	-	-	-	-	-	-	-
Chypre	1	-	-	-	-	-	-	-	-
Malte	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Estonie	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Zone euro	41 281	37 054	31 624	26 551	24 864	24 942	25 634	25 011	22 675
Pologne	718	581	618	768	824	890	846	820	730
Hongrie	236	84	80	10	10	10	12	43	96
Royaume-Uni	544	506	429	494	402	410	1 033	332	200
République Tchèque	262	398	379	203	259	254	353	283	250
Suède	192	30	22	96	75	67	86	114	117
Danemark	28	27	-	-	5	8	2	2	2
Croatie	10	10	12	12	15	9	5	5	5
Bulgarie	-	1	-	-	-	-	-	-	-
Roumanie	-	-	-	-	-	-	-	24	22
UE hors zone euro	1 990	1 637	1 540	1 583	1 590	1 648	2 337	1 625	1 423
UE	43 271	38 691	33 164	28 134	26 454	26 590	27 972	26 636	24 098
États-Unis	5 792	6 680	5 074	6 881	7 027	6 223	6 808	6 222	6 714
Japon	1 382	1 392	865	750	1 028	1 474	806	984	934
Suisse	337	322	247	144	109	108	106	28	26
Autres pays	2 365	3 260	3 017	2 061	3 283	3 544	6 420	6 418	5 045
Institutions supranationales	539	457	354	220	254	256	1 214	1 262	1 398
Hors UE	10 415	12 111	9 557	10 056	11 701	11 605	15 353	14 914	14 117
Tous pays	53 686	50 802	42 721	38 190	38 155	38 195	43 324	41 550	38 215

Source : BCL, en millions d'euros, des différences peuvent apparaître en raison des arrondis

Au 31 mars 2022, le portefeuille de titres publics détenus par les banques au Luxembourg s'est élevé à 38,2 milliards d'euros, enregistrant une baisse annuelle de 12 %. Cette diminution se doit, néanmoins, d'être nuancée. Les titres étant portés à l'actif à leur valeur de marché, il est nécessaire d'établir une distinction entre les effets de valorisation et ceux de transactions afin de comprendre cette évolution. Entre mars 2021 et mars 2022, les effets de transactions ont été moins importants que les effets de valorisation bien que tous les deux négatifs. Ce sont donc les valorisations qui ont diminué les encours enregistrés à la fin du premier trimestre 2022.

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

Au passif du bilan, on observe une augmentation significative des dettes interbancaires ainsi que des dettes envers la clientèle, tandis que les autres postes ont affiché une progression contenue (tableau 3.4).

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⁾
	2021-05	2022-05	2021-05 - 2022-05		2022-05
			EN MILLIONS D'EUROS	EN %	
Dettes interbancaires	287 717	334 292	46 575	16,2	32,9
Dettes envers la clientèle	464 677	530 232	65 555	14,1	52,2
Dettes représentées par un titre	57 401	61 216	3 815	6,6	6,0
Autres passifs	87 167	89 242	2 075	2,4	8,8
Total du passif	896 963	1 014 982	118 019	13,2	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 16,2 % pour s'élever à 334,3 milliards d'euros fin mai 2022. Comme indiqué précédemment, il convient de souligner que les dépôts reçus des entreprises liées représentaient environ 73 % de la dette interbancaire (hors BCL) à la fin du premier trimestre 2022. Le concours en euros de la BCL au financement des établissements de crédit de la zone euro a augmenté de 12,4 milliards d'euros au 31 mai 2022 par rapport à son niveau une année auparavant.

Les dettes envers la clientèle non bancaire représentaient le principal poste du passif du bilan avec un poids relatif de 52,2 %. En effet, l'encours des dépôts s'est élevé à 530,2 milliards d'euros fin mai 2022, en hausse de 14,1 % par rapport à son niveau de l'année précédente. Cette progression a été soutenue principalement par le secteur financier non bancaire et notamment par les dépôts en provenance des AIF, un secteur particulièrement hétérogène et dont l'encours des dépôts est volatil, ainsi que des sociétés non financières.

Le financement par émission de titres de dette a progressé par rapport à l'année précédente pour atteindre 61,2 milliards d'euros fin mai 2022. Tout comme à l'actif, les titres financiers étant comptabilisés à leur juste valeur, les effets de valorisation ont été également pris en compte. Sur une base annuelle, on note une diminution effective des émissions de titres de la part des établissements de crédit de l'ordre de 9,2 milliards d'euros. Pour la même période, les effets de prix et de change furent positifs ; ils s'élevaient à 3,8 milliards d'euros.

À la fin du mois de mai 2022, près de 89 milliards d'euros ont été comptabilisés sous la catégorie des autres passifs, soit une hausse de 2,4 millions par rapport à leur niveau de mai 2021.

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

L'analyse des composantes des agrégats bilanciaux selon les contreparties et leurs zones de résidence géographiques 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 bilanciellles en matière de ressources et de leur emploi.

Elle 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

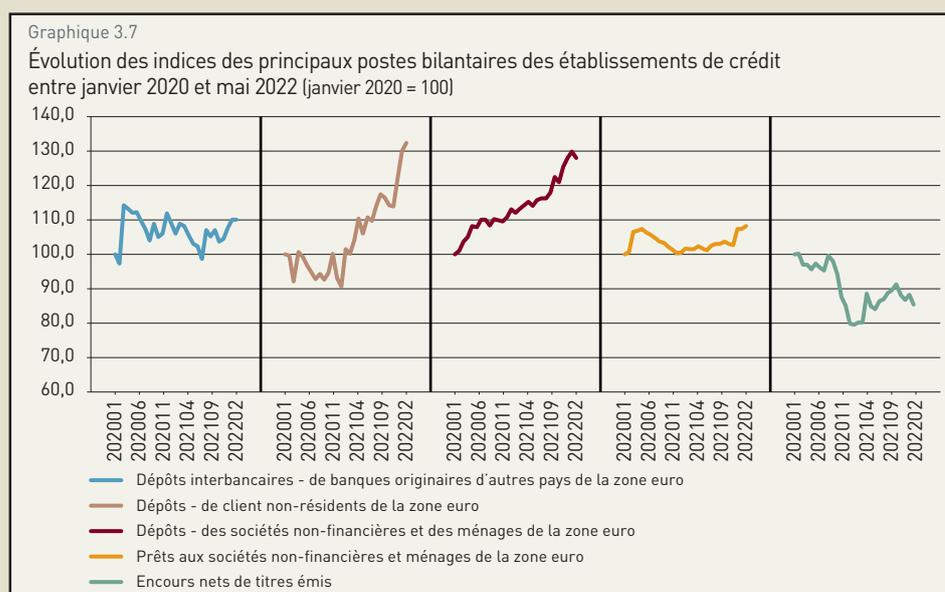
L'évolution des principales sources de financement et des principaux postes de créances des bilans bancaires doit être analysée dans une perspective historique. Il convient de noter que la période de base pour l'analyse de l'évolution temporelle de ces agrégats est fixée à janvier 2020.

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 que depuis l'émergence de la crise sanitaire, cette composante affichait une certaine stabilité.

Quant aux dépôts de la clientèle non résidente de la zone euro, la stabilité qui caractérisait la série s'est rompue dès la fin du premier trimestre 2021. Elle est suivie d'une forte croissance pour le reste de l'année 2021, allant même au-delà du premier trimestre 2022.

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 sur l'activité d'intermédiation bancaire envers le secteur privé non financier. Dans ce contexte, les crédits octroyés au secteur privé non financier de la zone euro ont enregistré une hausse cumulée de 8,3 % sur la période d'observation. Cette progression s'explique par une augmentation des créances envers les AIF (26,1 %), mais aussi celles attribuées aux ménages (20,1 %). Les dépôts en provenance des SNF et des ménages de la zone euro ont enregistré également une croissance annuelle de 28,1% en mai 2022.

L'évolution mensuelle du financement par émission de titres de dette a enregistré une diminution de 15,5 % par rapport au mois de base.



Source : BCL



Les crédits accordés aux résidents du Luxembourg

L'encours des crédits accordés aux contreparties résidentes non bancaires au Luxembourg a progressé de 11,3 % en glissement annuel pour atteindre 117,9 milliards d'euros au 31 mai 2022 (tableau 3.5). Les crédits octroyés ont augmenté pour la plupart des secteurs économiques, notamment pour les AIF, les sociétés d'assurance ainsi que les ménages.

Le financement des administrations publiques luxembourgeoises a reposé, en partie, sur des créances bancaires⁵⁰ dont l'encours a affiché un solde de 1,8 milliard d'euros fin mai 2022, soit une baisse de 0,3 milliard d'euros par rapport à son niveau de l'année précédente. Il est à noter que les administrations publiques luxembourgeoises ne se refinancent pas intégralement par le biais de crédits bancaires. En effet, depuis 2012, l'État luxembourgeois a émis un total de 10 emprunts (ainsi qu'un SUKUK) souverains à long terme, dont l'un a été émis le 14 septembre 2020 (LGX, Luxembourg Green Exchange) pour un montant de 1,5 milliard d'euros. Les montants perçus de ces obligations durables seront exclusivement affectés au financement ou au refinancement de projets éligibles, tels que la construction de bâtiments verts, la transition énergétique, le développement d'un transport à faible émission de carbone, la protection de l'environnement, la gestion de l'eau et des eaux usées, le financement climatique et de la R&D, et l'accès aux services essentiels. Actuellement, les obligations émises par l'État luxembourgeois sont cotées à la Bourse de Luxembourg et sont au nombre de 9, pour un encours nominal de 13,25 milliards d'euros. Le 28 avril 2020, le Luxembourg a émis deux nouvelles obligations, l'une d'un montant de 1,5 milliard d'euros et d'une maturité de 5 ans, tandis que la seconde était d'un montant de 1 milliard et d'une maturité de 10 ans. Le taux pondéré moyen des deux émissions se situe à -0,035 %. L'objectif de cette nouvelle émission obligataire est le financement de la lutte contre la pandémie de COVID-19 ainsi que le soutien des entreprises non financières pour surmonter cette crise. L'État a remboursé au mois de mars 2022 l'emprunt obligataire émis le 21 mars 2012 et arrivé à échéance pour un montant de 1 milliard d'euros et dont le taux d'intérêt était de 2,25 %.

Le secteur des AIF, composé en partie par les fonds d'investissement non monétaires, est caractérisé par une demande de crédit dépendante de l'évolution des marchés financiers. Les crédits aux AIF ont augmenté de 9,5 milliards d'euros en comparaison annuelle, portant l'encours à 41,9 milliards d'euros fin mai 2022.

En ce qui concerne le secteur privé non financier, le volume des crédits accordés aux SNF a connu une diminution de 3,0 % en rythme annuel pour s'établir à 28,0 milliards d'euros à la fin du mois de mai 2022. Enfin, les crédits aux ménages et ISBLM ont représenté 38,9 % de l'ensemble des créances accordées aux contreparties privées non financières. Ainsi, l'encours des créances vis-à-vis de cette catégorie a atteint 45,8 milliards d'euros fin mai 2022, soit une progression annuelle de 8,2 %. L'encadré 3.3 relatif à l'enquête sur la distribution du crédit bancaire décrit les comportements des banques en matière d'attribution de crédit ainsi que les facteurs sous-jacents aux facilités et/ou aux contraintes de financement de l'économie.

50 Les créances extrabudgétaires, telles que celles accordées à la CFL, ne sont pas couvertes.

Tableau 3.5 :

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⁾
	2021-05	2022-05	2021-05 - 2022-05		2022-05
			EN MILLIONS D'EUROS	EN %	
Administrations publiques	2 126	1 795	- 331	-15,6	1,5
Autres intermédiaires financiers	32 339	41 863	9 524	29,5	35,5
Sociétés d'assurances et fonds de pension	227	399	171	75,2	0,3
Sociétés non financières	28 899	28 041	- 858	-3,0	23,8
Ménages & ISBLM	42 356	45 809	3 453	8,2	38,9
Crédits à la consommation	1 717	1 776	59	3,4	3,9
Crédits immobiliers	37 580	40 766	3 186	8,5	89,0
Autres crédits	3 059	3 266	208	6,8	7,1
Total	105 947	117 907	11 959	11,3	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 au total des crédits aux ménages

Encadré 3.3 :

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

Lors de la dernière enquête en juillet 2022, les banques au Luxembourg ont déclaré qu'elles ont durci les critères d'octroi⁵¹ appliqués aux prêts aux entreprises au cours du deuxième trimestre (graphique 3.8). Le durcissement était plus prononcé pour les prêts aux PME que pour les grandes entreprises et il était concentré sur les prêts à long terme, avec peu d'effet pour les prêts à court terme. Quant aux facteurs influençant ces décisions, les banques ont souligné une détérioration de leur perception des risques liés à la situation et aux perspectives économiques globales, y compris celles liées au secteur des entreprises, ainsi qu'une diminution de leur tolérance au risque. Elles ont également signalé une détérioration de leur accès aux financements de marché.

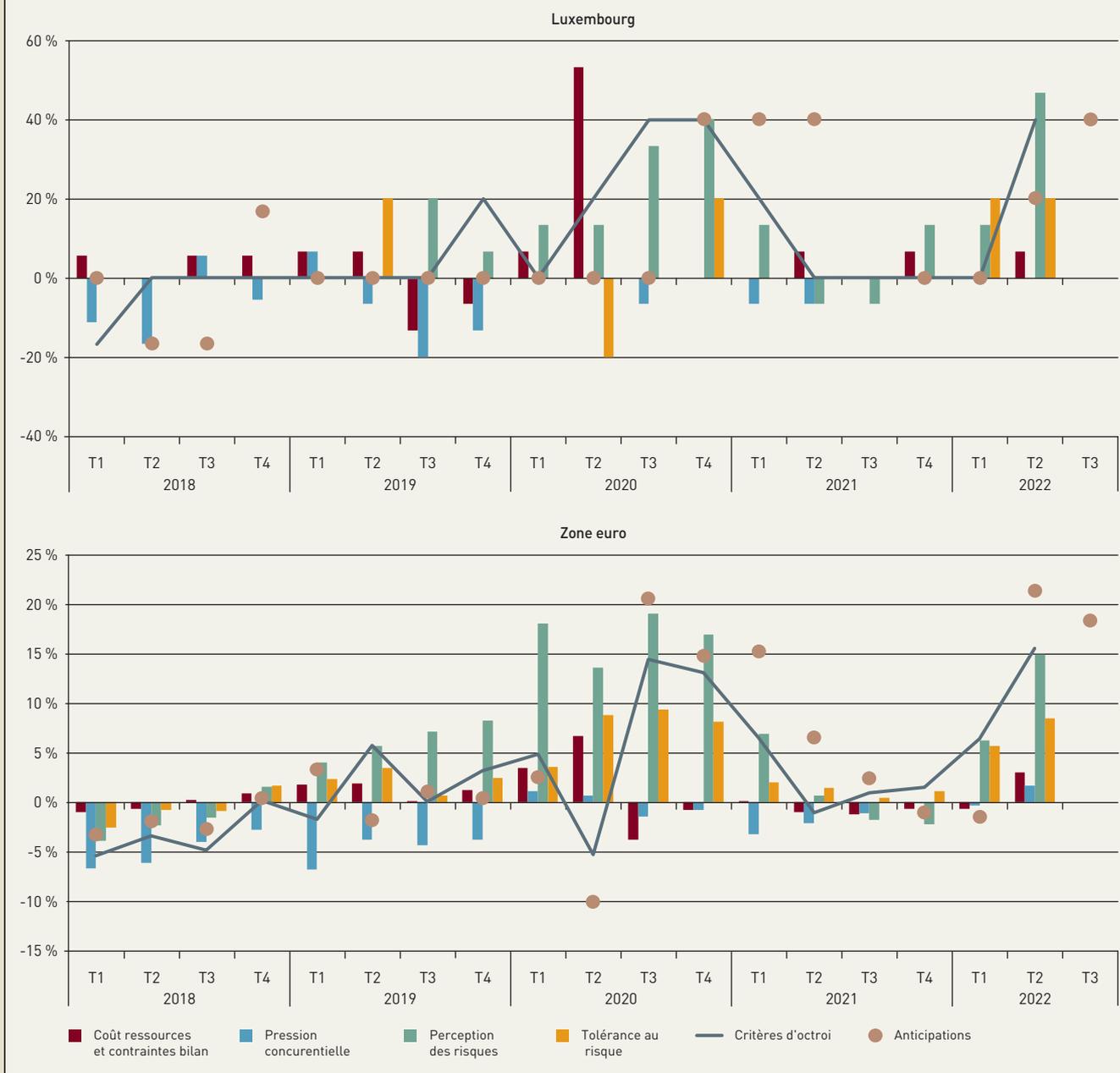
Au niveau de la zone euro, les banques ont également durci leurs critères d'octroi pour les prêts aux entreprises au cours du deuxième trimestre. Elles ont principalement attribué ce durcissement à une dégradation de leur perception des risques concernant l'activité économique et à une diminution de leur tolérance au risque.

Pour le troisième trimestre 2022, les banques ont déclaré s'attendre à un durcissement de leurs critères d'octroi pour les prêts aux entreprises au Luxembourg comme dans la zone euro.

51 Les critères d'octroi des crédits sont les directives ou les critères internes selon lesquels une banque octroie les crédits. Ils sont fixés préalablement à la négociation relative aux conditions du crédit et à la décision d'octroi ou de refus.

Graphique 3.8

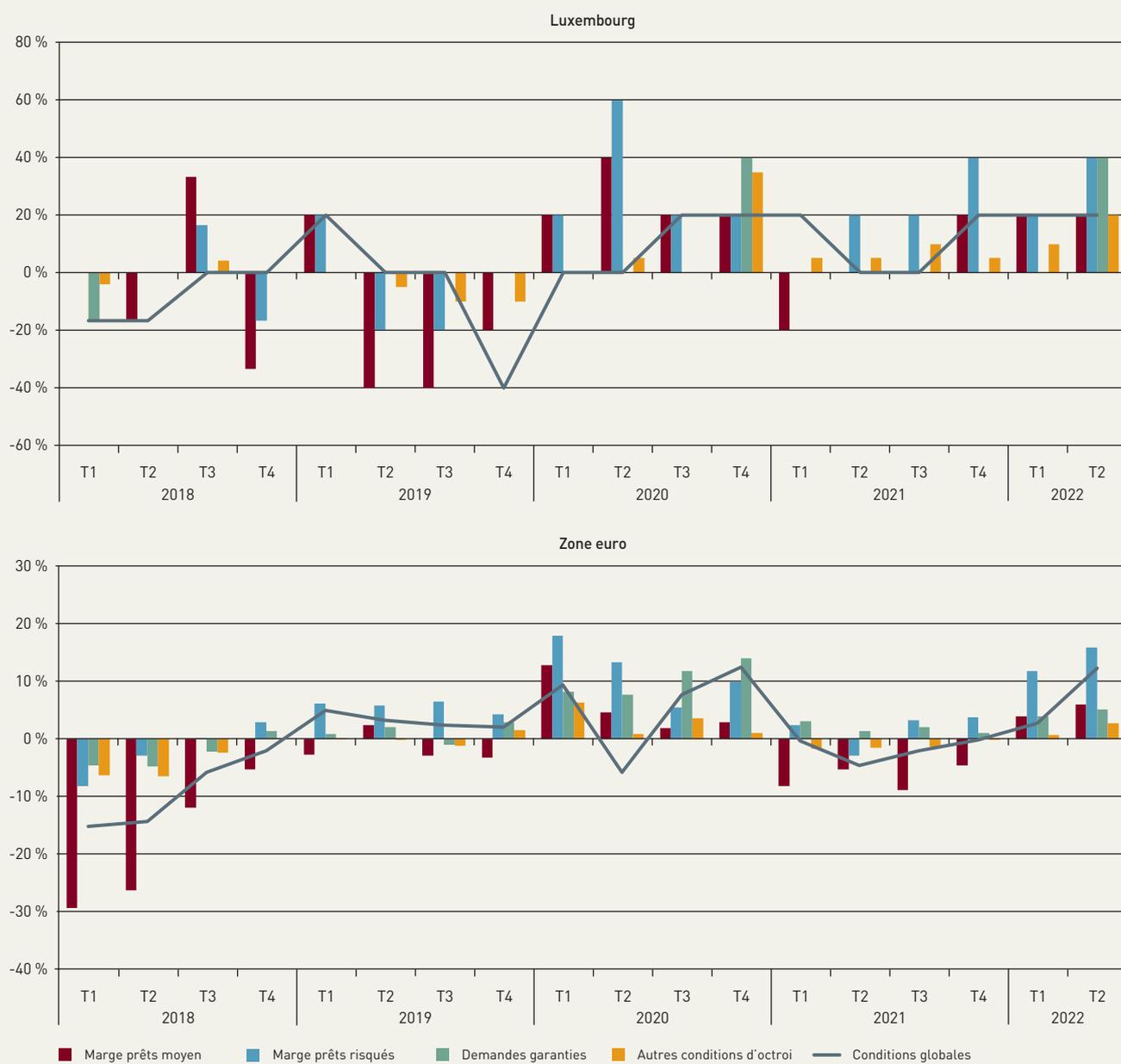
Évolution des critères d'octroi des prêts accordés aux entreprises et sélection de facteurs ayant contribué à cette évolution (en pourcentages nets⁵²)



Sources : BCL, BCE

52 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 3.9
Évolution des conditions d'octroi des prêts accordés aux entreprises (en pourcentages nets)



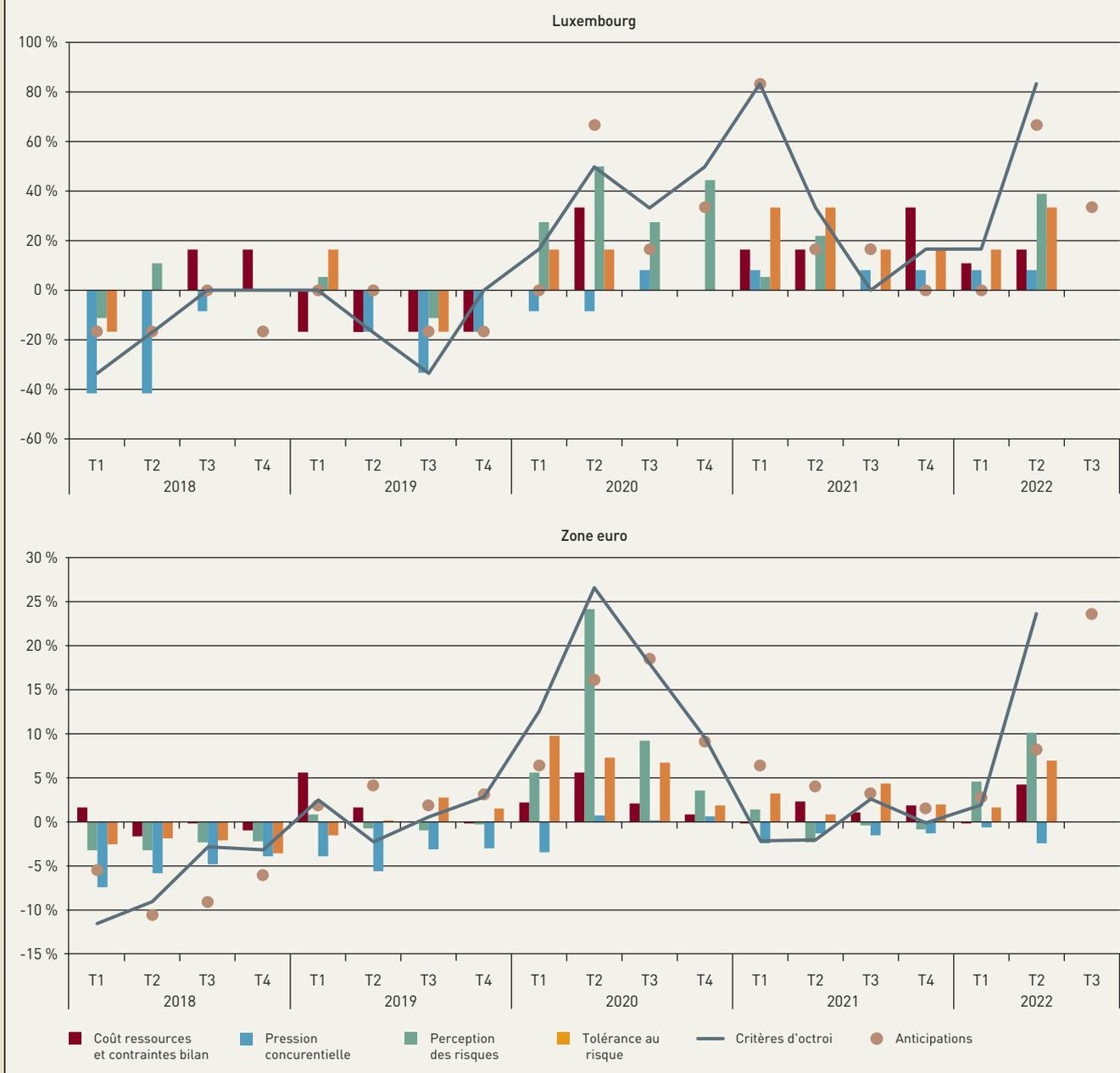
Sources : BCL, BCE

Concernant les conditions d'octroi⁵³, pour les prêts aux entreprises, les banques au Luxembourg ont signalé un durcissement au cours du deuxième trimestre, en augmentant leurs marges, à la fois pour les prêts à risque moyen et pour les

⁵³ Les conditions d'octroi des crédits se rapportent aux conditions d'un crédit que la banque est prête à octroyer, c'est-à-dire les conditions du crédit réellement approuvées ainsi que déterminées dans le contrat de prêt qui avait été conclu entre la banque (le prêteur) et l'emprunteur.

Graphique 3.10

Évolution des critères d'octroi des prêts à l'habitat accordés aux ménages et facteurs ayant contribué à cette évolution (en pourcentages nets)

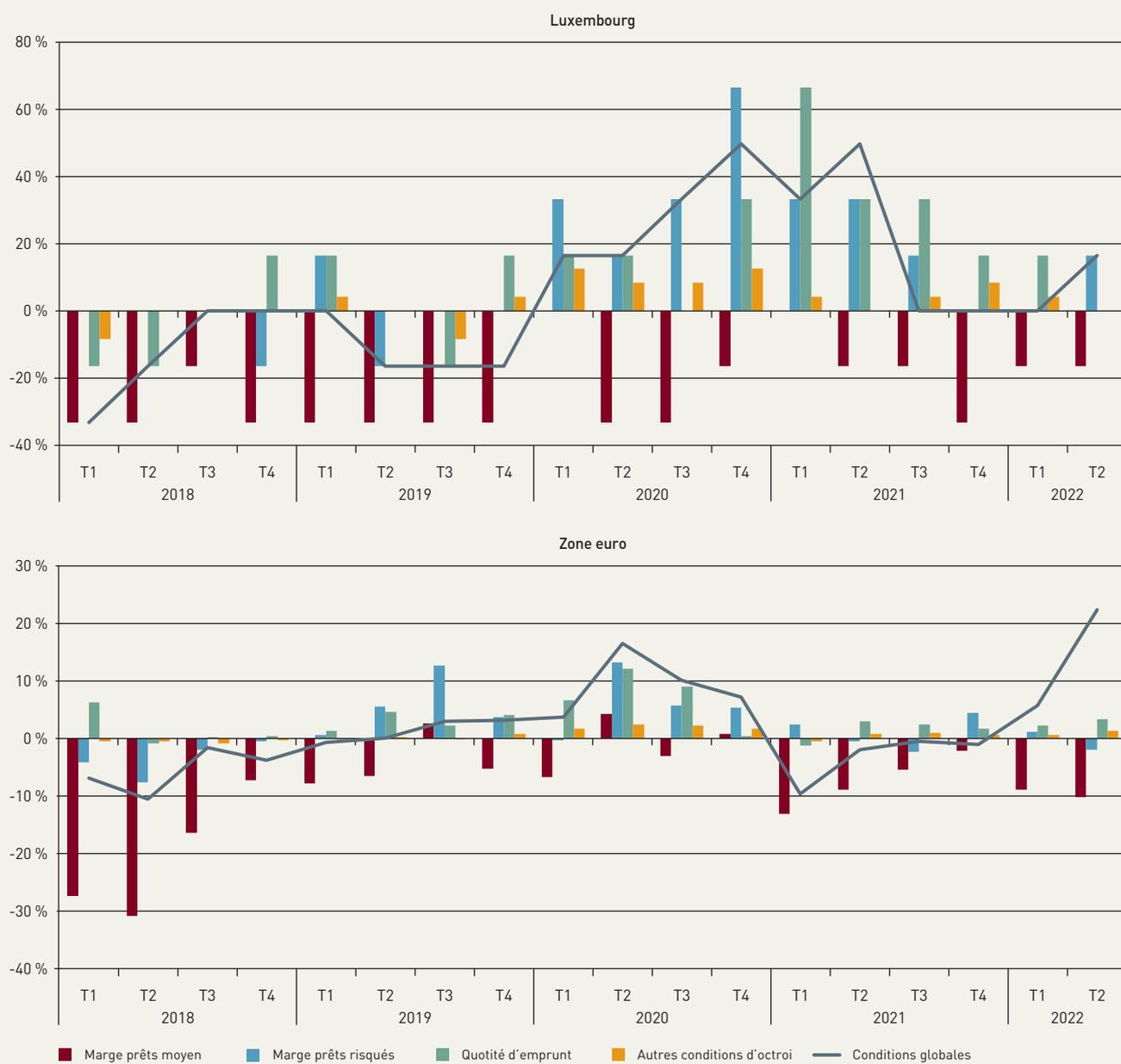


Sources : BCL, BCE

prêts plus risqués (graphique 3.9). Elles ont également durci les conditions à travers leurs demandes de garanties et les frais liés aux prêts. Au niveau de la zone euro, les banques ont aussi déclaré un durcissement des conditions, par une augmentation de leurs marges sur les prêts plus risqués et, dans une moindre mesure, sur les prêts de risque moyen. Les banques de la zone euro ont aussi reconnu avoir diminué le montant moyen du prêt et avoir augmenté leurs frais.

Graphique 3.11

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



Sources : BCL, BCE

Concernant les prêts à l'habitat octroyés aux ménages, les banques au Luxembourg ont déclaré qu'elles ont durci leurs critères d'octroi au cours du deuxième trimestre (graphique 3.10). Elles expliquent ce durcissement surtout par une détérioration de leur perception des risques concernant la situation et les perspectives économiques et de la solvabilité de l'emprunteur. Elles ont également indiqué une diminution de leur tolérance au risque, une augmentation de leur coût des ressources et un resserrement des contraintes de bilan. Au niveau de la zone euro, les banques ont aussi signalé



un durcissement de leurs critères d'octroi, en notant une détérioration de leur perception des risques liés au marché du logement et à la solvabilité de l'emprunteur et également une diminution de leur tolérance au risque.

Pour le troisième trimestre 2022, les banques ont déclaré s'attendre à un durcissement supplémentaire de leurs critères d'octroi pour les prêts immobiliers aux ménages au Luxembourg comme dans la zone euro.

Concernant les conditions d'octroi des prêts à l'habitat, les banques au Luxembourg ont rapporté une augmentation de leurs marges sur les prêts risqués mais une réduction de leurs marges sur les prêts de risque moyen (graphique 3.11). Dans la zone euro, les banques ont diminué leurs marges sur les prêts à risque moyen et réduit leur quotité d'emprunt.

L'enquête de juillet 2022 incorporait également des questions spécifiques aux banques sur l'impact que la situation sur les marchés financiers a pu avoir sur leurs conditions d'accès au financement (de détail et de marché).

Pour le deuxième trimestre 2022, les banques luxembourgeoises n'ont pas signalé de changement pour leur accès au financement de détail. A l'opposé, elles ont constaté une détérioration de leur financement à moyen et long terme à travers les titres de créance, mais avec une légère amélioration de leur accès au marché monétaire à court terme. Pour le troisième trimestre 2022, elles anticipent une nouvelle détérioration de leur accès au financement par titres de créance à moyen et long terme.

Selon les banques de la zone euro, l'accès au financement de marché s'est détérioré au cours du deuxième trimestre 2022 en raison du processus de normalisation de la politique monétaire entamé par les principales banques centrales. Par contre, les banques ont signalé une légère amélioration de leur accès au financement de détail. Pour le troisième trimestre 2022, les banques de la zone euro anticipaient une nouvelle détérioration de leur accès au financement de détail et de marché.

Une deuxième question *ad hoc* s'est focalisée sur l'incidence du ratio de prêts non performants (NPL) sur la politique de prêt des banques. Selon les banques luxembourgeoises, le ratio de NPL n'a pas eu d'effet au cours du premier semestre 2022 sur leurs critères et conditions d'octroi de crédits, que ce soit pour les entreprises ou pour les prêts accordés aux ménages. Néanmoins, les banques ont indiqué un effet durcissant attribué à la fois aux pressions relatives aux exigences prudentielles ou réglementaires, à leur perception des risques économiques et à leur tolérance à l'égard de ces risques. Pour le deuxième semestre 2022, les banques anticipaient que le ratio des NPL aurait un effet durcissant pour les prêts à l'habitat et pour les prêts à la consommation aux ménages. Quant aux banques dans la zone euro, elles anticipent que le ratio NPL aurait un effet légèrement durcissant sur les critères et les conditions d'octroi des prêts aux entreprises, mais pas d'effet pour les prêts aux ménages.

Une troisième question portait sur l'évolution de la politique de prêt et de la demande de prêts des principaux secteurs d'activité économique. Selon les banques luxembourgeoises, les prêts destinés à l'immobilier commercial et résidentiel ont subi un durcissement des critères d'octroi au cours du premier semestre 2022 comme, mais dans une moindre mesure, les prêts accordés à l'industrie manufacturière. Les banques ont également constaté une baisse de la demande pour tous les secteurs d'activité économique, à l'exception du secteur des services. Pour le deuxième semestre 2022 et en dehors du secteur des services, les banques anticipaient un nouvel durcissement de leurs critères d'octroi de crédits et une baisse de la demande pour l'ensemble des secteurs économiques. Au niveau de la zone euro, les banques ont indiqué qu'au premier semestre 2022, leurs critères et conditions d'octroi de crédit ont été durcies pour la plupart des secteurs d'activité. Au cours des six prochains mois, les banques de la zone euro anticipaient un durcissement additionnel pour les principaux secteurs d'activités économiques.

Les crédits accordés aux autres pays de la zone euro

Comme illustré dans le tableau 3.6, les crédits accordés aux autres pays de la zone euro en mai 2022 se sont inscrits en hausse en comparaison annuelle.

La part relative des crédits octroyés aux SNF représente plus de la moitié de l'encours total des crédits alloués aux résidents des autres pays de la zone euro. Elle s'élevait à 54,0 % à la fin du mois de mai 2022. Les crédits accordés aux entreprises ont affiché une hausse de 3,8 milliards d'euros en comparaison annuelle, portant l'encours à 46,5 milliards d'euros.

Les crédits aux AIF ont, quant à eux, enregistré une augmentation de 3,5 milliards d'euros pour atteindre un encours de 18,9 milliards d'euros au 31 mai 2022.

Enfin, la hausse annuelle des crédits aux ménages et ISBLM non-résidents a progressé de 15,1 % en mai 2022. Les trois composantes des crédits, à savoir les crédits à la consommation, les crédits immobiliers et les autres crédits ont affiché une dynamique ascendante.

Tableau 3.6 :

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⁾
	2021-05	2022-05	2021-05 - 2022-05		
			EN MILLIONS D'EUROS	EN %	2022-05
Administrations publiques	176	98	-78	-44,1	0,1
Autres intermédiaires financiers	15 448	18 941	3 493	22,6	22,0
Sociétés d'assurances et fonds de pension	3 715	3 444	-272	-7,3	4,0
Sociétés non financières	42 729	46 529	3 801	8,9	54,0
Ménages & ISBLM	14 961	17 227	2 266	15,1	20,0
Crédits à la consommation	3 052	4 621	1 570	51,4	26,8
Crédits immobiliers	2 730	2 882	151	5,5	16,7
Autres crédits	9 179	9 724	545	5,9	56,4
Total	77 030	86 240	9 210	12,0	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 au total des crédits aux ménages

Les crédits accordés au reste du monde

Les crédits octroyés aux contreparties non bancaires hors zone euro ont fortement progressé durant la période d'observation (tableau 3.7). Fin mai 2022, ces crédits s'élevaient à 78,6 milliards d'euros, soit une augmentation de 26,9 % par rapport à l'encours de fin mai 2021. 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 de valorisation sur leur évolution.

La plupart des secteurs économiques ont affiché une hausse des crédits qui leur ont été octroyés. Les encours de crédits aux SNF, dont la part était de 59,8 % de l'encours total des crédits octroyés à la clientèle du reste du monde, ont enregistré une croissance annuelle de 32,1 % et s'élevait à 46,9 milliards d'euros. Les prêts octroyés aux AIF, qui représentent 23,3 % de l'encours total, ont affiché une croissance annuelle de 26,7 %.

Tableau 3.7 :

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⁾
	2021-05	2022-05	2021-05 - 2022-05		2022-05
			EN MILLIONS D'EUROS	EN %	
Administrations publiques	1 973	1 483	- 490	-24,8	-24,8
Autres intermédiaires financiers	14 433	18 288	3 856	26,7	26,7
Sociétés d'assurances et fonds de pension	131	155	24	18,4	18,4
Sociétés non financières	35 571	46 972	11 401	32,1	32,1
Ménages & ISBLM	9 807	11 684	1 877	19,1	19,1
Total	61 915	78 582	16 668	26,9	100,0

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

¹⁾ Les données ont été révisées pour tenir compte d'informations nouvelles.

Les dépôts de la clientèle non bancaire

Première source de financement des établissements de crédit, les dépôts de la clientèle non bancaire ont enregistré une hausse annuelle de 31,7 milliards d'euros, soit 10,8 %. Une part significative (71,2 %) de cette source de financement vient du secteur des AIF, dont les dépôts ont affiché une très forte progression annuelle.

Les dépôts des résidents du Luxembourg

Fin mai 2022, les dépôts de la clientèle non bancaire luxembourgeoise se sont élevés à 326,2 milliards d'euros, en hausse de 31,7 milliards d'euros en comparaison annuelle. Cette évolution s'explique par une progression des dépôts des autres intermédiaires financiers et des sociétés non financières (tableau 3.8).

Au 31 mai 2022, l'encours des dépôts en provenance des AIF s'est élevé à 232,3 milliards d'euros. Cet encours représentait 71,2 % du total des dépôts de la clientèle non bancaire résidente. Il a enregistré une augmentation annuelle de 11,4 %, soit 23,8 milliards d'euros.

Quant aux dépôts des ménages et ISBLM, ils ont progressé de 17,1 %, soit une hausse de 3,2 milliards d'euros. Fin mai 2022, les dépôts collectés auprès de ce secteur s'élevaient à 45,7 milliards d'euros. Les montants déposés par les SNF ont enregistré une hausse annuelle de 17,1 % en mai 2022.

Tableau 3.8 :

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⁾
	2021-05	2022-05	2021-05 - 2022-05		2022-05
			EN MILLIONS D'EUROS	EN %	
Administrations publiques	11 708	12 965	1 257	10,7	4,0
Autres intermédiaires financiers	208 468	232 327	23 859	11,4	71,2
Sociétés d'assurances et fonds de pension	11 313	13 128	1 815	16,0	4,0
Sociétés non financières	18 810	22 033	3 223	17,1	6,8
Ménages & ISBLM	44 153	45 742	1 590	3,6	14,0
Total	294 451	326 195	31 744	10,8	100,0

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

¹⁾ Les données ont été révisées pour tenir compte d'informations nouvelles.

Les dépôts 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 15,3 milliards d'euros et un encours de 103,9 milliards d'euros fin mai 2022 (tableau 3.9).

Au 31 mai 2022, la croissance annuelle des dépôts des AIF était de 14,4 % pour s'établir à 51,2 milliards d'euros. Les dépôts de cette catégorie représentent 49,2 % des dépôts en provenance des autres pays membres de la zone euro. Les dépôts des SNF ont atteint 21,4 milliards d'euros, soit une hausse annuelle de 4,8 milliards d'euros.

Les dépôts des ménages et ISBLM se sont également inscrits en hausse avec une progression de 2,6 milliards d'euros pour porter l'encours à 24,4 milliards d'euros fin mai 2022.

Tableau 3.9 :

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⁾
	2021-05	2022-05	2021-05 - 2022-05		2022-05
			EN MILLIONS D'EUROS	EN %	
Administrations publiques	1 007	1 652	645	64,0	1,6
Autres intermédiaires financiers	44 716	51 164	6 448	14,4	49,2
Sociétés d'assurances et fonds de pension	4 502	5 341	839	18,6	5,1
Sociétés non financières	16 589	21 379	4 790	28,9	20,6
Ménages & ISBLM	21 804	24 398	2 594	11,9	23,5
Total	88 618	103 934	15 316	17,3	100,0

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

¹⁾ Les données ont été révisées pour tenir compte d'informations nouvelles.

Les dépôts des résidents du reste du monde

Les dépôts des contreparties ne résidant pas dans la zone euro ont affiché une importante hausse de 18,4 milliards d'euros pour atteindre un encours de 100,1 milliards d'euros (tableau 3.10) au 31 mai 2022. Cette augmentation est principalement due à la hausse des dépôts des AIF et des SNF qui s'élevaient respectivement à 8,8 et 6,9 milliards d'euros. Les dépôts des sociétés d'assurance et fonds de pension ont connu une évolution opposée. Ils ont enregistré des baisses de 0,5 milliard d'euros par rapport à l'année précédente.

Tableau 3.10 :

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⁾
	2021-05	2022-05	2021-05 - 2022-05		2022-05
			EN MILLIONS D'EUROS	EN %	
Administrations publiques	1 060	2 801	1 741	164,2	2,8
Autres intermédiaires financiers	47 799	56 577	8 778	18,4	56,5
Sociétés d'assurances et fonds de pension	3 800	3 295	-504	-13,3	3,3
Sociétés non financières	8 710	15 592	6 882	79,0	15,6
Ménages & ISBLM	20 239	21 836	1 597	7,9	21,8
Total	81 608	100 102	18 494	22,7	100,0

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

¹⁾ Les données ont été révisées pour tenir compte d'informations nouvelles.

1.4 LE COMPTE DE PROFITS ET PERTES DES ÉTABLISSEMENTS DE CRÉDIT

À la fin de l'année 2021, le résultat net dégagé par les établissements de crédit de la place financière (y compris leurs succursales à l'étranger) a augmenté de 36,7 % en rythme annuel pour s'inscrire à 4,15 milliards d'euros en 2021. Le tableau 3.11 ci-dessous reprend les rubriques du compte de profits et pertes pour les deux derniers exercices annuels et retrace les évolutions brutes et relatives.

Le produit net bancaire s'est inscrit à la hausse en 2021, porté par une forte progression des commissions nettes perçues. Notons que la marge d'intérêt a légèrement reculé. Au niveau de l'affectation du produit net bancaire, les postes de frais se sont orientés à la hausse. À ce titre, les dépréciations nettes ont nettement baissé par rapport au montant exceptionnellement important en 2020, montant à considérer toutefois dans le contexte de la crise sanitaire.

En mars 2022, sur base de chiffres provisoires, nous constatons que le produit net bancaire s'inscrit à la hausse avec 3,7% alors que le résultat avant provisions, dépréciations et impôts diminue de 2,4%.

Dans la mesure où le premier trimestre n'est que partiellement influencé par le début de la guerre en Ukraine, il importe de noter que le résultat de ce premier trimestre ne permet pas de faire des estimations, voire de tirer des conclusions, quant au résultat de l'année 2022.

Tableau 3.11 :

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	2020	2021	2020	2021
			VARIATION EN TERMES BRUTS	VARIATION EN POURCENT
1) Produits d'intérêts	11 035	10 024	-1 011	-9,2
2) Intérêts bonifiés	5 781	4 913	- 868	-15,0
3) Marge sur intérêts (1-2)	5 254	5 111	- 143	-2,7
4) Revenus nets sur commissions	5 886	7 003	1 118	19,0
5) Revenus sur opérations de change	585	345	- 240	-41,0
6) Dividendes reçus	541	887	346	63,9
7) Autres revenus nets	335	588	254	75,7
8) Revenus hors intérêts (4+5+6+7)	7 346	8 824	1 478	20,1
9) Produit bancaire (3+8)	12 600	13 934	1 334	10,6
10) Frais de personnel	3 744	3 997	253	6,8
11) Frais d'exploitation	3 388	3 932	544	16,1
12) Frais de personnel et d'exploitation (10+11)	7 132	7 929	797	11,2
13) Amortissements sur immobilisé non financier	717	756	39	5,4
14) Résultats avant provisions, dépréciations et impôts (9-12-13)	4 751	5 249	498	10,5
15) Constitution nette de provisions	108	89	- 19	-17,6
16) Dépréciations nettes	906	121	- 784	-86,6
17) Résultats divers	- 48	19	66	139,2
18) Résultat avant impôts (14-15-16)	3 690	5 058	1 368	37,1
19) Impôts	655	907	253	38,6
20) Résultat net (18-19)	3 036	4 151	1 115	36,7

Sources : CSSF, calculs BCL

Encadré 3.4 :

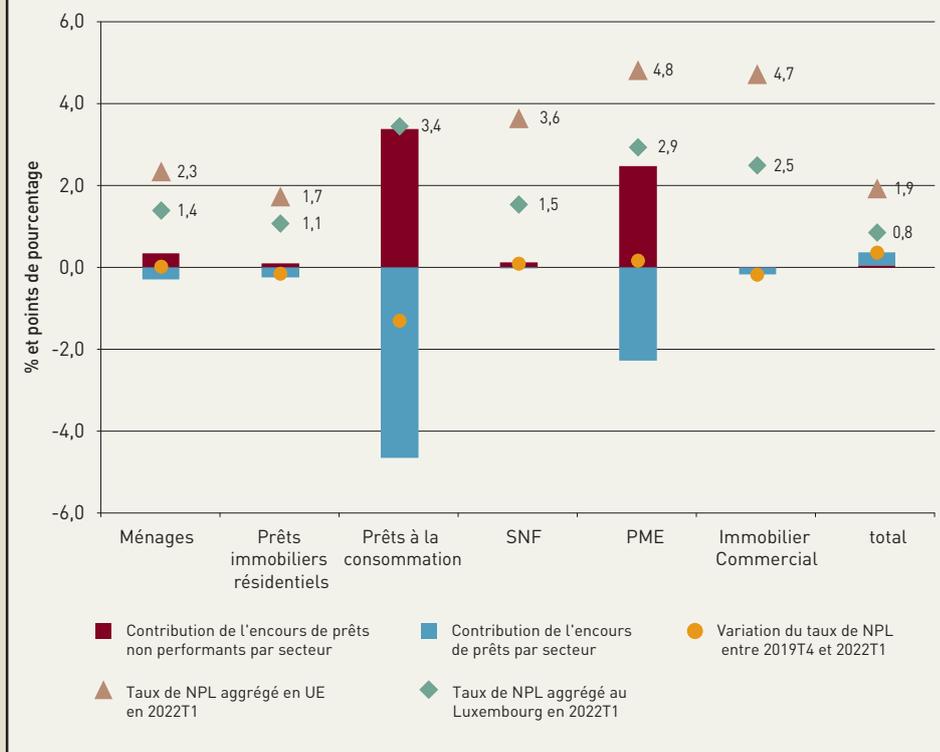
L'IMPACT DE LA PANDÉMIE SUR L'ÉVOLUTION DE LA QUALITÉ DE L'ACTIF DES BANQUES AU LUXEMBOURG

La pandémie de COVID-19 a engendré en 2020 une contraction sans précédent de l'économie mondiale, caractérisée par un double choc d'offre et de demande. Les banques ont alors fait face à une augmentation du risque de défaut de paiement, notamment dans les secteurs les plus touchés par les mesures de restriction mises en place pour contenir la pandémie. Pour cette raison, la résilience du secteur bancaire luxembourgeois doit s'évaluer à l'aune de la qualité de ses actifs, car les prêts ou expositions non performant(e)s⁵⁴ (NPL/NPE) pourraient peser à terme sur la capacité du secteur bancaire à financer l'économie.

54 Selon la définition de l'Autorité bancaire européenne, les prêts ou expositions non performant(e)s doivent satisfaire l'un ou l'autre des critères suivants : (a) des expositions importantes qui sont en souffrance depuis plus de 90 jours ; et (b) le débiteur est considéré comme peu susceptible de s'acquitter intégralement de ses obligations de crédit sans réalisation de la garantie, indépendamment de l'existence d'un montant en souffrance ou du nombre de jours de retard.

Graphique 3.12

Évolution des ratios de prêts non performants par secteur économique en 2019T4 et 2022T1



Sources : CSSF et ABE, calculs BCL pour le Luxembourg. Période : 2019T4-2022T1. Contreparties domestiques et non domestiques. Pas de données au niveau européen pour les prêts à la consommation

En 2021, la qualité des actifs des banques luxembourgeoises, mesurée par les ratios de prêts non performants, est restée relativement stable malgré la pandémie. Au niveau agrégé, le ratio des prêts non performants pour l'ensemble des contreparties financières et non financières a progressé de 0,3 point de pourcentage (p.p.) au cours de l'année 2021 et a atteint, au quatrième trimestre, 0,8 % de l'encours total de prêts au secteur privé (graphique 3.12). Ce taux, largement inférieur à la moyenne des pays de l'Union européenne de 2 %, est resté inchangé au premier trimestre de l'année 2022.

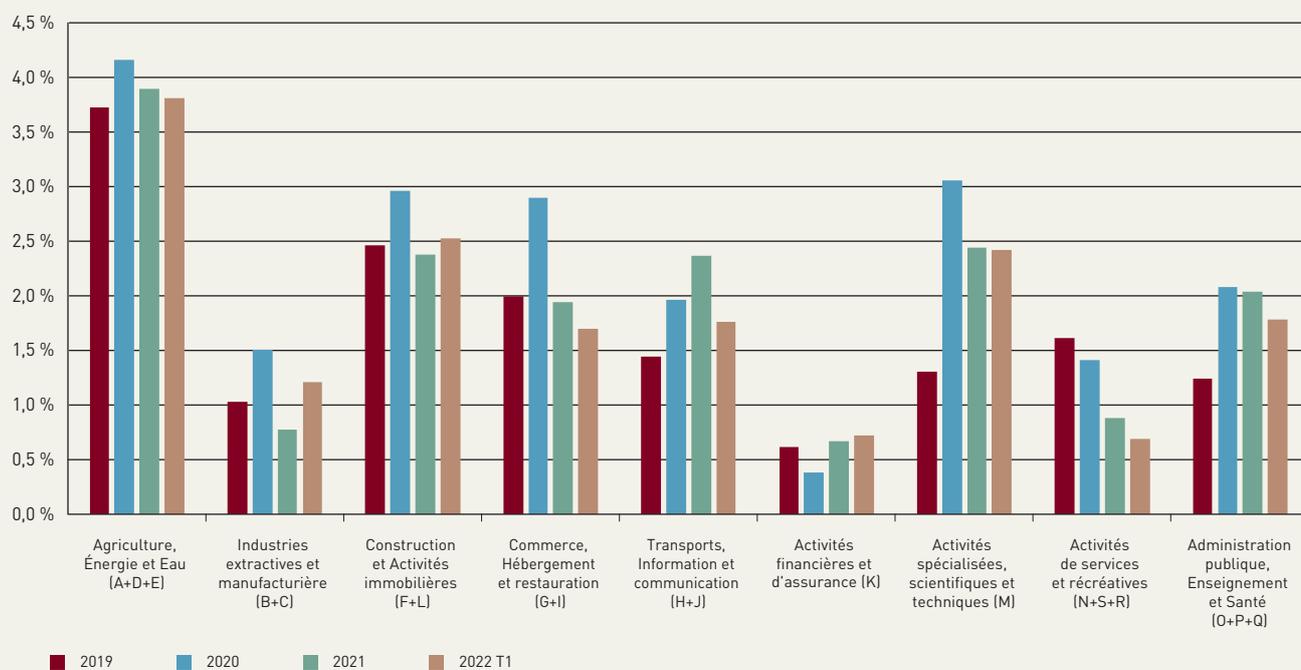
Pour les ménages, les ratios de prêts non performants sont restés stables. Seulement 1,4 % des prêts aux ménages étaient non performants au premier trimestre 2022.

Après avoir atteint 1,9 % en 2020, le taux de NPL des SNF a enregistré une baisse progressive en 2021 et atteint 1,7 % au premier trimestre 2022, soit 0,1 p.p. au-dessus de son niveau d'avant crise. L'impact de la pandémie était plus visible dans le secteur des PME avec une progression de 0,6 p.p. du taux de NPL entre 2019T4 et 2021T4. Toutefois, le taux de NPL des PME a diminué de 0,5 p.p. au premier trimestre de l'année en cours et convergé vers son niveau d'avant crise, qui s'élevait à 2,9%. On remarque, par ailleurs, sur le graphique 3.12 que la croissance des encours de crédit aux PME a permis de limiter l'augmentation du taux de NPL d'environ 2,3 p.p. Sans la croissance des encours de crédit accordés aux PME, le taux de NPL aurait progressé de 2,5 p.p.

Le graphique 3.13 présente une ventilation des prêts non performants aux SNF conformément à la nomenclature statistique des activités économiques (NACE).

En 2020, la plupart des secteurs d'activité au Luxembourg avaient été affectés par la pandémie en termes de croissance des NPL, notamment les activités spécialisées, scientifiques et techniques (+1,8 p.p.), le commerce, l'hébergement et la restauration (+0,9 p.p.), les secteurs des transports, de l'information et des communications (+0,5 p.p.), les industries extractives et manufacturières (+0,5 p.p.) ou la construction et les activités immobilières (+0,5 p.p.). En 2021, les taux de NPL ont globalement diminué, excepté dans les secteurs des transports, de l'information et des communications (+0,4 p.p.). Au premier trimestre 2022, seuls les secteurs des industries extractives et manufacturières ont enregistré une progression substantielle du taux de NPL de 0,4 p.p. par rapport à la fin de l'année 2021.

Graphique 3.13
Ratios de prêts non performants des banques luxembourgeoises selon la classification NACE



Sources : CSSF, calculs BCL. Période : 2019T4 et 2022T1.

L'analyse des prêts non performants peut être complétée par le suivi de l'évolution à la fois de la dépréciation des actifs selon la norme IFRS 9⁵⁵ et des encours de crédit ayant fait l'objet d'une mesure de renégociation⁵⁶.

La progression de l'encours des crédits affectés à l'étape 2 de la dépréciation depuis la fin 2019 a atteint un maximum de 4,5 % du montant total des prêts au coût amorti au premier trimestre 2021 et corrobore les observations faites sur les taux de NPL (graphique 3.14).

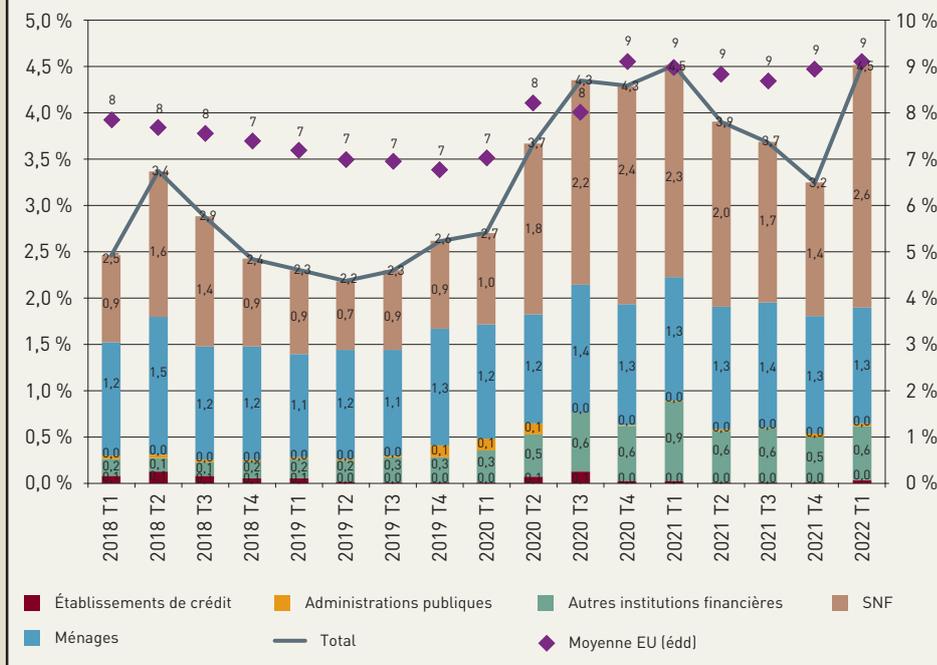
Entre le début de la pandémie et le premier trimestre 2021, les transferts vers l'étape deux avaient affecté la plupart des agents économiques, en particulier les SNF pour lesquelles le montant total des prêts affectés à l'étape 2 avait plus que doublé par rapport au quatrième trimestre 2019, passant de 0,9 % à 2,4 % de l'encours des crédits affectés à l'étape 2 au quatrième trimestre 2020. Sur les trois derniers trimestres de l'année 2021, les encours de crédits des SNF à l'étape 2 ont diminué de 0,9 p.p. et atteignent 1,4 % de l'encours de crédits au coût amorti au quatrième trimestre 2021. À la fin de l'année 2021, 3,1 % de l'encours de crédits au coût amorti au Luxembourg étaient à l'étape 2, soit 5,8 p.p. en dessous de la moyenne européenne à la même période. Au premier trimestre 2022, la progression du risque de crédit en raison de la guerre russo-ukrainienne

55 L'entrée en vigueur de cette norme au 1er janvier 2018 prévoit que les établissements européens anticipent la reconnaissance des pertes de crédit selon un modèle comptable de pertes attendues. Ainsi, les instruments financiers doivent être classés selon trois « niveaux » le niveau 1 signifie que l'actif n'a pas vu son risque augmenter significativement depuis sa comptabilisation, tandis que le niveau 2 indique que l'actif a connu une augmentation significative de son risque de crédit, sans pour autant être considéré comme en défaut (niveau 3). Les pertes attendues doivent être calculées sur douze mois pour les instruments en niveau 1, et sur toute la maturité des instruments en niveaux 2 et 3.

56 L'Annexe V du Règlement UE/680/2014 (cf. § 240, § 2 41) dispose que « les mesures de renégociation consistent en concessions envers un débiteur qui éprouve ou est sur le point d'éprouver des difficultés à honorer ses engagements financiers. Une concession peut impliquer une perte pour le prêteur et désigne l'une des mesures suivantes : (a) une modification des conditions d'un contrat [...] ou (b) un refinancement total ou partiel d'un contrat de créance en difficulté [...] ».

Graphique 3.14

Décomposition de l'encours total de crédit à l'étape 2 de la dépréciation par secteur économique au Luxembourg



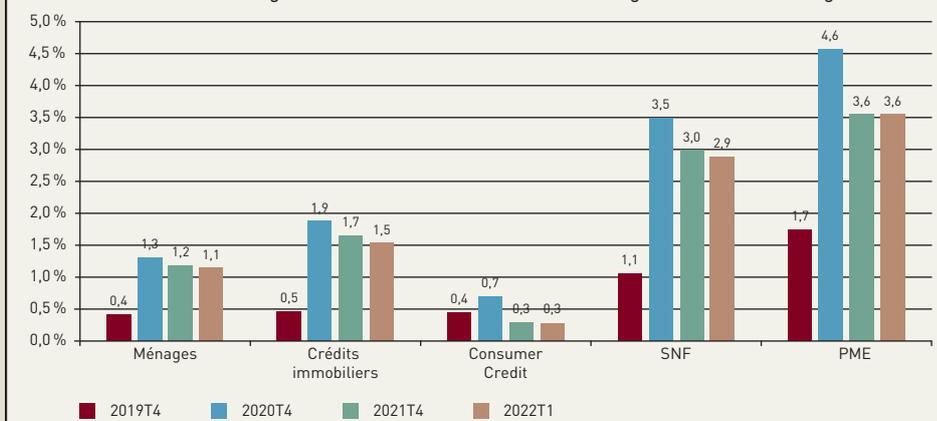
Sources : CSSF, calculs BCL. Période 2018T1-2022T1. Contreparties domestiques et non domestiques. En pourcentage de l'encours de crédits comptabilisés à la valeur historique.

s'est traduite par une augmentation des transferts d'encours de crédit vers l'étape 2 de la dépréciation pour quelques banques domiciliées au Luxembourg. Le ratio des encours de crédits affectés à l'étape 2 sur le total des prêts au coût amorti a atteint 4,5% au premier trimestre 2021, soit le niveau enregistré pendant la crise de la COVID-19.

Le graphique 3.15 révèle que les renégociations ont diminué en 2021 à la fois pour les ménages et les sociétés non financières. Si la progression des renégociations était contenue en 2020 pour les ménages avec une augmentation de 0,9 p.p. par rapport à l'année précédente, l'augmentation des renégociations dans le secteur des SNF et en particulier des PME était davantage marquée avec une progression de 2,4 p.p. et 2,9 p.p. sur la même période, respectivement. Au premier trimestre 2022, les crédits renégociés sont inférieurs de 0,1 p.p. pour les ménages, 0,6 p.p. pour les SNF et 1 p.p. pour les PME comparativement aux niveaux atteints en 2020.

Graphique 3.15

Parts des crédits aux ménages et aux sociétés non financières renégociés au Luxembourg



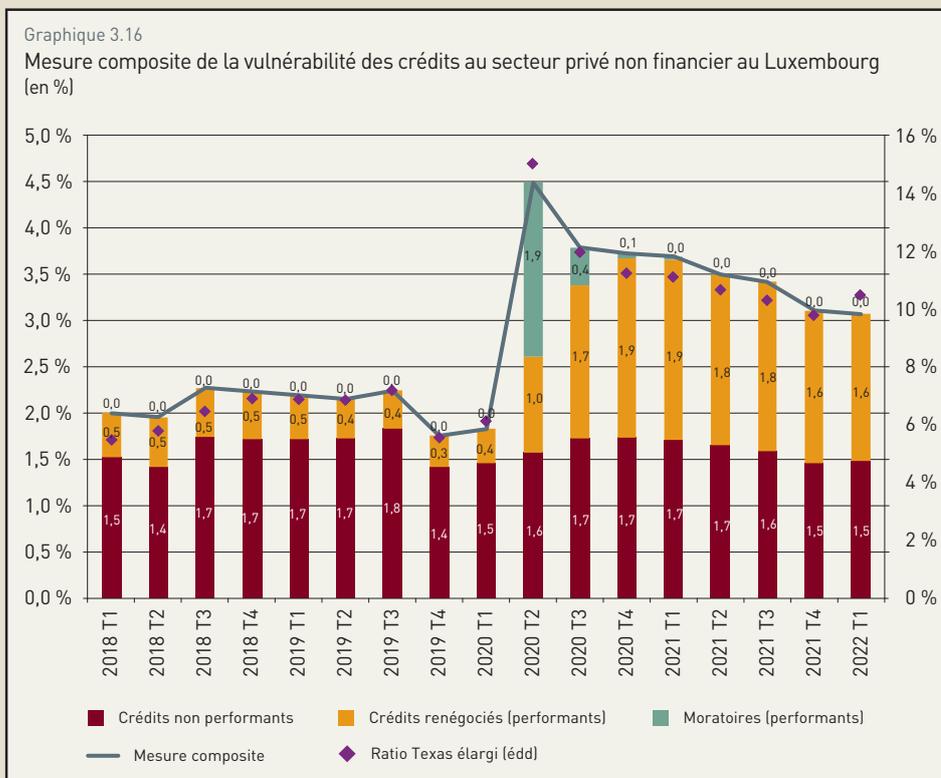
Sources : CSSF, calculs BCL. Période 2019T4-2022T1. Contreparties domestiques et non domestiques.

Enfin, le graphique 3.16 résume l'information véhiculée par les différents indicateurs de qualité de l'actif, à travers une mesure composite de la vulnérabilité des crédits dans le secteur privé non financier à la manière de

l'ABE⁵⁷. La mesure est une somme des crédits non performants, des crédits renégociés performants et des moratoires performants⁵⁸ en pourcentage du montant total de crédits accordés au secteur privé non financier⁵⁹.

On observe que le montant des crédits vulnérables avait doublé au second trimestre 2020 dans un contexte de confinement de l'économie, passant de 2 % à 4 % de l'encours de crédit au secteur privé non financier. Aussi, à mesure que les moratoires sont arrivés à expiration au cours de l'année 2020, les banques ont davantage eu recours aux renégociations afin de limiter les défauts de paiement passant de 0,3% en 2019T4 à 1,9% de l'encours de crédit au secteur privé non financier en 2021T2. Néanmoins,

l'encours de crédits vulnérables a diminué de 1 p.p. au cours de l'année 2021 par rapport au maximum atteint en 2020T2. En effet, la reprise économique en 2021, permise par le relâchement progressif des mesures de confinement, ainsi que les mesures de soutien tant monétaires que budgétaires ont contribué à l'amélioration de la qualité de l'actif des banques luxembourgeoises en 2021. Au premier trimestre 2022, les tensions géopolitiques associées à la guerre russo-ukrainienne et l'accélération de l'inflation n'ont pas eu d'impacts visibles sur les encours de crédits vulnérables au Luxembourg.



Sources : CSSF ; calculs BCL. Période 2018T1-2022T1. Contreparties domestiques et non domestiques. Le Ratio Texas élargi correspond à la somme des crédits vulnérables sur la somme des fonds propres et des provisions pour pertes sur crédit.

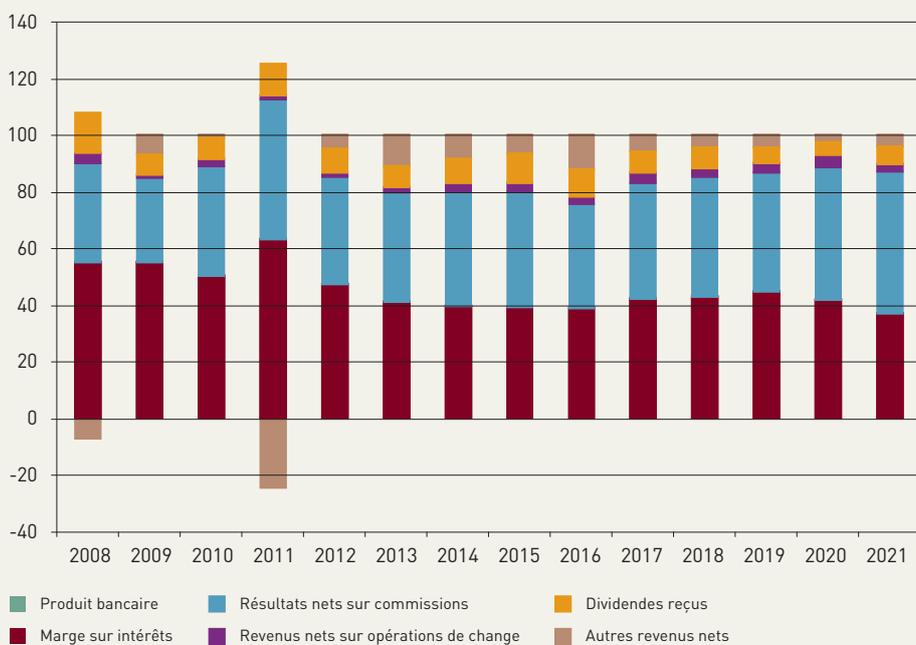
57 Voir Autorité bancaire européenne (2019). EBA Report on NPLs : progress made and challenges head. Graphique 33, page 43.

58 Les données de moratoires sont issues du reporting harmonisé de l'ABE (« EBA templates ») collectées conformément aux lignes directrices EBA GL/2020/07.

59 Afin d'éviter tout risque de double comptage, les encours de prêts à l'étape deux de la dépréciation ne sont pas inclus sur le graphique. En effet, le reporting Finrep ne propose pas de ventilation par étape de la dépréciation des crédits renégociés.

Graphique 3.17

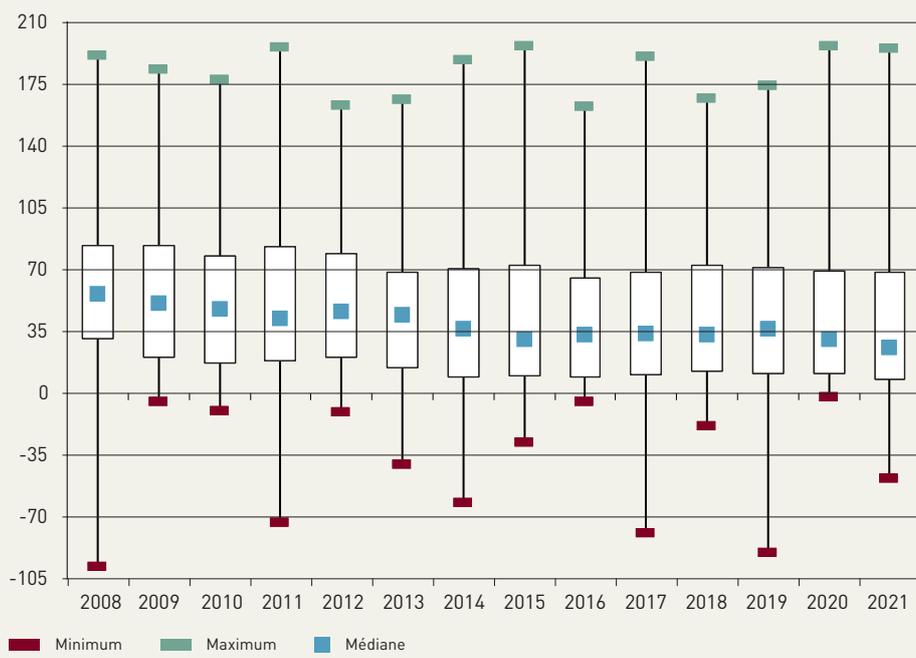
Contribution des principales sources de revenus au produit net bancaire
(en pourcentage du produit net bancaire)



Sources : CSSF, calculs BCL

Graphique 3.18

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



Sources : CSSF, calculs BCL

1.4.1 Évolutions des revenus

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

Le graphique 3.17 ci-dessous illustre à ce propos 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 encore fortement progressé pour s'établir à 50,3% en 2021 tandis que la marge sur intérêts est descendue à 36,7% et retrouve en termes de poids relatif son niveau le plus bas observé lors de la dernière décennie.

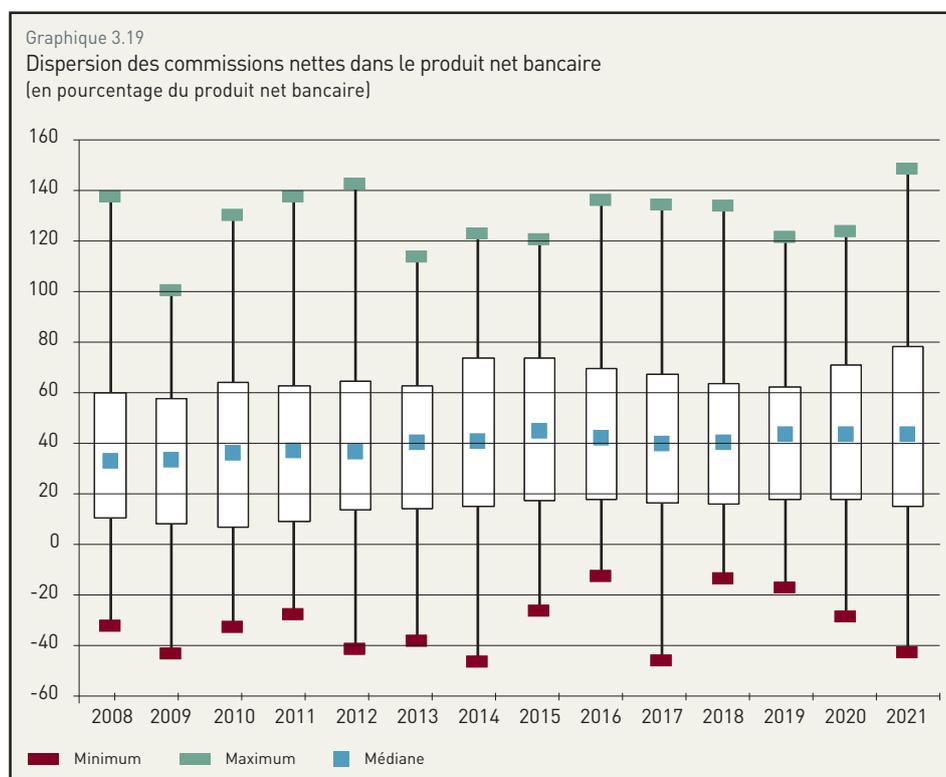
Malgré une hausse de la somme de bilan des banques en 2021, les revenus nets d'intérêts se sont orientés à la baisse. Dans le détail, les produits d'intérêts se sont élevés à 10 milliards d'euros, tandis que les intérêts bonifiés ont atteint 4,9 milliards d'euros, portant la marge sur intérêts à 5,1 milliards d'euros. Par rapport à l'exercice de 2020, la marge sur intérêts s'est contractée de 2,7% en rythme annuel.

Les données individuelles confirment cette évolution à la baisse par un tassement de la valeur médiane du rapport entre la marge sur intérêts et le produit net bancaire comme illustré sur le graphique 3.18 ci-dessous. En effet, cet indicateur central de la distribution s'est établi à 25,4% en 2021 contre 30,3% l'année précédente.

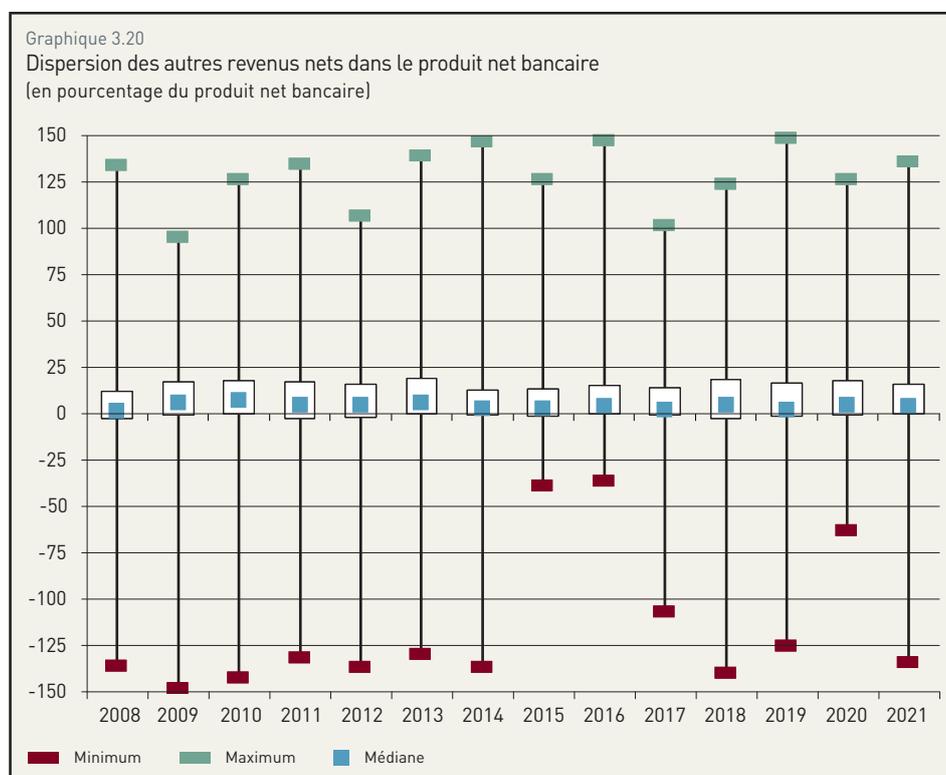
Il convient de souligner que la quasi-totalité des revenus hors intérêts a contribué à la hausse du produit net bancaire, les commissions nettes ont connu une hausse importante de 19 % en glissement annuel pour s'établir à 7 milliards d'euros en 2021 contre 5,9 milliards en 2020. Ce mouvement à la hausse des commissions nettes peut être observé pour la grande majorité des banques, cependant les deux tiers de cette hausse sont liés à seulement une dizaine d'établissements de crédit.

Il importe également d'interpréter cette évolution avec précaution comme en témoigne le graphique 3.19 ci-dessous. En effet, la valeur médiane de la distribution des commissions nettes dans le produit net bancaire est restée presque inchangée à 43,3 % entre 2020 et 2021, contre 43,6 % l'année précédente. En même temps l'écart entre le premier et le troisième quartile s'est creusé, soulignant l'influence de certaines observations dans l'évolution de l'agrégat.

Au niveau des autres sources de revenus, les chiffres de l'exercice 2021 montrent des évolutions divergentes. Les dividendes perçus ont augmenté de 346 millions d'euros pour atteindre 887 millions d'euros en 2021 tandis que les revenus générés par les activités de change se sont globalement rétrécis de 240 millions d'euros pour s'élever à 345 millions d'euros. Enfin, la catégorie résiduelle des autres revenus nets s'est redressée de 254 millions d'euros par rapport à 2020 pour afficher un solde net de 588 millions d'euros. Le graphique 3.20 ci-dessous souligne la forte volatilité inhérente à

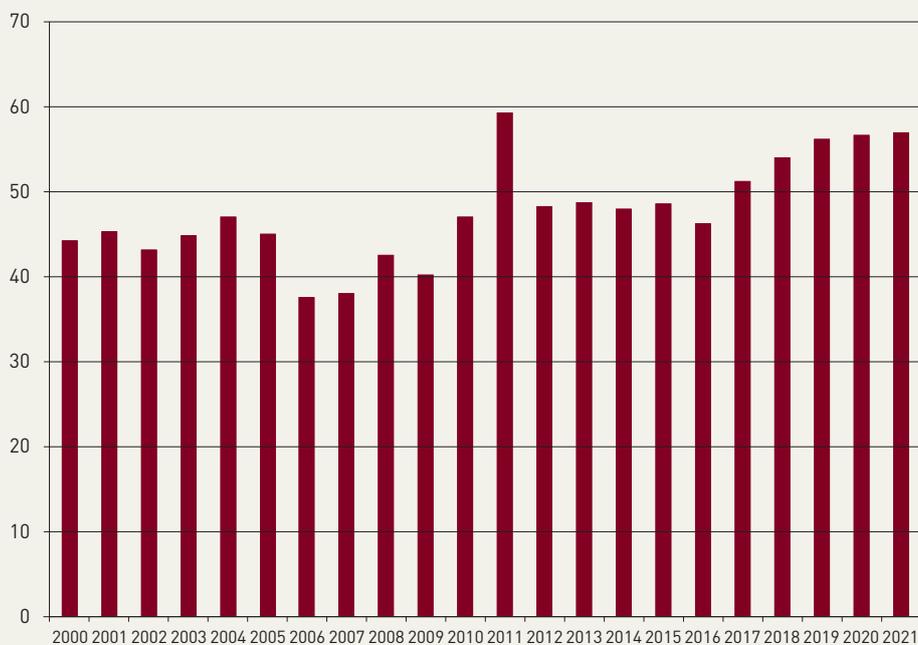


Sources : CSSF, calculs BCL



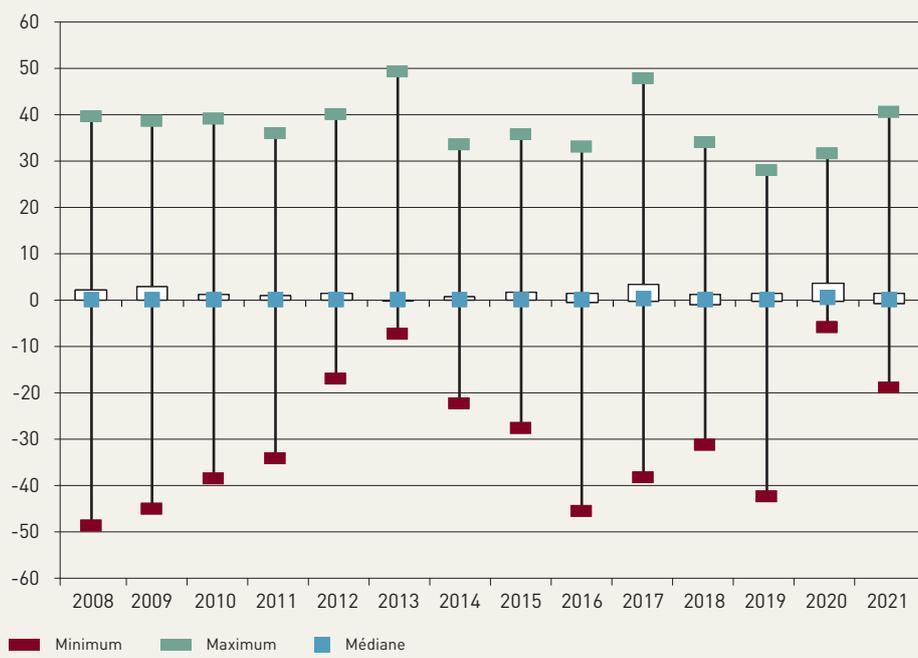
Sources : CSSF, calculs BCL

Graphique 3.21
Évolution du coefficient d'exploitation
(en pourcentage du produit net bancaire)



Sources : CSSF, calculs BCL

Graphique 3.22
Dispersion du ratio des provisions nettes sur la marge d'intérêts
(en pourcentage de la marge sur intérêts)



Sources : CSSF, calculs BCL

cette source hétérogène de revenus. La distribution du ratio entre les autres revenus nets et le produit net bancaire se caractérise toujours par une étendue de variation très importante et une baisse de la valeur médiane passant de 5,3 % en 2020 à 4,3 % en 2021.

En raison des évolutions décrites ci-dessus, le produit net bancaire, qui regroupe les principales sources de revenus, a progressé de 10,6 % en rythme annuel pour s'élever à 13,9 milliards d'euros en 2021.

1.4.2 Évolution des coûts

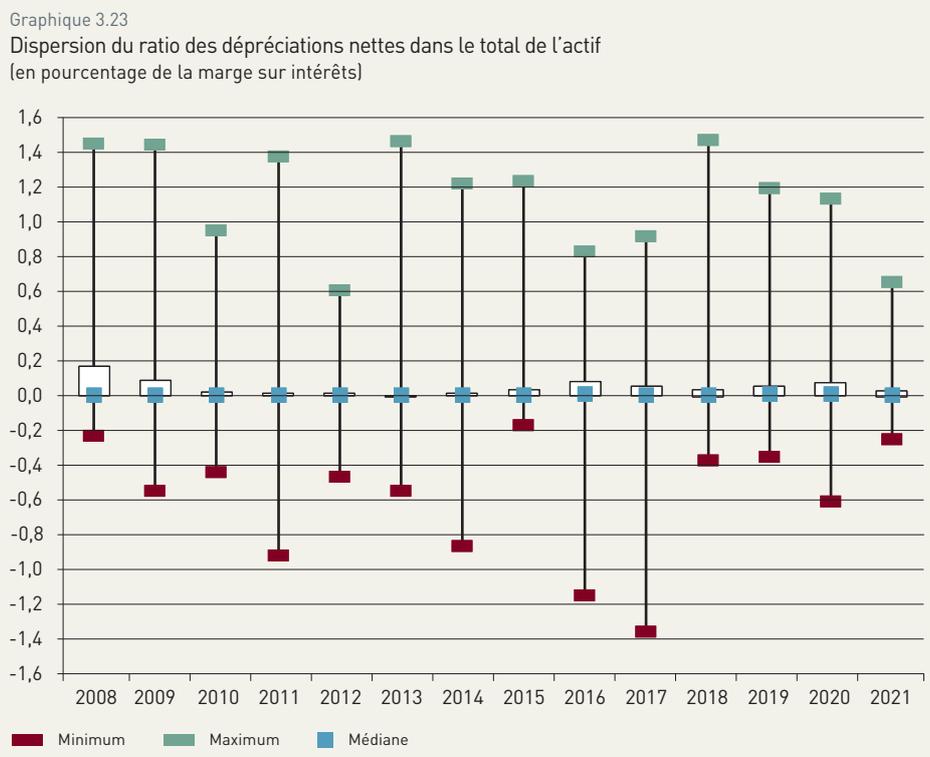
Les frais généraux ont continué à progresser à un rythme soutenu en comparaison annuelle pour s'établir à 7,9 milliards d'euros en 2021. Les deux composantes de cette rubrique contribuent de nouveau à la hausse annuelle. Les frais de personnel ont augmenté de 6,8 % sur un an pour atteindre 4 milliards d'euros tandis que les autres frais d'exploitation ont cru de 16,1 % pour s'élever à 3,9 milliards d'euros.

Le ratio entre les frais généraux et le produit net bancaire a continué de croître en 2021 en raison de cette trajectoire défavorable des coûts. Cet indicateur structurel de maîtrise des coûts a atteint 56,9 % en 2021, contre 56,6 % l'année précédente. Le graphique 3.21 ci-dessus retrace la trajectoire tracée par cet indicateur depuis 2000.

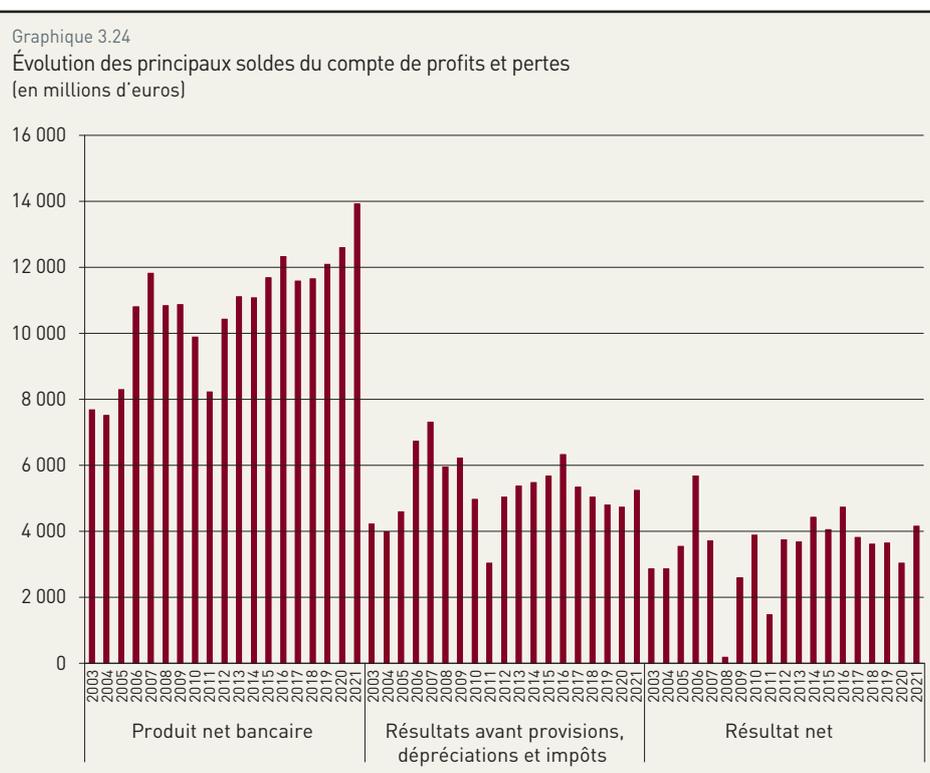
Malgré l'évolution des coûts à la hausse, le résultat avant provision, dépréciations et impôts a augmenté de 10,6 % en rythme annuel suite à l'évolution des revenus hors intérêts à 5,2 milliards d'euros en 2021.

Rappelons que dans le contexte de la crise sanitaire et son impact sur l'activité économique, la dotation aux provisions pour risques généraux ainsi que les dépréciations nettes avaient fortement augmenté. Néanmoins, en 2021, la situation semble se détendre, le secteur bancaire a ainsi provisionné 89 millions d'euros en 2021, soit une baisse de 19 millions d'euros par rapport à l'exercice précédent. Les dépréciations nettes sur les actifs bancaires qui s'étaient élevées à 907 millions d'euros fin 2020 se sont rétrécies à nouveau à 121 millions fin 2021, niveau observé le plus bas lors de la dernière décennie.

Les graphiques 3.22 et 3.23 illustrent la distribution de ces grandeurs par rapport aux revenus d'intérêts. Les étendues de variation restent importantes et montrent l'importance des modèles d'activité bancaire dans la détermination de ces ratios.

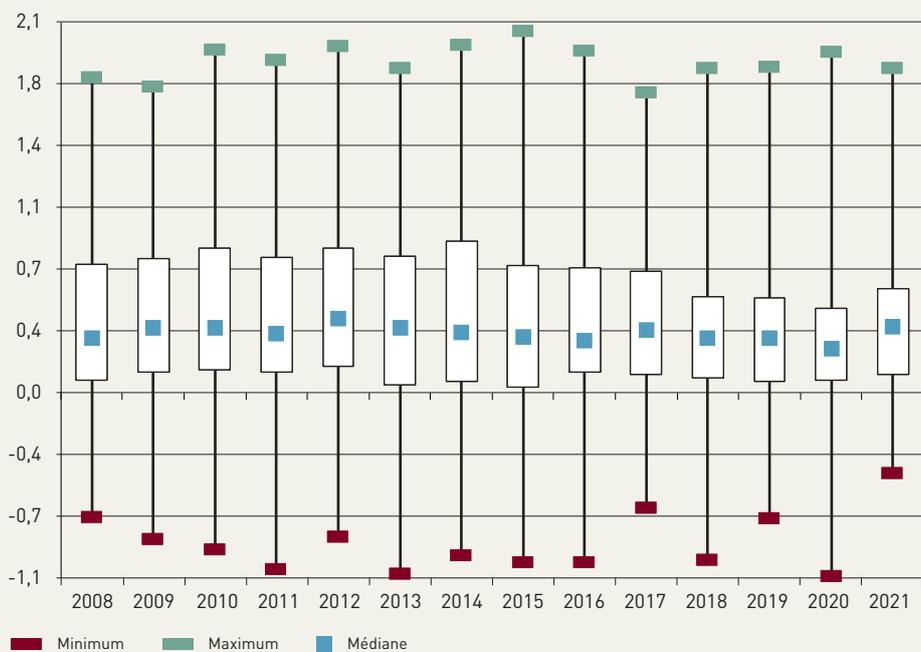


Sources : CSSF, calculs BCL



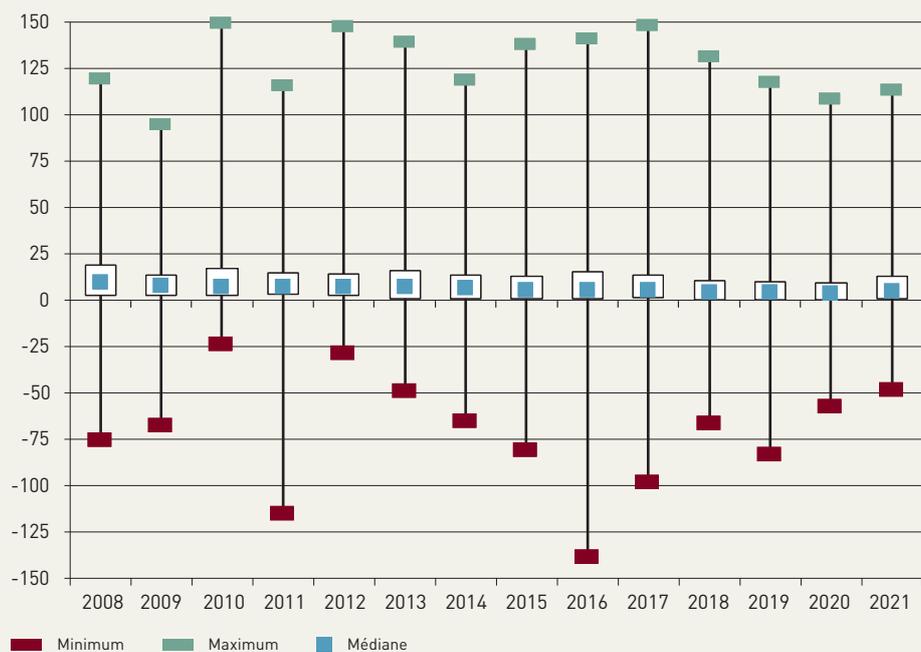
Sources : CSSF, calculs BCL

Graphique 3.25
Rendement sur actifs
(en pourcentage de l'actif total)



Sources : CSSF, calculs BCL

Graphique 3.26
Rendement sur fonds propres
(en pourcentage des fonds propres)



Sources : CSSF, calculs BCL

1.4.3 Résultats et indicateurs de rentabilité

Le résultat net bancaire s'est inscrit à la hausse de 36,7 % sur un an pour s'établir à 4,2 milliards d'euros en 2021. Les principaux indicateurs de rentabilité illustrés dans les graphiques 3.25 et 3.26 ci-dessous confirment cette hausse du rendement généré par l'industrie bancaire en 2021.

Le rendement sur actifs qui rapporte le résultat net à la somme de bilan est passé de 0,35 % en 2020 à 0,46 % en 2021 sous l'effet conjugué d'une hausse considérable du résultat net et d'une hausse du volume d'activité. Le rendement sur fonds propres s'est établi à 6,6 % en 2021 contre 5,1 % l'année précédente. En l'absence de chocs additionnels, les perspectives de progression de la rentabilité bancaire seraient meilleures (voir encadré 3.5).

Encadré 3.5 :

PROJECTIONS DE LA PROFITABILITÉ BANCAIRE AU LUXEMBOURG À MOYEN TERME

Dans un environnement caractérisé par des taux d'intérêt bas depuis une décennie, la question de savoir si les banques peuvent atteindre un niveau de profitabilité « soutenable » à moyen-long terme est essentielle pour la stabilité financière⁶⁰. En effet, dans un rapport publié en 2021 sur l'environnement de taux d'intérêt bas, le CERS considérait la faible profitabilité bancaire comme l'un des principaux risques pour la stabilité financière en Europe⁶¹. L'accélération de l'inflation depuis 2021 et la récente augmentation des taux d'intérêt par plusieurs banques centrales majeures laissent présager que les perspectives de profitabilité bancaire seraient favorables. Néanmoins, les tensions géopolitiques associées à la guerre en Ukraine nourrissent de fortes incertitudes quant au dynamisme macroéconomique de la zone euro et à ses conséquences sur l'activité bancaire.

Cet encadré propose un modèle empirique où la profitabilité des banques est mesurée par la rentabilité des actifs (Return on Assets ; RoA) et est expliquée par des variables spécifiques aux banques et par des agrégats macroéconomiques. Le modèle en panel à effets fixes estimé est le suivant :

$$RoA_{i,t} = c + \delta RoA_{i,t-1} + \beta X_{i,t-1} + \gamma C_t + \eta_i + \mu_{i,t}$$

Où $RoA_{i,t}$ est la rentabilité des actifs de la banque i au temps t , $X_{i,t-1}$ un ensemble de variables spécifiques aux banques au temps $t - 1$, C_t un ensemble de variables macroéconomiques, η_i un effet fixe et $\mu_{i,t}$ les résidus du modèle. Les variables spécifiques aux banques permettent d'appréhender leurs caractéristiques telles que leurs modèles d'affaires à travers des ratios financiers. Les variables macroéconomiques incluent la croissance du PIB réel en zone euro, les taux d'intérêt à court terme (Euribor 3-mois), le spread des taux et la rentabilité du marché des actions (Euro Stoxx 50).

Les résultats montrent que les variables spécifiques aux banques constituent de bons prédicteurs de la profitabilité bancaire. En particulier, « l'efficience-coût » mesurée par le ratio coût-revenu et la capacité des banques à se diversifier vers des activités génératrices de commissions se traduisent par une profitabilité plus élevée.

L'exercice de projection de la profitabilité bancaire à l'horizon 2023 s'appuie sur le scénario central des projections macroéconomiques de la BCE du mois de juin 2022⁶². Ce scénario repose sur l'hypothèse d'une poursuite de la guerre en Ukraine et des sanctions additionnelles à l'égard de la Russie tout au long de l'horizon de la projection. A court-terme, le scénario implique une croissance économique dans la zone euro beaucoup plus faible que précédemment anticipée pour l'année 2022. Toutefois, cette sous performance serait compensée par un rattrapage très important en 2023.

Sur la base dudit scénario, les projections obtenues suggèrent que le ROA moyen pondéré des banques luxembourgeoises devrait augmenter de 0,2 p.p. à l'horizon 2023, passant de 0,37 % au premier trimestre 2022 à 0,56 % au quatrième trimestre 2023 (graphique 3.27). À effet de levier⁶³ constant au plus haut niveau de consolidation, l'augmentation du ROA se traduirait par une rentabilité des fonds propres (ROE) de 6,2 % à la fin de 2022 et de 7,1 % à la fin de 2023 (graphique 3.28), soit respectivement 1,2 p.p. et 2,1 p.p. de plus que le niveau de 5% atteint au premier trimestre 2022.

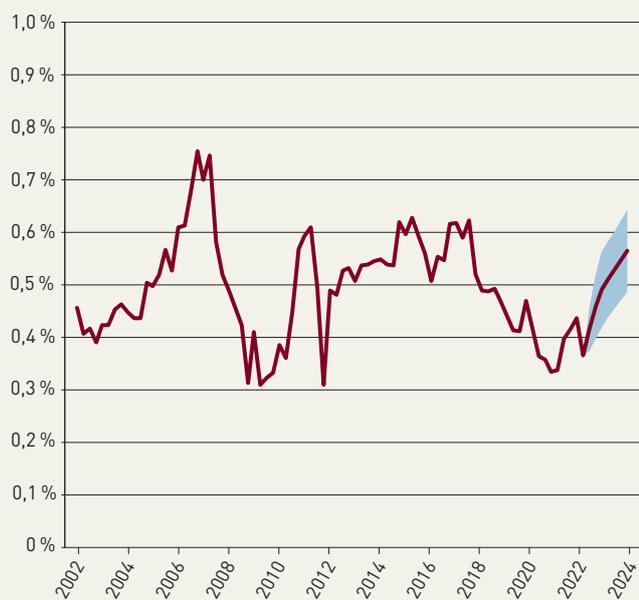
60 D'après la BCE, un niveau de rentabilité des fonds propres soutenable à long terme se situerait dans un intervalle compris entre 6 % et 10 %. Voir European Central Bank (2018). How can euro area banks reach sustainable profitability in the future? Special feature A. Financial Stability Review. Novembre.

61 CERS (2021), "Lower for longer – macroprudential policy issues arising from the low interest rate environment", Joint Task Force of ESRB Advisory Technical Committee (ATC), ESRB Advisory Scientific Committee (ASC), and ESCB Financial Stability Committee (FSC), June 2021.

62 ECB (2022). ECB staff macroeconomic projections for the euro area. Juin

63 L'effet de levier est mesuré par le ratio de l'actif total- fonds propres.

Graphique 3.27
Projection de la rentabilité de l'actif (ROA) des banques luxembourgeoises



Graphique 3.28
Projection de la rentabilité des fonds propres (ROE) des banques luxembourgeoises



Sources : BCL, calculs BCL

Ainsi, les résultats obtenus enregistrent un redressement progressif du ROE au Luxembourg. Néanmoins, les tensions géopolitiques actuelles et leurs effets incertains sur les économies européennes à moyen terme, notamment concernant l'approvisionnement en énergie, exigent l'interprétation des résultats avec prudence. En effet, de possibles révisions à la baisse du taux de croissance du PIB réel de la zone euro en 2022 et 2023 impacterait négativement le niveau de profitabilité des banques.

1.5 LA SOLVABILITÉ

Suite à la mise en application du règlement UE 575/2013 (Capital Requirements Regulation – CRR) au 1er janvier 2014, les établissements de crédit sont tenus de respecter les trois ratios de solvabilité suivants : i) un ratio de fonds propres de base de catégorie 1 (Common Equity Tier 1 – CET 1) de 4,5 %, ii) un ratio de fonds propres de catégorie 1 (ratio Tier 1) de 6 % et iii) un ratio de fonds propres total (ratio de solvabilité) de 8 %.

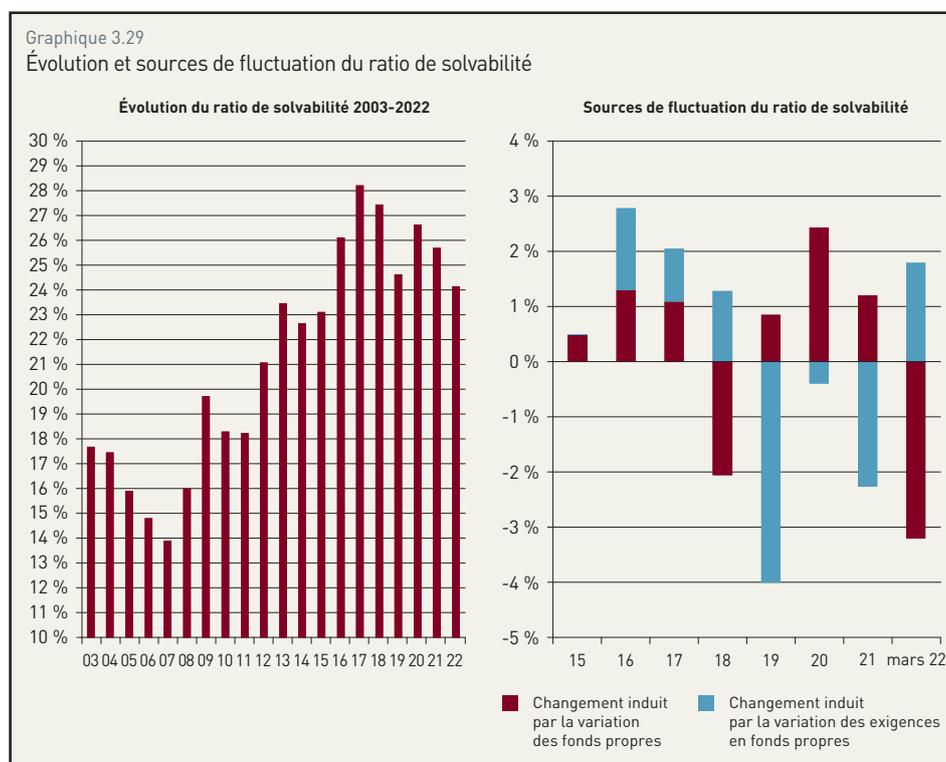
En outre, depuis 2014, les établissements de crédit luxembourgeois sont tenus de maintenir un coussin de conservation de fonds propres de base de catégorie 1, de sorte que les exigences minimales pour les ratios de fonds propres totaux, de catégorie 1 s'établissent à respectivement 10,5 %, 8,5 % et afin de renforcer leur résilience structurelle, un coussin de fonds propres est introduit pour les autres établissements de crédit d'importance systémique. Au niveau national, 7 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 2022, le Comité du risque systémique (CdRS) a recommandé à l'autorité désignée de maintenir le taux de coussin de fonds propres contractuel à 0,5 % ; celui-ci s'applique depuis le 1er janvier 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 2020-2021 et reste 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 établissements de crédit (voir encadré 3.6).

Au niveau agrégé, le niveau du ratio de solvabilité pour l'ensemble des établissements de crédit a, après une progression en 2020, légèrement diminué au cours de 2021 pour atteindre un niveau de 25,7 %. En considérant les deux composantes du ratio de solvabilité global, il est à relever, d'une part, une augmentation des fonds propres (4,5 %) contribuant pour 1,2 point de pourcentage à l'évolution du ratio et, d'autre part, une progression des actifs pondérés par le risque de 8,5 %, ayant un impact négatif de -2,27 points de pourcentage sur le niveau du ratio. Dans ce contexte, il est à noter que 42 % des établissements de crédit ont enregistré une augmentation de leur ratio de solvabilité par rapport à 2020. 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 (voir encadré 3.6).

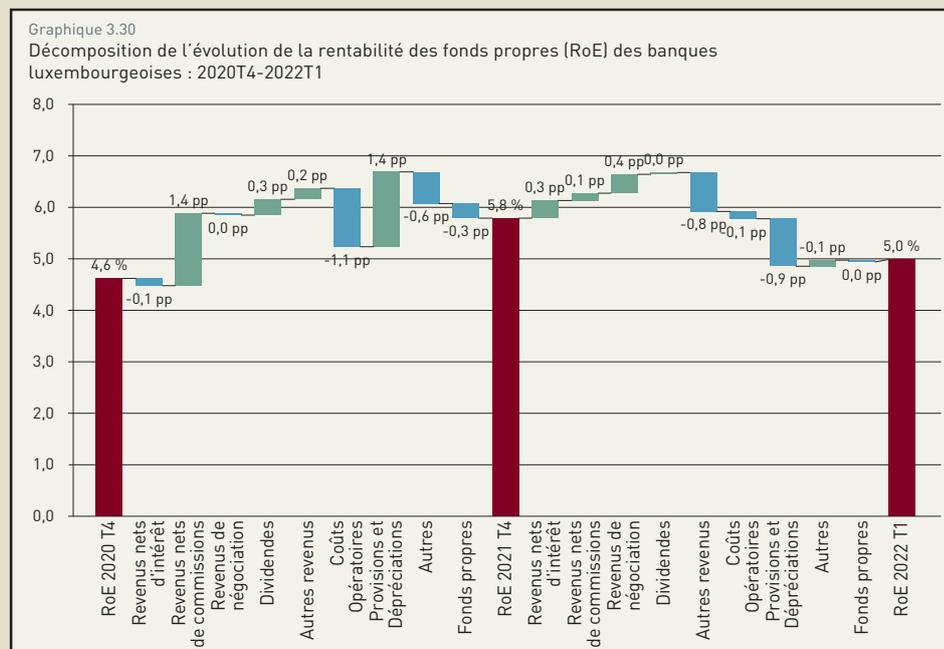
Les plus récentes données provisoires disponibles de solvabilité dataient de fin mars 2022. Toutefois, il y a lieu de noter que ces données affichaient une légère tendance baissière des ratios de solvabilité (24,1 %) et de base de catégorie 1 (22,5 %).



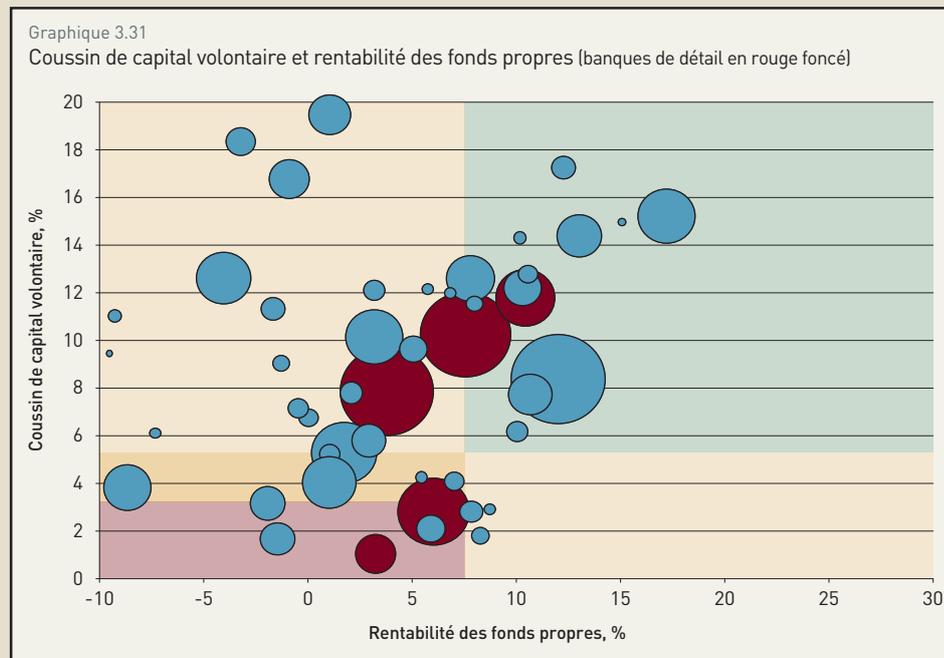
Sources : CSSF, calculs BCL

Encadré 3.6 :

PROFITABILITÉ BANCAIRE ET RÉSILIENCE



Sources : CSSF ; Calculs BCL ; Période : 2020 T4-2022 T1. Plus haut niveau de consolidation, branches exclues. Données annualisées pour le premier trimestre 2022.



Sources : CSSF, calculs BCL. 2022 T1. La zone rouge est définie par une rentabilité des fonds propres inférieure à 8 % et un coussin de capital volontaire inférieur à 4 %. Le coussin volontaire est défini comme le capital CET1 supérieur à l'exigence de capital minimal. Échantillon de banques dont l'actif total est supérieur à deux milliards d'euros avec un coussin volontaire inférieur à 20 % et une rentabilité des fonds propres inférieure à 30 %.

La faible 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 futurs⁶⁴.

Au cours des quinze dernières années, la profitabilité bancaire au Luxembourg, mesurée par la rentabilité des fonds propres (RoE), a été divisée approximativement par trois. Elle s'élevait à 4,6 % à la fin de l'année fin 2020 en raison de la progression des flux de provisions dans le contexte de pandémie

64 Une profitabilité faible pourrait également inciter les banques à prendre plus de risques et menacer la stabilité financière à long terme.

(graphique 3.30)⁶⁵. En 2021, la reprise économique, permise par l'importante couverture vaccinale et la réduction progressive des mesures de confinement, a favorisé le rebond de la rentabilité bancaire au Luxembourg. Au quatrième trimestre de 2021, la rentabilité agrégée des fonds propres atteignait 5,8 %, soit une progression de 1,2 point de pourcentage par rapport à la fin de l'année 2020. La croissance des revenus de commissions et la baisse des flux de provisions sont les composantes ayant le plus fortement contribué au rétablissement de la rentabilité bancaire au Luxembourg en 2021 (+1,4 p.p., respectivement).

Au premier trimestre 2022, les données annualisées suggèrent une nouvelle baisse de la rentabilité bancaire de 5%, approximée par une rentabilité agrégée des fonds propres, soit une diminution de 0,8 p.p. par rapport à la fin de l'année 2021. Bien que les principales sources de revenu affichent une croissance positive avec des contributions des revenus nets d'intérêt et des revenus nets de commissions, respectivement de 0,3 p.p. et 0,1 p.p., la baisse des « autres revenus » et la progression des provisions ont pesé sur la rentabilité des fonds propres de respectivement 0,8 p.p. et 0,9 p.p. Si la baisse des « autres revenus » résulte d'effets ponctuels non corrélés à la dynamique macroéconomique, l'augmentation des provisions reflète quant à elle l'accroissement du risque de crédit dans le contexte de tensions géopolitiques importantes.

Bien que le secteur bancaire luxembourgeois soit résilient dans son ensemble avec un ratio de capital CET1 agrégé de 17,7 % au premier trimestre 2022, des poches de vulnérabilités existent au niveau individuel. Le graphique 3.31 illustre le fait que plusieurs banques affichaient au premier trimestre de 2022 des coussins de fonds propres volontaires⁶⁶ et une rentabilité relativement faible (voir rectangle en bas à gauche du graphique). C'est le cas de trois banques domestiques. Ces banques disposent de peu de marge de manœuvre en termes de fonds propres avant d'atteindre le seuil du montant maximal distribuable⁶⁷ en dessous duquel des restrictions de distributions de dividendes seraient nécessaires.

Pour 2022, les projections réalisées suggèrent que la progression de la rentabilité bancaire serait plus modérée que précédemment anticipée malgré l'augmentation des taux d'intérêt (voir Encadré 3.5).

65 L'ensemble des calculs réalisés pour cet encadré sont effectués au plus haut niveau de consolidation excluant les branches non soumises à des exigences de fonds propres.

66 Le coussin volontaire est défini comme étant le montant de capital CET1 au-delà de l'exigence de capital minimale spécifique à la banque, y compris le P2G.

67 En anglais « Maximum Distributional Amount (MDA) threshold ».

Au 31 décembre 2021, le ratio de solvabilité de base de catégorie 1 (Common Equity tier 1 – CET 1) des banques luxembourgeoises a atteint un niveau de 22,7 %, en légère baisse par rapport à 2020 où le ratio s'élevait à 23,8 %. Quant aux deux composantes du ratio de solvabilité CET 1, il est à noter une augmentation des actifs pondérés par le risque de 8,5 % par rapport à une augmentation des fonds propres CET 1 de 3,6 %. Au premier trimestre 2022, le ratio de solvabilité CET1 a légèrement baissé pour s'élever à 22,5 % au 31 mars 2022.

Le niveau agrégé élevé de capitalisation se reflète également dans les données granulaires. Le graphique 3.32 illustre la distribution des ratios CET 1 des établissements de crédit. La distribution des ratios est caractérisée par une asymétrie positive. La médiane est passée de 25,5 % fin décembre 2020 à 25,2 % fin décembre 2021 et à 24,3% fin mars 2022. Les premier et troisième quartiles de la distribution s'élevaient à 19 % et 38 % respectivement. Enfin, 86-87 % des établissements considérés présentaient un ratio CET 1 supérieur à 15 % pour les périodes sous revue.

Sur base du tableau 3.12, il est à constater que les banques de faible taille maintiennent des ratios de solvabilité CET 1 supérieurs aux établissements de crédit de taille importante et moyenne. Les établissements de crédit dont les encours bilanciaux dépassent 10 milliards d'euros affichaient un ratio

médian de 21,7 % fin 2021 et 21,3% au premier trimestre 2022 ; tandis que le ratio de ceux avec des encours inférieurs à 500 millions d'euros s'élevait à 44 % fin décembre 2021 et à 50% fin du premier trimestre 2022.

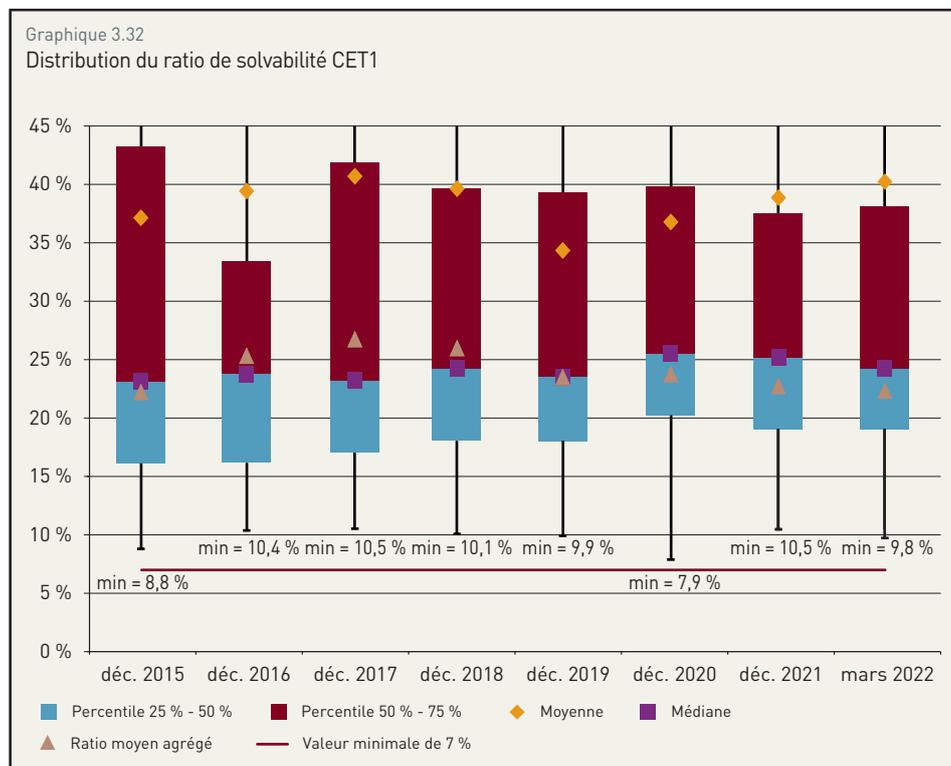
Tableau 3.12 :

Distribution du ratio de solvabilité CET1

SOMME DU BILAN (€ MILLIONS)	12-2016			12-2017			12-2018			12-2019			12-2020			12-2021			03-2022		
	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	15	23,8 %	65 %	15	23,9 %	67 %	14	23,2 %	68 %	13	21,4 %	67 %	15	23,7 %	72 %	18	21,7 %	77 %	18	21,3 %	76 %
>= 2 500 et < 10 000	26	20,5 %	27 %	25	21,5 %	24 %	23	22,9 %	24 %	24	22,5 %	25 %	21	24,6 %	21 %	21	25,2 %	18 %	22	20,8 %	19 %
>= 500 et < 2 500	31	20,2 %	7 %	30	21,3 %	7 %	29	22,5 %	7 %	28	23,6 %	7 %	28	26,4 %	7 %	24	25,4 %	5 %	22	24,5 %	5 %
< 500	28	25,8 %	1 %	25	36,0 %	1 %	24	59,1 %	1 %	19	45,6 %	1 %	20	37,5 %	1 %	16	44,0 %	1 %	15	50,2 %	1 %
Ratio médian		23,5 %			23,3 %			24,3 %			23,5 %			25,5 %			25,2 %			24,3 %	

Sources : CSSF, calculs BCL

Quant au ratio Tier 1 agrégé, il s'élève à 23,5 % en 2021 (par rapport à 24,5 % en 2020). Il est à noter que le poids des fonds propres qualifiés de Tier 1 des banques représentait 91 % de l'ensemble des fonds propres disponibles en 2021 contre 92 % en 2020. En décembre 2021, la différence entre le ratio Common Equity Tier 1 et le ratio Tier 1 ne représentait que 75 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 niveau de la place financière. Au premier trimestre 2022, le ratio de solvabilité Tier 1 agrégé a légèrement baissé pour s'élever à 23,2 %.



Sources : CSSF, calculs BCL

pondérance des éléments de fonds propres de qualité supérieure au niveau de la place financière. Au premier trimestre 2022, le ratio de solvabilité Tier 1 agrégé a légèrement baissé pour s'élever à 23,2 %.

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 91 %, demeuraient le facteur déterminant du dénominateur du ratio de solvabilité.

En réponse à la pandémie de COVID-19, des adaptations ponctuelles de la réglementation bancaire harmonisée européenne (Capital Requirements Regulation, quick fix package) ont été publiées au Journal officiel de l'Union européenne en juin 2020 (voir encadré 3.7 Revue de Stabilité financière 2021).

Encadré 3.7 :

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)⁶⁸ 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 bilancielle 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. À *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 8 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 :

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

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 présentes durant la période 1996 T4 – 2021 T4. Les banques disparues suite à des processus de fusions-acquisitions ou à

68 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).

Graphique 3.33

L'indice logarithmique du z-score des banques luxembourgeoises : 1996T4-2021T4



Sources : CSSF, calculs et estimation BCL

des fermetures de filiales au cours de cette période sont donc exclues de l'échantillon, tandis que les nouveaux entrants sont inclus sous réserve de la disponibilité d'un minimum de données requises, en 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 8 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 ci-dessous illustre les résultats agrégés obtenus.

D'une manière générale, les variations de l'indice agrégé z-score sont caractérisées par une évolution cyclique. Le niveau enregistré depuis la fin de l'année 2019 se situe au-dessus de la moyenne historique et est caractérisé par une très grande stabilité comparativement aux périodes précédentes. Ceci peut être attribué à la stabilité de la profitabilité des établissements de crédit dans un environnement persistant de taux d'intérêt bas.

Par ailleurs, la tendance ascendante affichée depuis le dernier trimestre 2019 au niveau du z-score est reflétée par un rétrécissement des disparités des probabilités de défaut individuelles des établissements de crédit et par une baisse de leurs niveaux comparativement aux résultats obtenus durant la période précédente. Les graphiques 3.34 et 3.35 présentent conjointement le résumé de la dispersion des z-score trimestriels des banques, et celui de leurs probabilités de défaut pour la période 2010-2021.

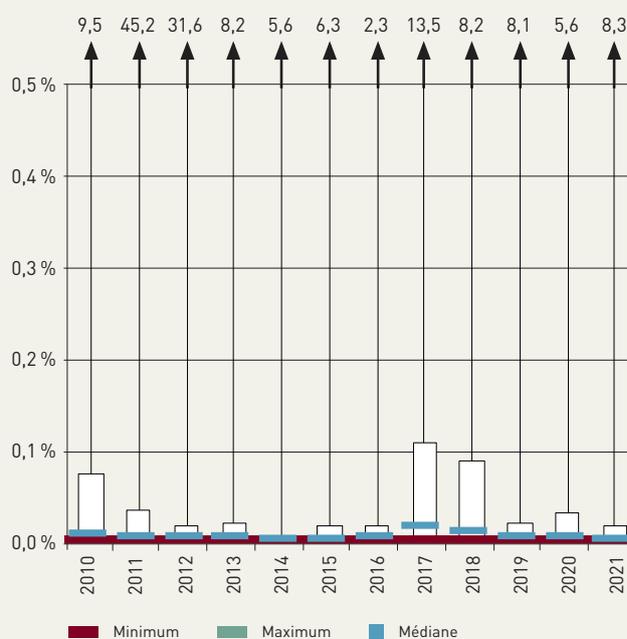
Il ressort de l'analyse que le niveau maximum de cette probabilité en 2021 est en hausse de près de 3 points de pourcentage par rapport au niveau enregistré en 2020. Toutefois, cette progression est spécifique à une banque de très petite taille et dont la disparition n'aura aucune répercussion sur la stabilité financière.

Les résultats issus du z-score sont plus ou moins compatibles avec les résultats obtenus par l'indicateur de fragilité bancaire systémique (FBS). Celui-ci mesure la probabilité qu'au moins deux banques fassent défaut simultanément. Cette probabilité est estimée par une approche du risque systémique combinant les probabilités marginales de détresse,

Graphique 3.34
Dispersion du z-score des banques luxembourgeoises sur la période 2010-2021



Graphique 3.35
Dispersion des probabilités de défaut des banques luxembourgeoises sur la période 2010-2021



Source : BCL

estimées par un modèle structurel de risque de crédit⁶⁹(CIMDO⁷⁰) et le modèle généralisé à facteurs dynamiques⁷¹. Cette démarche permet d'appréhender le risque induit par des événements peu fréquents affectant les portefeuilles d'actifs bancaires de manière dynamique.

L'indice FBS est estimé sur un échantillon comprenant 34 banques domiciliées au Luxembourg sur la période 2004M1-2022M6 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 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 comptables, car elles ne sont pas cotées sur le marché boursier. De plus, les probabilités de défaut sont des probabilités « neutres au risque » et non pas les « véritables » probabilités de défaut. Par conséquent, 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

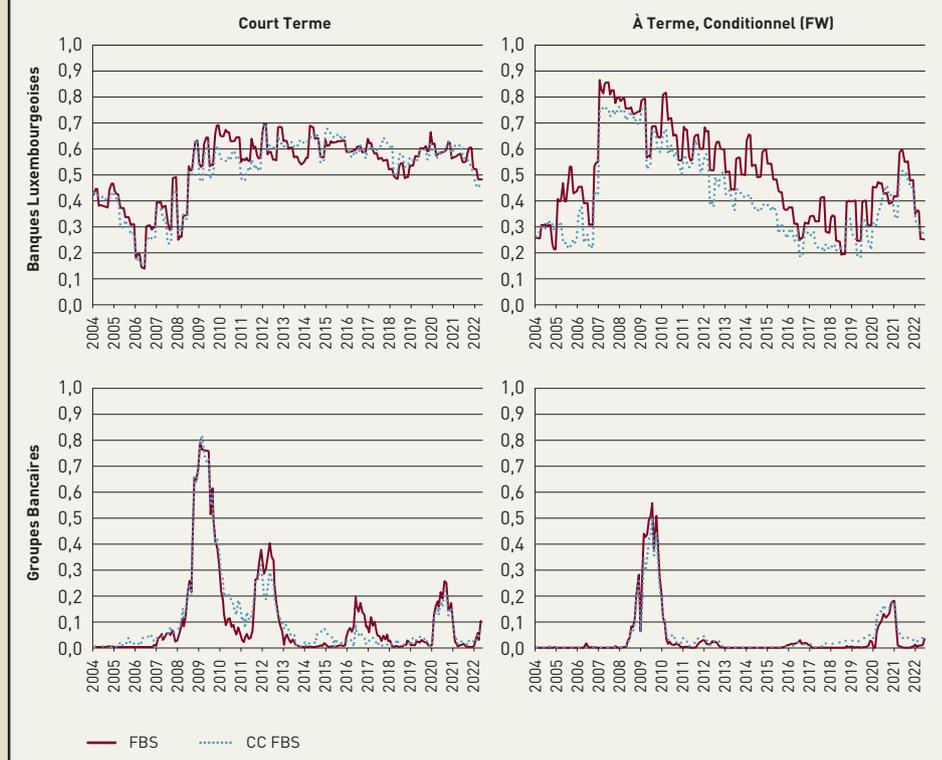
69 Delianedis, G., Geske, R., 2003, "Credit Risk and Risk Neutral Default Probabilities: Information about Rating Migrations and Default", Working Paper, University of California at Los Angeles.

70 Segoviano, M., 2006, "Consistent Information Multivariate Density Optimization Methodology", FMG Discussion Papers n° 557.

71 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.

Graphique 3.36

Fragilité Bancaire Systémique (FBS) – Probabilité qu’au moins deux banques fassent défaut au même moment



Sources : CSSF, calculs BCL

et financier sur l'évolution du niveau de l'indice, alors que l'indice FBS intègre également la composante idiosyncratique.

et FW à partir du mois d'octobre 2020 et mars 2021, respectivement. La légère augmentation des mesures de risque systémique depuis le premier trimestre de 2022 semble être liée à l'incertitude qui pèse sur les perspectives économiques en raison de la guerre entre la Russie et l'Ukraine.

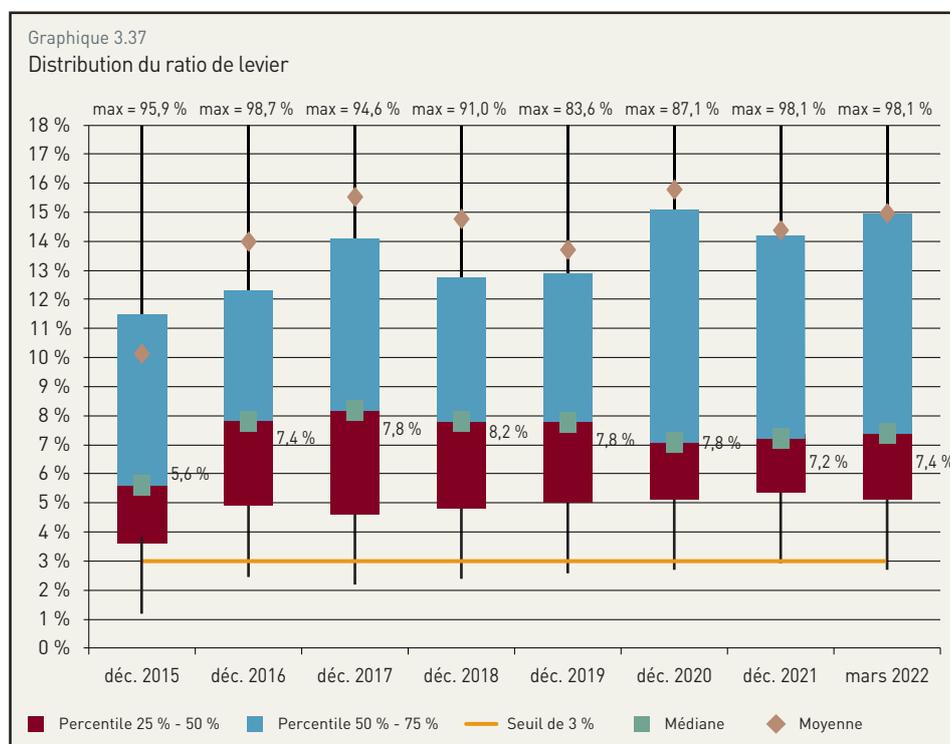
Quant à l'évolution de la CC FBS, la tendance observée est ascendante pour les groupes bancaires européens dès le début de l'année 2020. En effet, la pandémie de coronavirus (COVID-19) fut un choc très sévère pour l'économie mondiale dès le mois de mars de 2020. Elle s'est traduite par une progression de la fragilité systémique des banques luxembourgeoises et des groupes bancaires européens. Cette évolution préjudiciable à la stabilité financière s'est, néanmoins, considérablement améliorée depuis la fin de l'année 2020 grâce aux mesures de soutien mises en place par les banques centrales et par les autorités publiques. L'évolution incertaine de la guerre en Ukraine ainsi que l'accélération de l'inflation et la montée des taux d'intérêt constituent donc un enjeu pour la stabilité bancaire, en particulier face au risque de progression du risque de crédit.

Le graphique 3.36 présente l'indice FBS à court terme (CT) ainsi que la probabilité à terme (FW) conditionnée au fait qu'aucune banque n'ait été en faillite pendant la première année.

Il ressort des résultats de 2020 une détérioration de la mesure FBS à court terme pour les banques luxembourgeoises et les groupes bancaires européens. Cette détérioration traduit l'impact de la pandémie. Toutefois, les mesures de soutien mises en place par les autorités publiques et privées ont contribué à atténuer le niveau de risque dans le secteur bancaire tel que le suggère la baisse des mesures FBS CT

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 du total des actifs et de certains éléments 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.



Sources : CSSF, calculs BCL

Le ratio de levier a été introduit comme mesure de Pilier I au niveau européen à partir de juin 2021. À partir de cette date, les banques doivent alors respecter un niveau de fonds propres de catégorie 1 minimal de 3 % par rapport à leurs expositions totales. Conformément aux dispositions de la CRR 2, la BCE (en sa qualité de superviseur) avait étendu une exemption en vertu de laquelle les *significant institutions* sous sa surveillance directe étaient autorisées à exclure temporairement certaines expositions sur les banques centrales de l'Eurosystème du calcul du ratio de levier en raison de l'existence de circonstances macroéconomiques exceptionnelles. Il a été estimé que les circonstances macroéconomiques exceptionnelles provoquées par la pandémie de COVID-19 justifiaient une telle exclusion afin de faciliter la mise en œuvre des politiques monétaires au niveau de la zone euro. En analogie, la CSSF, après consultation de la BCL, a étendu la même exemption aux *less significant institutions* établies au Luxembourg. L'application de l'exemption a pris fin en mars 2022.

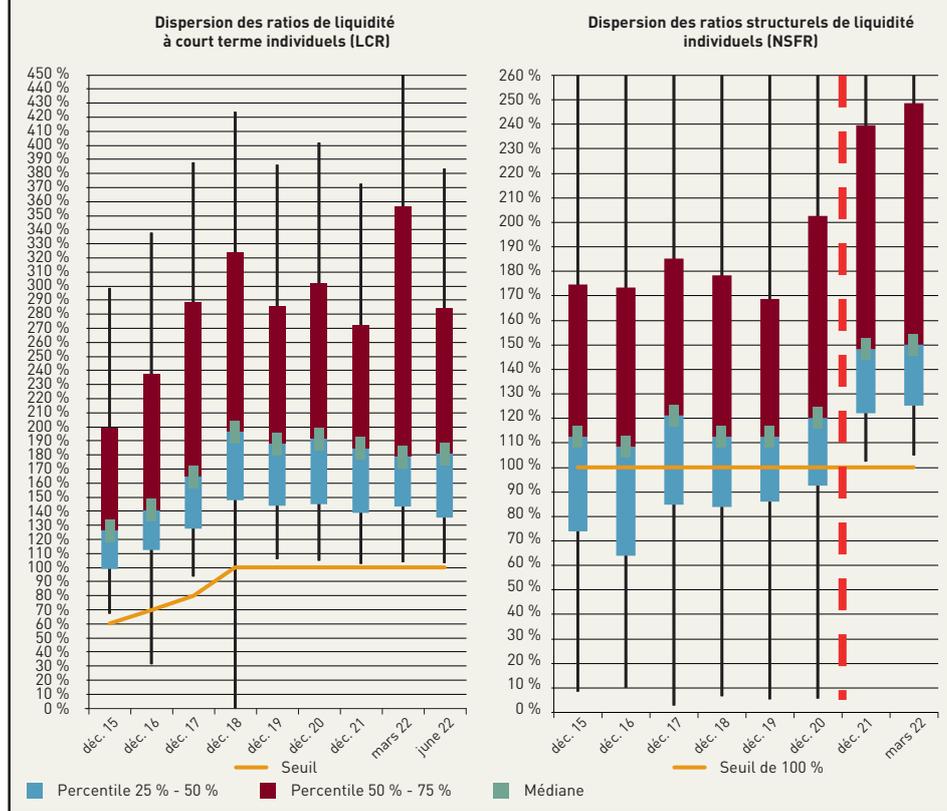
Le graphique 3.37 affiche la dispersion du ratio de levier des banques luxembourgeoises depuis l'année 2015.

Sur une base annuelle, la médiane du ratio de levier a diminué de 0,6 point de pourcentage pour s'établir à 7,2 % fin décembre 2021 ; tandis que la moyenne est passée de 15,8% fin 2020 à 14,4 % fin décembre 2021.

Les données du ratio de levier du mois de mars 2022 utilisées sont provisoires. Sur la base des données disponibles, la médiane du ratio s'élève à 7,4 % fin mars 2022, tandis que la moyenne s'établit à 15 %. Les différentes valeurs se situent largement au-dessus du minimum légal requis de 3 %.

Graphique 3.38

Évolution des ratios de liquidité LCR et NSFR



Sources : CSSF, calculs BCL

Entre septembre 2016 et août 2016, les banques ont fourni aux autorités de supervision des données relatives au LCR sur la base d'un format provisoire et simplifié. Ainsi, les données de 2015 servant de base aux analyses menées ci-après ne sont pas complètement comparables aux données des années suivantes.

En juillet 2018, la Commission européenne a adopté et publié un règlement modifiant certains aspects du LCR qui est d'application à partir de fin avril 2020. En mai 2020, l'Autorité bancaire européenne (ABE) a publié une mise à jour d'un outil de calcul du LCR qui tient compte de ces changements.

Selon les chiffres de fin décembre 2021 et de fin juin 2022, les banques luxembourgeoises détiennent en moyenne des coussins de liquidité suffisants leur permettant de faire face à des sorties de trésorerie en période de tensions. Le niveau médian affiché en 2021 est de 185 %. Ce niveau a atteint 181 % à la fin du mois de juin 2022 pour le ratio de liquidité à court terme (Liquidity Coverage Ratio, LCR). Le graphique 3.38 illustre la dispersion du ratio de liquidité, qui se caractérise par une asymétrie positive.

L'entrée en vigueur du seuil contraignant à 100 % à partir de janvier 2018 a considérablement amélioré le résultat général au cours des dernières années. Aucune banque ne se trouvait au 31 décembre 2021 ni au 30 juin 2022 en dessous du seuil minimum de 100 %.

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). Tandis que le LCR exige des banques qu'elles détiennent suffisamment d'actifs liquides pour couvrir leurs besoins en liquidités pendant 30 jours en période de stress, le NSFR encourage les banques à assurer l'appariement des durations de leurs actifs et passifs.

Les détails du LCR européen ont été fixés en octobre 2014 par un acte délégué de la Commission européenne et les schémas de recensements statistiques proposés ont été adoptés le 10 février 2016 par la Commission. Les banques doivent effectuer leur déclaration selon ces schémas définitifs depuis sep-

Tableau 3.13 :

Distribution des ratios de liquidité à court terme

SOMME DU BILAN (€ MILLIONS)	12-2016			12-2017			12-2018			12-2019			12-2020			12-2021			3-2022		
	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	17	117 %	66 %	17	128 %	66 %	17	148 %	67 %	15	137 %	66 %	18	136 %	71 %	22	138 %	76 %	23	138 %	76 %
>= 2 500 et < 10 000	28	160 %	26 %	27	150 %	25 %	28	166 %	25 %	29	179 %	26 %	27	179 %	22 %	26	217 %	18 %	26	187 %	19 %
>= 500 et < 2 500	32	133 %	7 %	33	177 %	7 %	32	202 %	7 %	31	193 %	7 %	30	199 %	6 %	26	191 %	5 %	24	178 %	5 %
< 500	25	152 %	1 %	21	219 %	1 %	24	336 %	1 %	20	369 %	1 %	21	343 %	1 %	17	286 %	0,5 %	16	422 %	0,5 %
Ratio médian		141 %			165 %			197 %			188 %			191 %			185 %			179 %	

Sources : CSSF, calculs BCL

La plupart des établissements de crédit ont considérablement amélioré leur LCR depuis 2015 (voir tableau 3.13). En décembre 2021, ainsi qu'en mars 2022, les banques de taille plus importante maintenaient des niveaux de LCR légèrement en dessous de la moyenne. Ainsi, les établissements de crédit ayant des sommes de bilan supérieures à 10 milliards d'euros affichaient un ratio LCR médian de 138 % fin décembre 2021. Ce ratio demeure stable à la fin du premier trimestre 2022. En revanche, le ratio LCR affichait un niveau plus élevé pour les banques de taille plus petite.

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 de ces actifs liquides de niveau 1.

Le LCR est complété par le NSFR qui est censé réduire la transformation excessive de la maturité et favorise 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 à partir du 30 juin 2021, y inclus des tableaux simplifiés du NSFR pour les établissements de petite taille et non complexes.

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 (voir l'encadré 3.8), dont les résultats ne sont que partiellement comparables aux données prudentielles définitives disponibles depuis juin 2021.

Encadré 3.8 :

RÉGULATIONS BANCAIRES/SUPERVISION PRUDENTIELLE : ACTUALITÉS EN 2021

En 2019, deux modifications de la réglementation bancaire européenne (CRR II et CRD 5) ont profondément changé le cadre réglementaire européen, mettant en œuvre un certain nombre de mesures clés dans l'UE pour les institutions et couvrant de nombreuses thématiques telles que la liquidité, l'effet de levier et les grands risques. Toutes les nouvelles exigences sont entrées en vigueur le 28 juin 2021.

Conformément à la CRR II, l'exigence minimale en matière de ratio net de financement stable (NSFR) est fixée à 100 % et est devenue obligatoire depuis le reporting à la date de référence juin 2021. L'objectif de ce ratio est de réduire le risque de financement à horizon plus lointain, exigeant des banques de disposer de sources de financement suffisamment stables. Par défaut, tous les établissements doivent déclarer les modèles NSFR complets, bien que les établissements considérés comme petits et non complexes puissent demander l'autorisation à l'autorité compétente d'appliquer le NSFR simplifié et de déclarer en conséquence un reporting simplifié.

Le ratio de couverture de liquidité (LCR) est applicable dans l'Union européenne depuis le 1er octobre 2015 et sa mise en œuvre complète à un minimum de 100 % est devenue effective en janvier 2018. Le règlement délégué (UE) 2015/61 de la Commission (règlement délégué du LCR) contient les spécifications du LCR et a été mis à jour en 2021 afin principalement d'intégrer les modifications introduites par la directive sur les obligations garanties [Directive 2019/2162]. Ces modifications entreront en vigueur le 8 juillet 2022 et ont un impact très limité sur les banques luxembourgeoises.

En juillet 2019, l'Autorité bancaire européenne (ABE) a publié son premier rapport sur le suivi de la mise en œuvre du LCR dans l'UE, en vue de contribuer à une application cohérente du droit de l'UE et de promouvoir des approches et pratiques de surveillance communes dans ce domaine. En mars 2021, l'ABE a publié son deuxième rapport, complémentaire au premier, qui poursuit la même approche et les mêmes objectifs.

Dans un premier temps, le rapport examine : l'utilisation des réserves de liquidité ; les orientations sur les dérogations au mécanisme de dénouement ; le recours au soutien de la banque centrale ; les sorties de fonds supplémentaires induites par les produits dérivés dans le contexte d'une crise.

Dans un second temps, le rapport étudie certaines pratiques ou approches spécifiques pour lesquelles des orientations réglementaires sont fournies afin d'assurer une compréhension en un traitement commun dans l'Union européenne : le traitement des dépôts opérationnels ; le risque d'optimisation du LCR ; les entrées et sorties interdépendantes aux fins du LCR ; le traitement des dépôts couverts par le fonds de garantie.

Enfin, le rapport évalue les effets des orientations antérieures, telles que publiées dans le premier rapport. À cet égard, l'ABE a constaté que ses orientations ont positivement influencé les comportements des banques.

En réponse à la pandémie de COVID-19, des adaptations à la réglementation bancaire européenne ont été publiées dans le Journal officiel de l'Union européenne en juin 2020. Ces mesures visaient à augmenter les marges de manœuvre des établissements de crédit sans toutefois compromettre la stabilité du système financier.

En matière de liquidité, les banques pouvaient opérer temporairement avec un ratio LCR inférieur à 100 % dans un cadre réglementaire allégé. De plus, la BCE avait décidé d'adopter une approche pragmatique en 2020 pour le processus de contrôle et d'évaluation prudentiels (SREP) des banques systémiques qui a été temporairement considérablement allégé.

Dans son communiqué de presse du 17 décembre 2021, la BCE a déclaré que ces modifications expiraient fin décembre 2021.

D'après les données de fin 2021, les banques présentent de manière générale des structures de financement stables pour financer leurs activités. 75 % des banques rapportent un ratio de liquidité structurel NSFR plus élevé en décembre 2021 que le ratio estimé selon le modèle de calcul développé par l'ABE en décembre 2020. Le graphique 3.36 montre la dispersion des résultats de fin décembre 2015 à fin décembre 2021. Il révèle que la médiane a atteint 148 % en décembre 2021 comparé à 120 % d'après le modèle provisoire de calcul en décembre 2020.

Sur la base des informations disponibles à la date de rédaction, les données provisoires pour le NSFR pour mars 2022 indiquent que la médiane a légèrement progressé au premier trimestre 2022, s'élevant à 150 %.

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 des coûts 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 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'élève à 6,8 % fin décembre 2021, soit à un niveau inférieur par rapport à décembre 2020 (7,5 %) et bien inférieur au ratio moyen européen. Le niveau de charge des actifs est calculé à partir des données provisoires de fin mars 2022. Ainsi, le ratio a progressé de 6,8 % en décembre 2021 à 7,6 % fin mars 2022.

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 gardent, de par leurs modèles d'affaires et plus particulièrement de par leurs activités de gestion patrimoniale et de services aux fonds d'investissement, un surplus de liquidité. Ainsi, à la fin de 2021, le volume des dépôts non bancaires représentait 1,9 fois celui des prêts non bancaires. En comparaison annuelle, ce coefficient a légèrement augmenté ; il est resté stable au premier trimestre 2022.

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 en matière de liquidité (voir encadré 3.9) ainsi que sur une collecte journalière du niveau de la liquidité à court terme des établissements de crédit.

Encadré 3.9 :

LA SENSIBILITÉ DES BANQUES LUXEMBOURGEOISES AUX CHOCS DE LIQUIDITÉ

L'impact sur la vulnérabilité des banques luxembourgeoises aux chocs de liquidité est simulé par des tests d'endurance, qui sont modélisés à travers six scénarios : le scénario interbancaire, le scénario de retrait massif des dépôts, le scénario d'utilisation des lignes de crédits, le scénario de retrait partiel des avoirs de tiers, le scénario Eurosysteme et le scénario intragroupe⁷².

Afin d'analyser l'impact de ces différents scénarios, les chocs individuels ont été appliqués à un indicateur de liquidité. Tous les chocs sont d'une nature statique, c'est-à-dire qu'ils sont introduits chaque trimestre pour quantifier l'impact des différents scénarios sur l'indicateur de liquidité tel que défini ci-après. L'indicateur utilisé est le rapport entre les actifs liquides et les actifs totaux (voir Rychtarik and Stragiotti, 2009⁷³). L'impact d'un scénario est mesuré par un changement relatif ($r_{b,t}$) de l'indicateur de liquidité, c'est-à-dire de sa valeur en période de stress ($s_{b,t}$) par rapport à sa valeur de référence ($b_{b,t}$).

$$r_{b,t} = \frac{s_{b,t}}{b_{b,t}} - 1$$

Le graphique 3.39 illustre les résultats des différents scénarios sur la base d'un échantillon représentatif d'une soixantaine de banques. Il représente l'évolution graphique de la valeur de $r_{b,t}$.

Il en ressort que les scénarios de chocs affectant les activités interbancaires et intragroupes engendrent à la fois des valeurs négatives et positives de l'indicateur de liquidité, tandis que les autres scénarios n'engendrent que des valeurs négatives. Cette divergence s'explique par l'hypothèse adoptée quant à la liquidité des actifs interbancaires. Ainsi, les banques actives sur ce segment avec des engagements à court terme sur le marché interbancaire peuvent afficher des résultats positifs.

Analyse des différents scénarios :

Scénario interbancaire :

Ce scénario considère une diminution de la liquidité sur le marché interbancaire. La taille du choc appliquée dans ce scénario est de 50 %. Sur la période étudiée, la médiane de l'indicateur de liquidité n'a pas dévié considérablement ainsi que les quartiles supérieurs et inférieurs, qui restent stables pendant l'année 2021.

Scénario de retrait massif des dépôts :

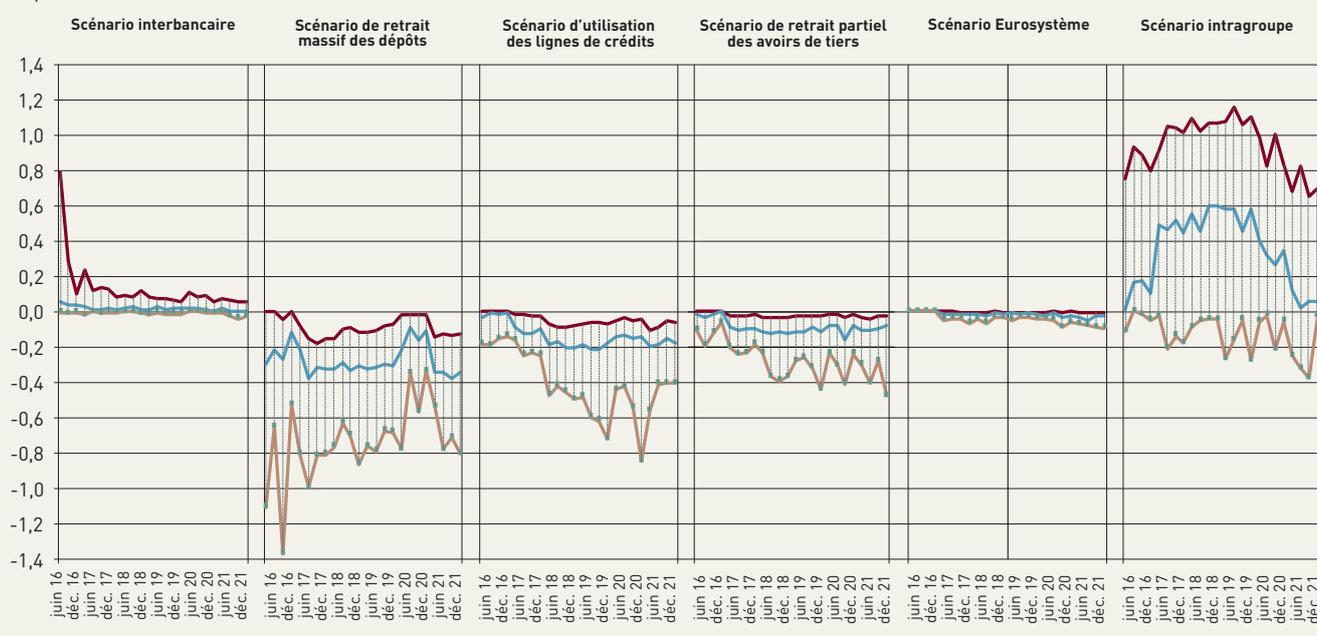
Ce scénario suppose un retrait important des dépôts par les entreprises, les fonds d'investissement ou les ménages auprès des banques. Les chocs sont idiosyncratiques, c'est-à-dire spécifiques à chaque banque en fonction de la volatilité de leurs dépôts non bancaires. Ce scénario aurait l'impact le plus important sur les banques selon les valeurs de la médiane et du premier quartile de l'indicateur de liquidité. Un tel assèchement de la liquidité aurait pour conséquence des tensions substantielles pour la plupart des banques. Il est à noter qu'en 2021 les résultats se sont détériorés, en général, suite à une détérioration de tous les trois composants de l'indicateur, reflétant ainsi une augmentation du risque pour ces banques.

72 Les méthodologies sous-jacentes sont expliquées dans le cahier d'études Numéro 41 de la BCL publié en septembre 2009 par Rychtarik, Š. "Liquidity scenario analysis in the Luxembourg banking sector".

73 Rychtarik, Š. and Stragiotti, F. [2009] "Liquidity risk monitoring framework: A supervisory tool" Banque centrale du Luxembourg, Working paper n. 43/December 2009.

Graphique 3.39

Impact des différents scénarios



Sources : BCL, BCE

Scénario d'utilisation des lignes de crédits :

Ce scénario prévoit que les lignes de crédit accordées par les banques en faveur de leurs contreparties soient utilisées en cas de crise engendrant ainsi un manque de liquidité. De la même manière que précédemment, les chocs sur les lignes de crédit sont idiosyncratiques. La distribution de l'indicateur de liquidité pour ce scénario présente une médiane assez stable de l'échantillon depuis 2020. Par ailleurs, les banques du dernier quartile, en particulier au cours de la dernière année, ont subi une amélioration plus importante.

Scénario de retrait partiel des avoirs de tiers :

Ce scénario considère la possibilité d'un retrait des avoirs de tiers auprès des banques. Le choc appliqué dans ce scénario est de 5 %. La distribution de l'indicateur de liquidité pour ce scénario montre peu de changements sur l'ensemble de la période d'observation, avec une légère détérioration pour les banques du dernier quartile.

Scénario Eurosysteme :

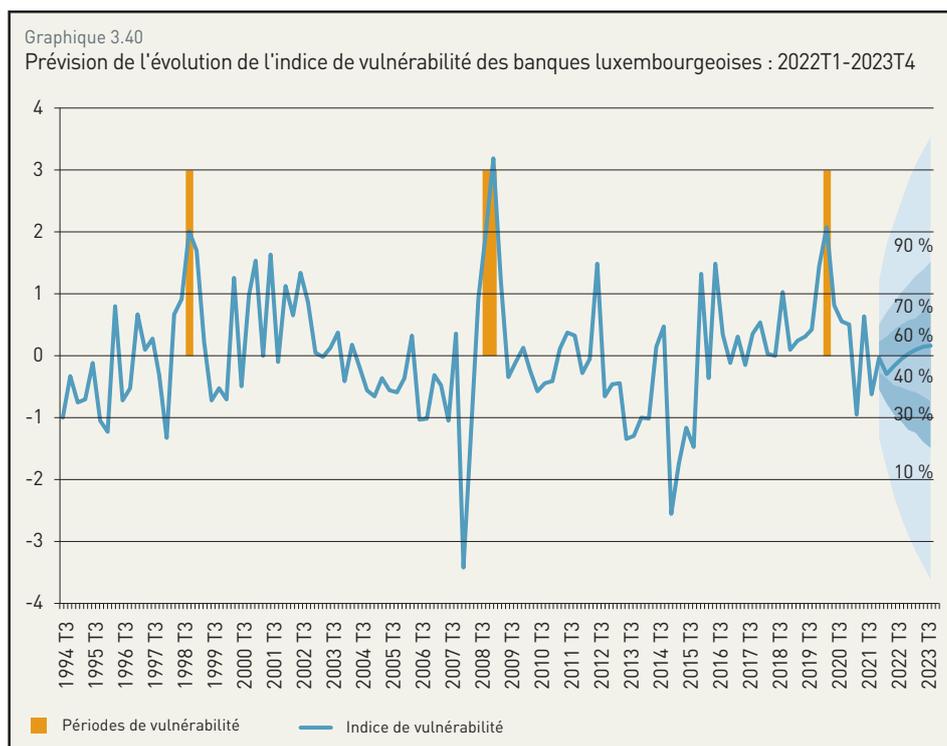
Ce scénario simule une hausse des décotes (*haircuts*) appliquées au collatéral mobilisé dans le cadre des opérations de refinancement de l'Eurosysteme. Le choc adopté est de 50 %. L'évolution de la distribution de l'indicateur de liquidité, principalement pour le quartile inférieur, montre une légère augmentation de la dépendance des banques envers les opérations de politique monétaire de l'Eurosysteme, qui continue depuis 2020.

Scénario intragroupe :

Ce scénario tient compte de la situation des banques luxembourgeoises vis-à-vis des parties liées (intragroupe). Le paramètre appliqué dans ce scénario est de 80 %. Il est à noter que la distribution est relativement dispersée, ce qui reflète la diversité des modèles d'affaires des filiales des groupes bancaires, qui agissent soit en tant que fournisseurs de liquidité, soit en tant que receveurs de liquidité pour leur groupe. Cependant les valeurs positives de la médiane et du quartile supérieur indiquent une tendance à donner plus de liquidités au groupe qu'à en recevoir. La médiane a montré une réduction sensible en 2021, qui a continué depuis l'année 2020 ; par ailleurs, les banques du dernier quartile montrent une tendance à l'amélioration de l'indicateur. Ceci témoigne d'un excès de liquidité vis-à-vis des parties liées pour les banques comprises dans l'échantillon, mais avec une tendance continue à la baisse.

1.8 ÉVALUATION DE LA VULNÉRABILITÉ DU SECTEUR BANCAIRE

1.8.1 Indicateur de vulnérabilité



Source : BCL

maximum observé au cours d'une période donnée (ratio C_{max})⁷⁵. Pour cela, la période 1993T1-2021T4 est découpée en intervalles de 3 mois, selon une fenêtre glissante. Dans chaque fenêtre, la mesure de valeur absolue maximale est retenue.

74 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.

75 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 : $C_{MAXt} = \text{[variable à l'instant t]} / \text{[maximum de la variable au cours des 3 mois]}$.

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.

Le graphique 3.40 illustre la dynamique historique de l'indice et les projections de son évolution au cours des huit prochains trimestres (2022T1-2023T4). 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 3.40, 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 les mesures de confinement décidées par les pouvoirs publics à la suite de la pandémie de COVID-19.

L'examen de la trajectoire prévue pour cet indice au cours des huit trimestres à venir (2022-2023) indique une convergence vers le niveau de risque historique. Bien que les estimations laissent présager une robustesse assurée du secteur bancaire, il est important de tenir compte de l'incertitude reflétée par les intervalles de confiance ainsi que du type d'enchaînement que peut induire la guerre russo-ukrainienne et l'accélération de l'inflation dans un contexte de ralentissement de la croissance économique. L'ensemble de ces éléments pèse sur la confiance des acteurs économiques et favorise la progression de l'incertitude et les scénarios macrofinanciers les plus défavorables.

1.8.2 L'excès du crédit domestique : l'apport des fonctions 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 IV) prévoient l'usage du coussin contracyclique de fonds propres (CCB) 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.

Graphique 3.41

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



Source : calculs BCL. Période d'estimation : 2001T2-2022T1. Projection : 2022T2-2023T4

Conformément à l'approche proposée par le CERS⁷⁶, l'extraction de la composante cyclique du ratio du crédit-PIB est réalisée à l'aide d'un filtre statistique. Celui-ci est représenté sur le graphique 3.41, avec le seuil d'activation du CCB de 2 %. Au premier trimestre 2022, l'écart du ratio du crédit-PIB à sa tendance à long terme était négatif et estimé à -8,7 %.

Le graphique 3.41 propose également une prévision de l'écart du ratio crédit-PIB à sa tendance historique au cours des deux prochaines années. Cette projection est réalisée en se basant sur un modèle vectoriel autorégressif bivarié similaire à celui de Afanasyeva et al. (2018)⁷⁷. Sur le graphique apparaît en pointillés la projection ainsi que les intervalles de confiance. Il ressort des projections que l'écart du ratio du crédit-

PIB devrait rester négatif au cours des prochains trimestres. Cette évolution est cohérente avec le retournement du cycle du crédit au secteur privé non financier, en particulier pour les sociétés non financières. En effet, les projections de l'output gap sont négatives pour 2022 et 2023. Il est néanmoins important de rappeler que l'incertitude est très grande en cette période.

La croissance soutenue du crédit aux sociétés non financières et la constitution de risques systémiques cycliques associée aux évolutions des prix de l'immobilier résidentiel sont les facteurs qui ont motivé la décision initiale du Comité du risque systémique (CdRS) d'activer le taux de coussin de fonds propres contracyclique à un taux de 0,25 % pour le premier trimestre 2019 et de l'augmenter à un taux de 0,5 % pour le premier trimestre 2020. Conformément à la régulation, ce taux de CCB s'applique depuis le premier janvier 2021. Toutefois, il est important de souligner que l'année 2021 a confirmé un découplage entre la croissance du crédit aux SNF en net ralentissement et la croissance des crédits hypothécaires aux ménages et des prix de l'immobilier résidentiel. Compte tenu de tous les éléments quantitatifs et qualitatifs, et 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 CCB au niveau de 0,5 %. En effet, 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 3.10).

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

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

Encadré 3.10 :

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 systémiques cycliques est unanimement partagée dans la littérature économique. Les travaux de Jordà *et al.* (2011)⁷⁸, Schularick et Taylor (2012)⁷⁹ et Boissay *et al.* (2016)⁸⁰ montrent que les périodes de récessions financières suivent effectivement des périodes de *boom* de crédit, confirmant ainsi les travaux précurseurs de Minsky (1977)⁸¹ sur l'évolution du crédit comme source d'instabilité financière. Borio (2012)⁸² et Drehmann *et al.* (2012)⁸³ 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)⁸⁴, met également en évidence plusieurs faits stylisés, en particulier concernant 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 covariations avec les variables de crédit et des prix immobiliers. L'évolution du crédit peut être appréhendée par le ratio du crédit-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 CERS⁸⁵ propose une méthodologie de référence visant à déterminer l'écart de ce ratio à sa tendance historique, utilisé pour déterminer le taux de coussin de fonds propres contracyclique. Au numérateur, la variable de crédit représente l'encours de crédit octroyé au secteur privé non financier. Selon la définition stricte du crédit par la BCL, cet 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 idoine de l'évolution des cycles de crédit au niveau désagrégé et notamment, de leur stabilité à travers le temps.

La recommandation CERS/2014/1 détaille la décomposition cycle-tendance du ratio crédit-PIB selon le filtre développé par Hodrick et Prescott (1981)⁸⁶ avec un paramètre de lissage de 400 000. L'utilisation d'un paramètre de pénalité aussi élevé se justifie au regard de la durée des cycles de crédit qui sont en général plus longs que les cycles réels⁸⁷.

Le graphique 3.42 donne une estimation du cycle financier selon la méthodologie du Comité de Bâle pour la période 2001 T1- 2022 T1. Afin de garantir une correspondance immédiate entre les différents travaux de la BCL, les séries de données sont identiques à celles utilisées dans le cadre du calibrage du taux de coussin de capital contracyclique ou encore pour l'évaluation des risques associés au marché de l'immobilier résidentiel luxembourgeois. Par conséquent, les graphiques 3.42 (a) à 3.42 (d) donnent respectivement l'écart du ratio du crédit au secteur privé non financier à sa tendance

78 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.

79 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.

80 Boissay, F., Collard, F. et Smets, F. (2016): Booms and Banking Crises. *Journal of Political Economy* 124, no. 2: p. 489-538.

81 Minsky, H.P. (1977): The Financial Instability Hypothesis: An Interpretation of Keynes and an Alternative to "Standard" Theory. *Challenge*, 20:1, p. 20-27.

82 Borio C. (2012): The financial cycle and macroeconomics: what have we learnt? BIS, WP n° 395.

83 Drehmann M., Borio, C. et Tsatsaronis K. (2012): Characterising the financial cycle: don't lose sight of the medium-term ! BIS WP n° 380.

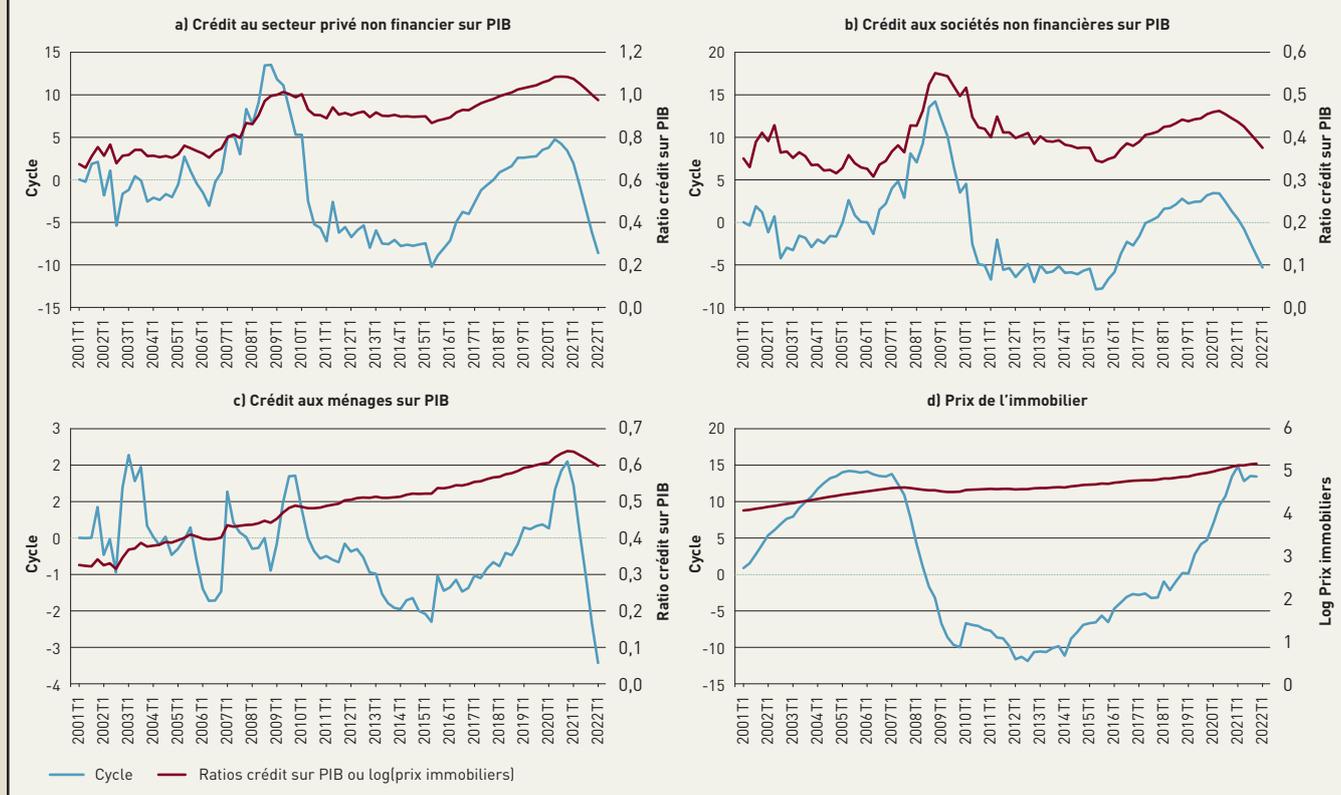
84 Claessens, S., Kose, A. et Terrones, M. (2012): How do business and financial cycles interact? *Journal of International Economics*, 87, issue 1, p. 178-190.

85 Recommandation CERS/2014/1 sur les orientations concernant la fixation des taux de coussin contracyclique.

86 Hodrick, R. et Prescott, E. (1981): Post-war US business cycles: an empirical investigation, Discussion Papers 451, Northwestern University, Center for Mathematical Studies in Economics and Management Sciences.

87 Le Comité de Bâle pour la supervision bancaire motive ce choix par une étude empirique qui montre que les tendances extraites par un filtre HP avec un facteur de pénalité de 400 000 reproduisent mieux la tendance à long terme, confirmant ainsi les travaux de Ravn et Uhlig (2002) sur la nécessité de déterminer le facteur de pénalité en fonction de la durée estimée du cycle et de la fréquence des données considérées.

Graphique 3.42
Extraction du cycle financier par le filtre HP



Sources : BCL, Statec ; calculs BCL. Filtre Hodrick-Prescott ($\lambda=400\ 000$), en %.
Période : 2001T1-2022T1 (sauf pour les prix immobiliers : 2001T1-2021T4).

historique, l'écart du ratio du crédit aux sociétés non financières à sa tendance historique, l'écart du ratio du crédit aux ménages à sa tendance historique et l'écart des prix immobiliers à leur tendance historique⁸⁸.

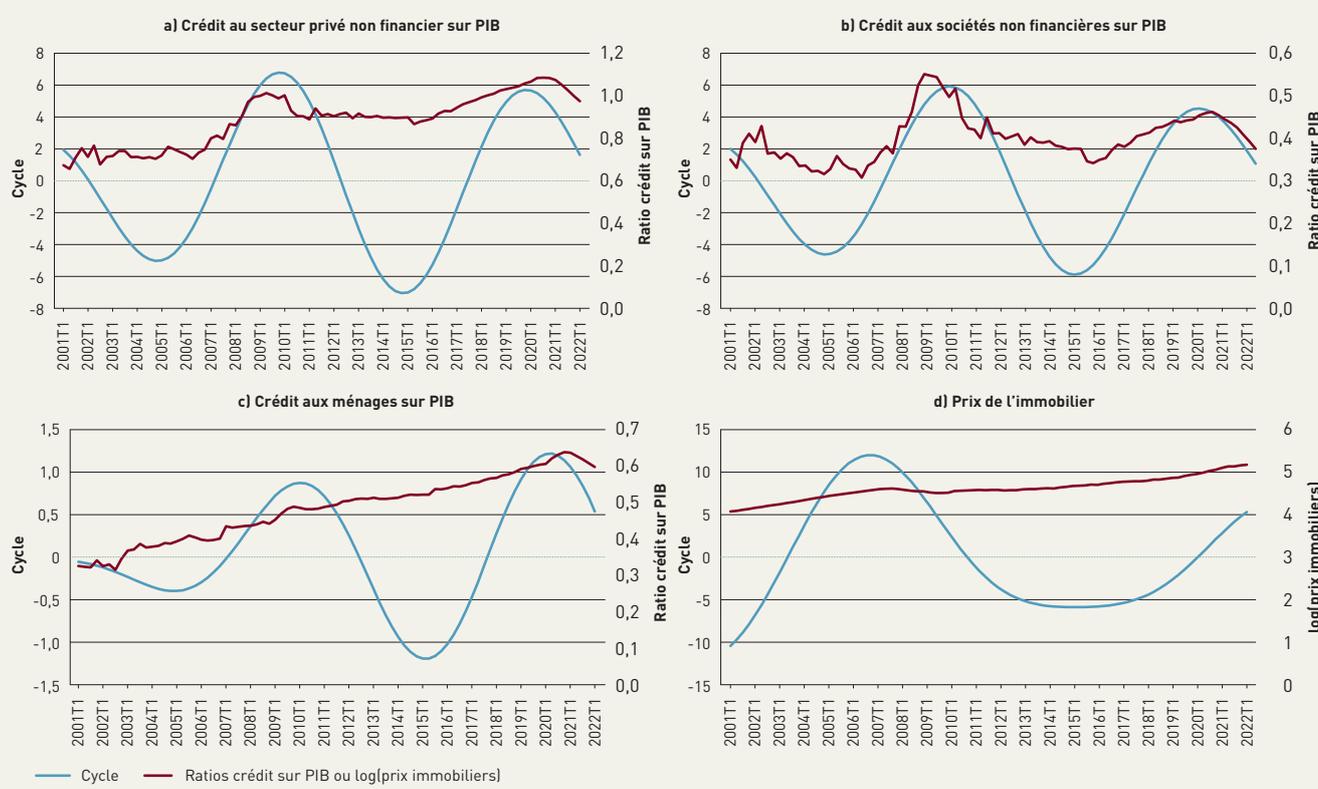
Le crédit accordé au secteur privé non financier est caractérisé par une tendance historique croissante mais s'inscrit dans une phase descendante depuis le deuxième trimestre 2020 avec un écart à la tendance historique de 4,7 %. Cette dynamique s'est poursuivie en 2021 et au début de l'année 2022 avec une réduction de l'écart à -8,7 % au premier trimestre 2022 (graphique 3.42 (a)). Cette évolution résulte des mouvements analogues des composantes du crédit total au secteur privé non financier : d'une part, une croissance du crédit aux sociétés non financières qui s'insère depuis le deuxième trimestre 2020 dans une phase descendante, réduisant l'écart à la tendance historique à -5,3 % au premier trimestre 2022 (graphique 3.42 (b)) et d'autre part, une évolution du crédit aux ménages marquée par une croissance soutenue sur toute l'année 2020 avec un écart du crédit à sa tendance historique culminant à 2,09 % au dernier trimestre 2020, suivie par une baisse importante de l'écart à la tendance historique qui a atteint -3,42 % au premier trimestre 2022 (graphique 3.42 (c)).

Ces dynamiques indiquent que le cycle de crédit est inséré dans une phase de repli dans un contexte économique particulier marqué par la crise sanitaire et les mesures prises pour endiguer la pandémie. Néanmoins, force est de constater que

88 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 Gueddouj, S. (2016). Characterizing the financial cycle in Luxembourg. Cahier d'études N°103, Banque centrale du Luxembourg. Octobre.

Graphique 3.43

Extraction du cycle financier par le filtre CF



Sources : BCL, Statec ; calculs BCL. Filtre Christiano et Fitzgerald, fenêtre 36-60 trimestres, en %.
Période : 2001T1-2022T1 (sauf pour les prix immobiliers : 2001T1-2021T4).

les prix immobiliers demeurent toujours dans une phase croissante susceptible d'entretenir à moyen terme une croissance soutenue du crédit accordé aux ménages (graphique 3.42 (d)).

La crise sanitaire est un évènement particulier qui a bouleversé les évolutions économiques, créant une rupture dans les données. 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 indispensable. Ainsi, la décomposition cycle-tendance des ratios crédit-PIB et des prix immobiliers par le filtre de Christiano et Fitzgerald (2003)⁸⁹ permet de pallier aux insuffisances de la méthodologie bâloise⁹⁰. L'utilisation du filtre de Christiano et Fitzgerald (2003) nécessite le choix d'une fenêtre de fréquence. 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 de filtrer les cycles de moyen terme (8-15 ans). Les graphiques 3.43 (a) et 3.43 (b) confirment la décélération qui caractérise le crédit au secteur privé non financier et le crédit aux sociétés non financières dont les cycles respectifs ont amorcé une phase de repli depuis le premier trimestre 2020. Ce ralentissement intervient plus tardivement pour le crédit aux ménages dont le cycle a entamé une

89 Christiano, LJ et Fitzgerald, TJ, (2003), The band pass filter, International economic review.

90 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.



phase descendante à partir du troisième trimestre 2020. Au premier trimestre 2022, l'écart du crédit accordé aux sociétés non financières à sa tendance historique atteint 1,07 %, soit -2,2 points de pourcentage par rapport au premier trimestre 2021. Cette diminution est également observée pour le crédit au secteur privé non financier dont l'écart à sa tendance historique passe de 4,3 % au premier trimestre 2021 à 1,61 % au premier trimestre 2022. Le cycle du crédit accordé aux ménages progresse plus lentement dans cette phase de repli avec un écart à sa tendance historique qui passe de 1,06 % au premier trimestre 2021, à 0,53 % au premier trimestre 2022 (graphique 3.43 (c)). Le cycle des prix immobiliers poursuit son évolution dans la phase ascendante amorcée au premier trimestre 2016.

Les évolutions cycliques du crédit au Luxembourg s'inscrivent donc dans une configuration singulière et semblent s'être installées dans une phase descendante.

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 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 matière⁹¹.

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 3.14 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 au sens étroit semble être relativement plus performant. Néanmoins, 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

91 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.

par une évolution soutenue des prix de l'immobilier résidentiel. Ce constat est conforté par une valeur de 76,27 % de l'AUROC, mais aussi par une probabilité conditionnelle relative à la dernière observation (53,08 %).

Tableau 3.14 :

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	81,01 % (p = 0,00)	1,02 % (pc = 54,71 %)	7,84 % (pc = 81,07 %)	-3,13 % (pc = 35,86 %)
	Crédit immobilier résidentiel	76,27 % (p = 0,00)	4,11 % (pc = 64,35 %)	17,41 % (pc = 92,45 %)	0,86 % (pc = 53,08 %)
Écart du ratio crédit sur PIB	Définition étroite BCL du crédit	70,57 % (p = 0,00)	-11,80 % (CP=13,20 %)	9,19 % (CP=81,27 %)	-8,72 % (CP=19,91 %)
	Crédit immobilier résidentiel	70,09 % (p = 0,00)	-1,86 % (CP=32,15 %)	4,64 % (CP=86,58 %)	-2,05 % (CP=30,53 %)

Source : BCL, p = la probabilité statistique que la valeur de l'AUROC soit différente de 0,5, pc = la probabilité conditionnelle. Modèle Logit. Estimation 2022T1 (compte tenu de la prévision de croissance du PIB).

1.8.3 Les tests d'endurance en tant qu'outils macro-prudentiels

Les récentes crises financières et sanitaires ont illustré à 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 d'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 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'innovation de l'approche adoptée dans la conduite de ce type de stress test est tout d'abord le recours à un modèle macroéconométrique composé de plusieurs équations, lesquelles sont estimées par un modèle MVAR à multiples régimes, sur des données en fréquence trimestrielle⁹². 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).

92 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.

Graphique 3.44

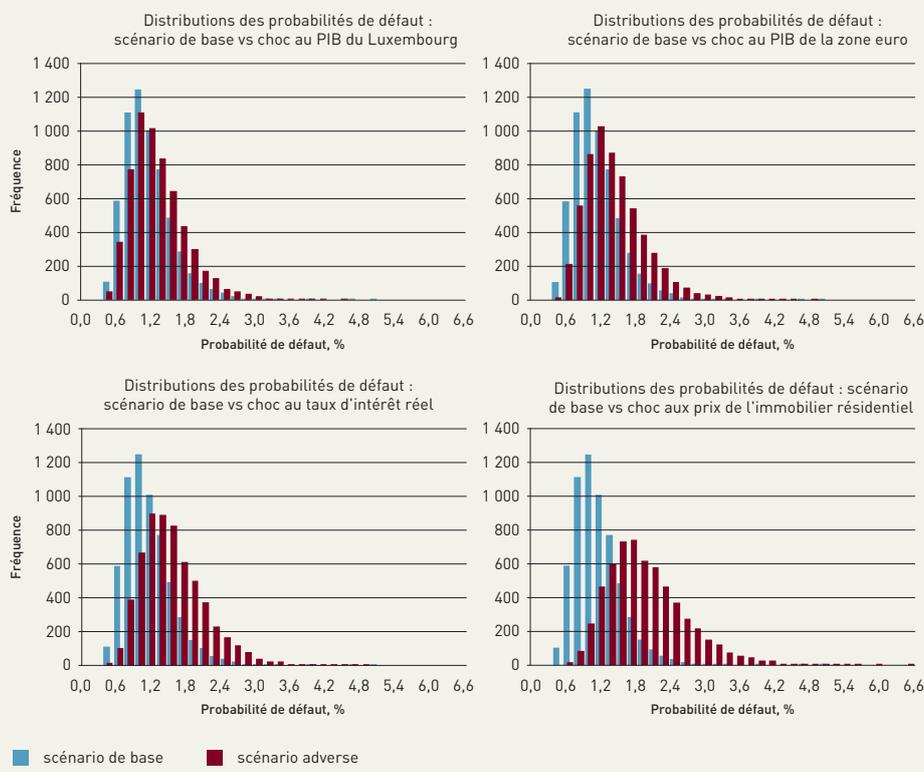
Évolution et prévision des probabilités de défaut des contreparties des banques luxembourgeoises (risque de crédit)



Sources : CSSF, calculs BCL

Graphique 3.45

Distribution des probabilités de défaut : scénarii d'un choc au PIB du Luxembourg, PIB de la zone euro, au taux d'intérêt réel et prix de l'immobilier résidentiel



Source : BCL

Le scénario de base du stress est basé sur les plus récentes projections macroéconomiques de la BCE⁹³, tandis que le scénario adverse s'appuie sur celui développé pour le stress-test de l'EBE de cette année. Les stress tests réalisés sont conduits selon une approche « top down » et le modèle adopté permet de relier explicitement l'évolution des probabilités de défaut à l'évolution de variables économiques. L'horizon de projection retenu pour ces scénarios est de deux ans, soit la période 2022-2023. 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 les accords de Bâle et de la régulation européenne (CRD IV et CRR).

Les résultats du scénario de base concernant l'évolution de la probabilité de défaut laissent présager que la tendance est plutôt à la baisse en 2022. La projection et les intervalles de confiance associés sont illustrés dans le graphique 3.44. La légère progression affichée en 2023 s'explique principalement par les conséquences retardées de la pandémie sur la solvabilité des agents économiques.

Quant à l'impact des chocs sur le niveau des probabilités de défaut, le graphique 3.45 affiche les résultats

93 ECB staff macroeconomic projections for the euro area, June 2022.

de 5 000 simulations issues du modèle adopté pour conduire des tests d'endurance macroprudentiels propres au secteur bancaire luxembourgeois. L'ensemble des scénarios 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 », c'est-à-dire en l'absence de chocs. Ainsi, les scénarios 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 moins sensibles aux chocs au PIB luxembourgeois en comparaison avec ceux affectant le PIB de la zone

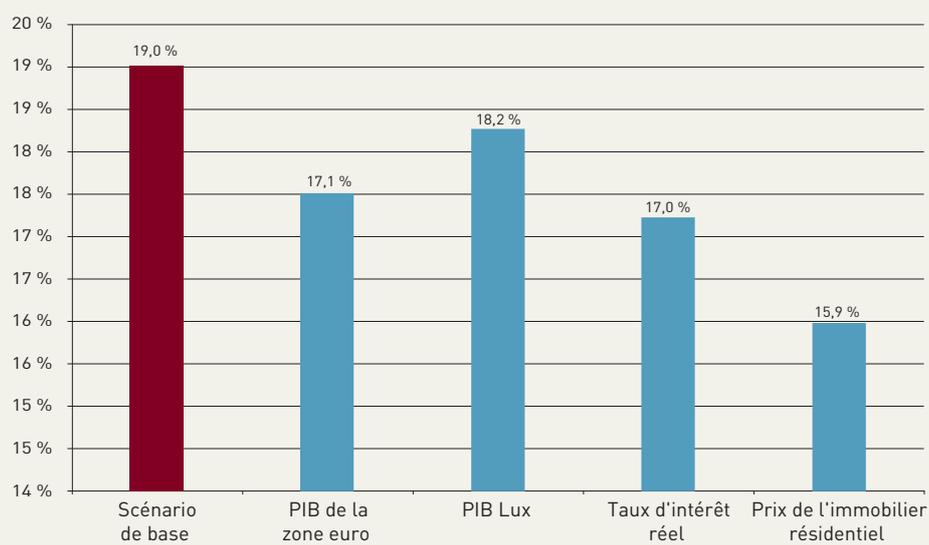
euro, les taux d'intérêt ou les prix de l'immobilier résidentiel au Luxembourg. Dans ce cadre, l'impact le plus important est induit par les prix de l'immobilier résidentiel. En effet, les simulations révèlent que l'impact d'un choc sur ces derniers est beaucoup plus important que ceux issus des PIB de la zone ou du taux d'intérêt. En d'autres termes, la matérialisation d'un choc sur les prix de l'immobilier serait le premier principal risque pour le système bancaire luxembourgeois dans son ensemble.

Après avoir estimé et simulé les probabilités de défaut propres à chaque scénario, ces dernières ont été utilisées pour quantifier leurs impacts sur les exigences en termes de capitaux propres des banques. Les résultats agrégés sont affichés dans le graphique 3.46. 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 0,8 à 3,1 points de pourcentage pour atteindre un ratio de 15,9 % 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. Bien que le système bancaire dans son ensemble dispose de fonds propres suffisants (19 %) 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.

Compte tenu de l'importance de la sensibilité du portefeuille des crédits des banques luxembourgeoises au PIB de la zone euro, 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 les perspectives de resserrement rapide des conditions financières dans un contexte de reprise vigoureuse de l'inflation et d'un endettement élevé des ménages au Luxembourg se sont matérialisées depuis l'amorçage de la normalisation des politiques monétaires par les principales banques centrales. La matérialisation d'un choc important affectant les prix de l'immobilier ou les taux

Graphique 3.46

Impact des chocs sur le niveau du capital Tier 1 à la fin de l'année 2023



Source : calculs BCL



d'intérêt serait susceptible d'engendrer des déséquilibres financiers importants, en particulier pour les établissements de crédit dont l'activité est plutôt orientée vers l'économie nationale. L'activation récente des mesures macroprudentielles destinées aux emprunteurs, en l'occurrence un LTV différencié, par le Comité du risque systémique est un levier approprié pour atténuer à terme les risques induits par la persistance de la progression de l'endettement des ménages et des prix de l'immobilier. Néanmoins et au vu de la poursuite du caractère ascendant des prix de l'immobilier et de l'endettement des ménages luxembourgeois, le LTV à lui seul semble insuffisant pour réduire l'accumulation des risques au cours de la dernière décennie.

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 orienté⁹⁴ 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 nœuds⁹⁵.

Les formules de calcul de l'indice alpha sont décrites ci-dessous :

Graphes planaires :

a = nombre de circuits effectifs / nombre maximum de circuits possibles

$$a = c / (2n - 5),$$

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.

⁹⁴ 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.

⁹⁵ Voir Ducruet C., Rodrigue J.-P., «Graph Theory: Measures and Indices», The Geography of Transport Systems.

Graphes non planaires :

$$a = (e - n + p) / [(n - 1)/2 - (n - 1)]$$

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)⁹⁶ est employée pour tester la planéité selon le théorème de Kuratowski (1930)⁹⁷.

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 orienté⁹⁸. Une « connexion possible » est définie comme tout lien susceptible d'exister entre deux « nœuds ».

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 collecte de ces données est rendue obligatoire par le règlement (UE) 575/2013⁹⁹ relatif aux exigences prudentielles en matière de rapports de surveillance pour les établissements de crédit. La mise en place d'une telle collecte 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 circulaire CSSF 14/593¹⁰⁰.

96 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

97 Kuratowski K., 1930, « Sur le Problème des Courbes Gauches en Topologie », Fund. Math., Vol. 15, pp. 271-283.

98 Un réseau orienté traite les expositions d'une banque à l'actif et au passif à une même contrepartie comme étant deux arêtes différentes.

99 Règlement (EU) No 575/2013 du Parlement européen et du Conseil en date du 26 juin 2013 sur les exigences prudentielles pour les établissements de crédits et les entreprises d'investissement et modifiant le Règlement (EU) No 648/2012.

100 Voir Circulaire CSSF 14/593 telle que modifiée par les circulaires 15/613, 15/621, 16/640, 17/663, 18/678, 18/685, 19/715, 19/729, 20/745 et 21/774 (Point 11).

Pour les risques pris sur des « établissements », l'établissement de crédit doit renseigner toutes les expositions dont la valeur exposée au risque est supérieure ou égale à :

- 10 % des fonds propres de catégorie 1
- ou
- 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 3.15, représente le nombre de transactions brutes entre les banques au sein du réseau.

Le tableau 3.15 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 5 milliards d'euros en mars 2022, a légèrement augmenté par rapport aux trimestres précédents. En même temps, le nombre d'établissements de crédit prenant part aux transactions interbancaires domestiques, ainsi que le nombre total de transactions déclarées sont restés relativement stables au cours des derniers trimestres.

Tableau 3.15 :

Propriétés structurelles du réseau interbancaire domestique entre 2019T1 et 2022T1

PÉRIODES	SOMME TOTALE DES TRANSACTIONS AU NIVEAU DU RÉSEAU (EN MILLIARDS D'EUROS)	NOMBRE D'ÉTABLISSEMENTS DE CRÉDIT (NŒUDS)	TRANSACTIONS INTERBANCAIRES (ARÊTES)
2019T1	7,5	83	177
2019T2	6,8	83	180
2019T3	7,1	80	179
2019T4	6,7	80	175
2020T1	7,3	72	135
2020T2	9,5	74	147
2020T3	9,6	75	143
2020T4	4,4	72	138
2021T1	6,0	73	145
2021T2	4,3	67	133
2021T3	3,7	69	129
2021T4	3,9	60	117
2022T1	5,0	70	128

Source : calculs BCL

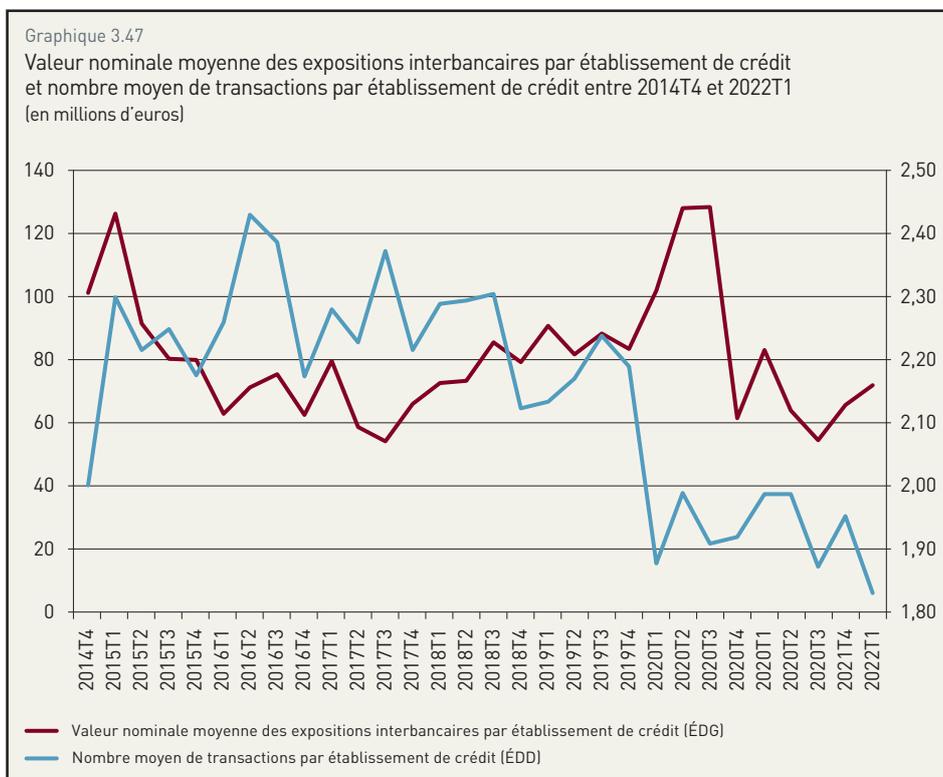
Après une année 2020 marquée par un niveau de volatilité élevé, la valeur nominale moyenne des expositions interbancaires par établissement de crédit, ainsi que le nombre moyen de transactions par établissement se sont stabilisés depuis le premier trimestre 2021. Néanmoins, ces deux mesures n'ont plus retrouvé les niveaux observés avant la pandémie, indiquant une baisse plus générale des activités interbancaires au Luxembourg (graphique 3.47).

Analyse de la connectivité du réseau interbancaire domestique

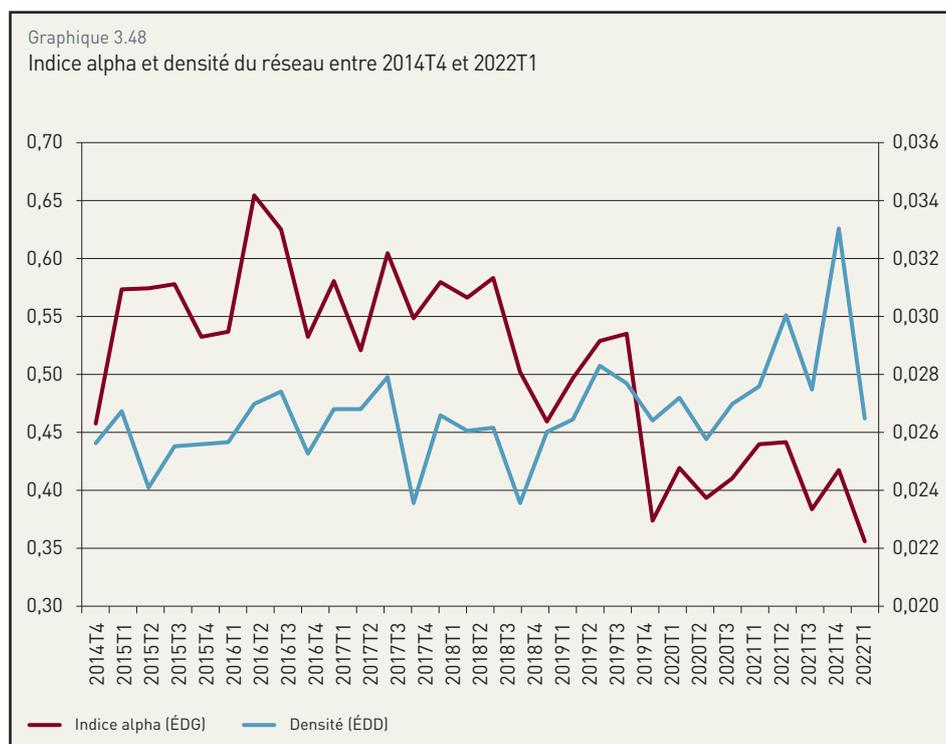
Les mesures de connectivité du réseau interbancaire domestique divergent légèrement au cours de la période analysée. Les chiffres associés à la densité du réseau sont plus homogènes que ceux fournis par l'indice alpha. Les valeurs liées à la densité du réseau évoluent entre 0,024 et 0,033, tandis que celles fournies par l'indice alpha varient entre 0,36 et 0,66. En 2021, la densité a enregistré une hausse passagère en comparaison avec le niveau observé fin 2020, pendant que l'indice alpha n'a guère progressé.

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. D'autre part, les valeurs obtenues pour l'indice alpha indiquent un niveau relativement élevé de redondance au sein du réseau (graphique 3.48).

Globalement, le réseau interbancaire luxembourgeois totalise relativement peu de transactions interbancaires par rapport à son potentiel. Néanmoins, et en dépit de la relative faiblesse du nombre de connexions directes au sein du réseau, il existe un risque de contagion via les interconnexions indirectes entre les établissements de crédit domestiques, ce qui explique le niveau élevé de l'indice alpha.



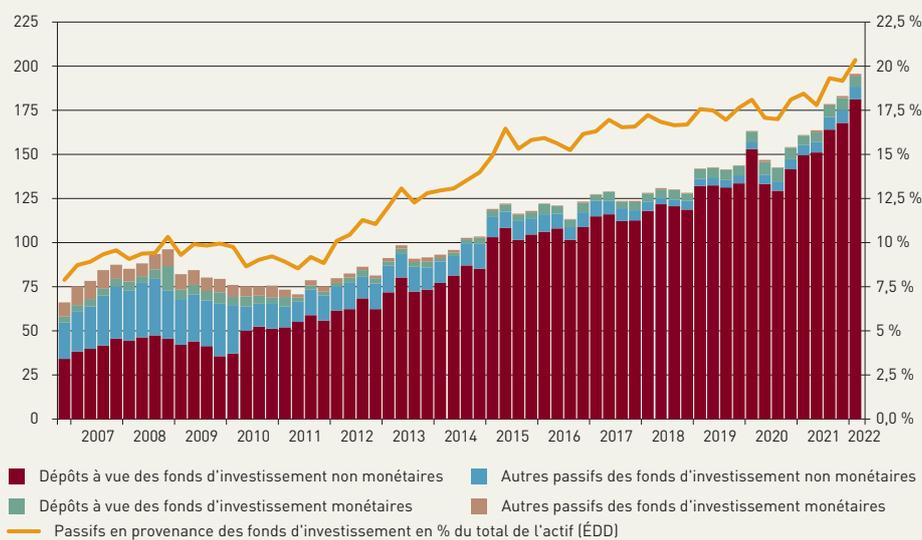
Source : calculs BCL



Source : calculs BCL

Graphique 3.49

Évolution des passifs des établissements de crédit domestiques provenant des fonds d'investissement (en milliards d'euros)



Source : BCL

1.8.5 Les interconnexions entre les établissements de crédit et les fonds d'investissement

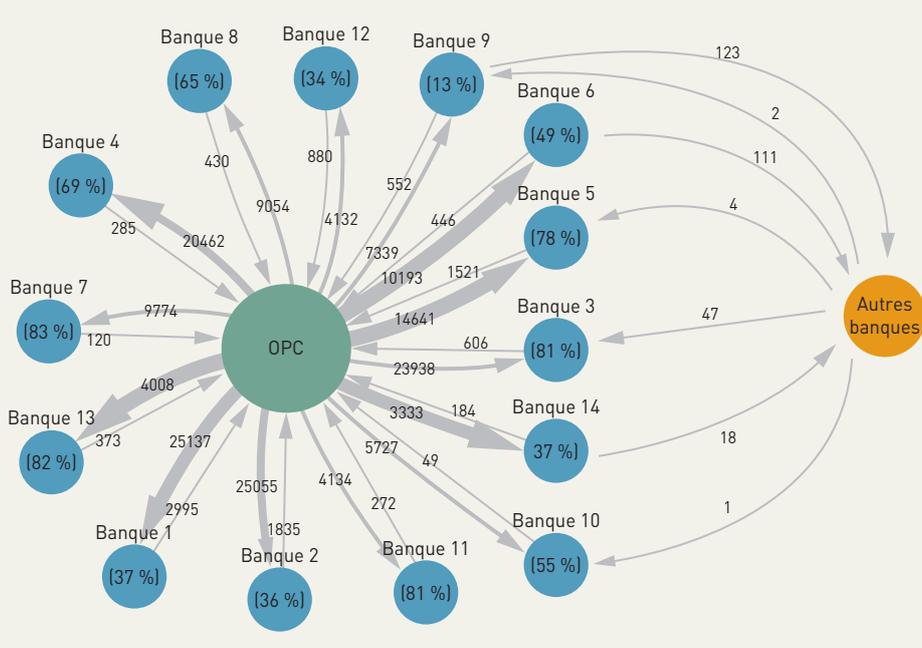
Les expositions réciproques entre les établissements de crédit luxembourgeois et le secteur des fonds d'investissement peuvent être utilisées pour décrire et évaluer le phénomène des interconnexions au sein du système financier domestique. Alors que l'exposition des banques restait limitée à l'actif, avec un montant agrégé représentant environ 2 % du bilan du secteur bancaire, les passifs en provenance des fonds d'investissement se sont accumulés à 196 milliards d'euros, soit 20 % du bilan agrégé du secteur bancaire, en mars 2022. L'encours des passifs bancaires provenant des fonds d'investissement a triplé depuis le dernier trimestre de 2006 (graphique 3.49), reflétant la progression continue de ce dernier secteur après la crise financière globale.

Le niveau élevé de dépôts à vue des fonds d'investissement auprès des banques serait susceptible de constituer un vecteur de contagion, par exemple dans le contexte de rachats massifs de parts de fonds suite à une éventuelle augmentation rapide de l'aversion au risque des 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 3.50).

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.

Graphique 3.50

Réseau des interconnexions entre les banques dépositaires et les fonds d'investissement au Luxembourg en 2022 T1



Source : BCL. Note : les expositions sont en millions d'euros. Le pourcentage de dettes envers les OPC relativement au total bilantaire des banques est indiqué entre parenthèses.

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 premier trimestre 2022, le réseau est hautement centralisé sur le nœud représentant le secteur des fonds d'investissement (centralisation de 78 % en termes de degré). De plus, un faible nombre d'arêtes existantes (densité de 2,8 %) combiné avec de courtes distances entre les nœuds (diamètre de quatre arêtes, distance moyenne de 2,3 arêtes) indique que plusieurs banques remplissent potentiellement le rôle de pivot dans le réseau et pourraient donc être considérées comme systémiques. L'importance systémique des nœuds au sein du réseau peut être quantifiée à l'aide des mesures de centralité. Le tableau 3.16 résume les distributions des scores pour cinq mesures de centralité fréquemment utilisées dans le domaine de l'analyse des réseaux.¹⁰¹

Tableau 3.16 :

Distribution des scores pour différentes mesures de centralité

	ÉCART-TYPE	MINIMUM	MÉDIANE	90E PERCENTILE	MAXIMUM
In-degré	8	0	1	4	68
Out-degré	7	0	1	4	67
Intermédialité	748	0	0	63	6 995
Proximité	40	15	126	145	147
Degré	525	0	6	188	4 884
Centralité de vecteur propre	386	0	4	184	2 680
In-PageRank	408	0	21	180	3 823
Out-PageRank	426	0	32	148	4 005

Source : BCL. Période : 2022T1. Notes : In-degré (Out-degré) d'un nœud est égal au nombre d'arêtes entrantes (sortantes).¹⁰²

Sur 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 et le score inférieur pour le 90^e percentile.

101 Ces mesures ont, par exemple, été employées dans la Revue de stabilité financière de la BCE de juin 2012.

102 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'intermédialité 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.



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. Des banques isolées disposant de fortes interconnexions avec le secteur des fonds d'investissement ne devraient pas poser de risque en termes de contagion pour le reste du secteur bancaire. 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, depuis 2017, 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 pour capter adéquatement les interconnexions entre les fonds d'investissement et le secteur bancaire. L'implémentation des coussins de capital pour les A-EIS contribue à réduire le risque de contagion potentiel provenant des interconnexions en absorbant des pertes éventuelles qui pourraient découler de ventes forcées d'actifs suite à un retrait de dépôts auprès des banques.

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 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 3.11 indique 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, qui ont les montants les plus élevés de passifs des fonds d'investissement, détiennent d'importants volumes d'actifs liquides.

2. LES AUTRES ACTEURS DU SECTEUR FINANCIER

2.1 LES ORGANISMES DE PLACEMENT COLLECTIF

Dans l'ensemble, l'industrie des fonds d'investissement au Luxembourg a poursuivi sa progression au cours de l'année 2021. Les actifs sous gestion ont atteint un encours de 6 033,2 milliards d'euros à la fin du mois de mai 2022, en hausse de 12,9 % par rapport à la fin du mois de décembre 2020. Au cours de la période sous revue, le nombre des fonds d'investissement a augmenté de 802 unités, pour s'établir à un total de 7 736 unités à la fin du mois de mai 2022. Le nombre de compartiments a également augmenté de 1 130 unités au cours de cette période, passant ainsi de 18 714 à 19 844 unités.

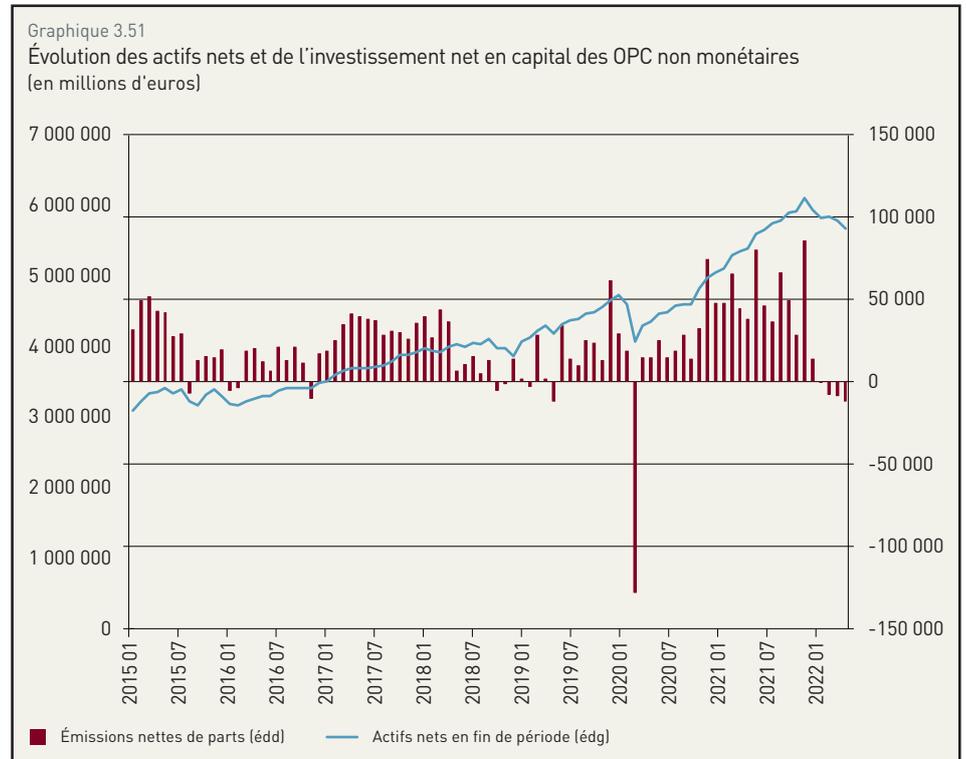
2.1.1 Les OPC non monétaires

En mai 2022, l'activité des OPC non monétaires s'est établie à 5 558,7 milliards d'euros, en hausse de 14,2 % par rapport à la fin de l'année 2020. Au cours de cette période, les investissements nets se sont élevés à 616,9 milliards d'euros, tandis que les effets de marché ont positivement contribué à l'évolution de la VNI à hauteur de 84,8 milliards d'euros¹⁰³. Les fortes pertes enregistrées au mois de mars

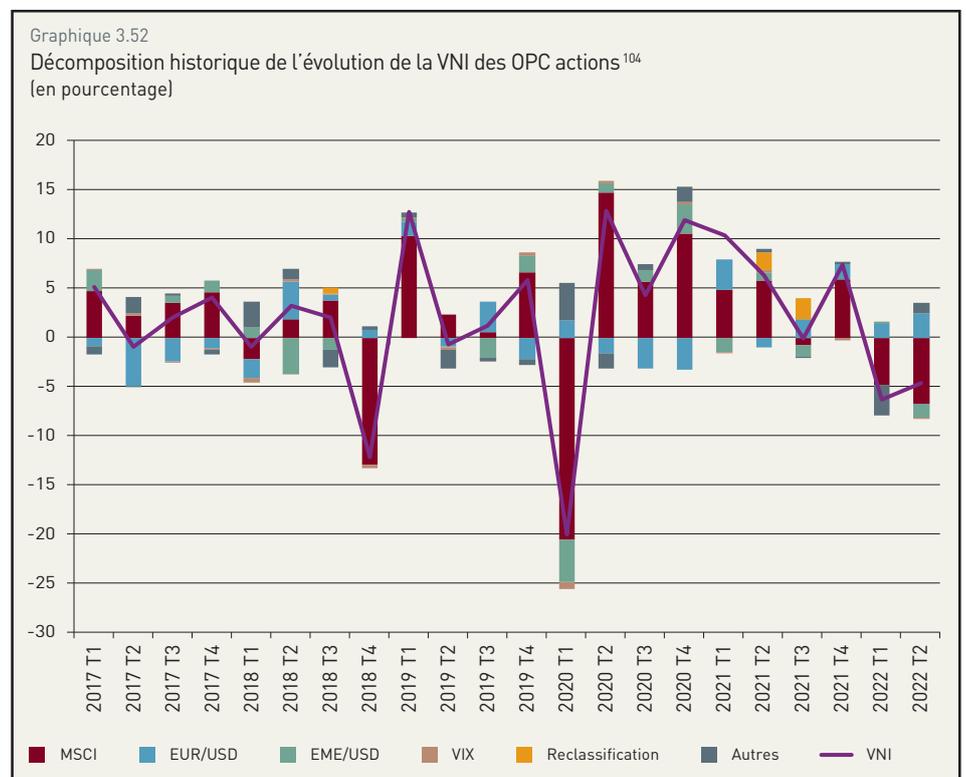
¹⁰³ À partir de septembre 2018, les chiffres de la BCL incluent les fonds d'investissement alternatifs non réglementés. Voir à ce sujet l'encadré du bulletin BCL 2021(1) « Les fonds d'investissement alternatifs non réglementés ».

2020, en raison de la dégradation de l'environnement macroéconomique et financier international lié à la crise sanitaire, ont ainsi été largement effacées au cours de l'année 2021. Le début de l'année 2022 a toutefois été marqué par une baisse de l'activité des OPC non monétaires. Entre la fin du mois de décembre 2021 et la fin du mois de mai 2022, ces derniers ont en effet enregistré des sorties nettes de capitaux à hauteur de -15,5 milliards d'euros, et ce, dans un contexte de marché défavorable qui s'est traduit par des effets de revalorisation négatifs de -411,7 milliards d'euros.

Sur l'ensemble de la période sous revue, les OPC non monétaires domiciliés au Luxembourg ont bénéficié d'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 5,0 % entre la fin du mois de décembre 2020 et la fin du mois de mai 2022, ont positivement contribué à l'évolution de la VNI. La remontée des taux d'intérêt de long terme sur le marché des obligations a quant à elle négativement affecté le montant des actifs sous gestion, en particulier depuis le début de l'année 2022. Enfin, la dépréciation du taux de change de l'euro par rapport au dollar



Source : BCL

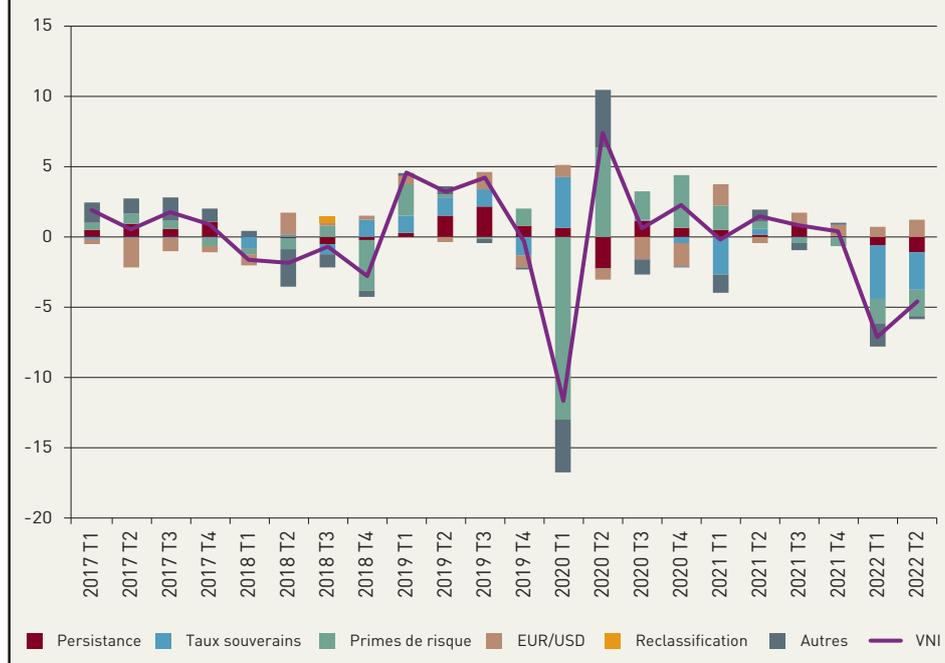


Source : BCL

104 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* ». Les données pour 2022T2 portent sur les mois d'avril et de mai.

Graphique 3.53

Décomposition historique de l'évolution de la VNI des OPC obligataires¹⁰⁷
(en pourcentage)



Source : BCL

américain a engendré des effets de revalorisation positifs pour les OPC non monétaires luxembourgeois, tant au niveau de la composition de leur actif que de leur passif¹⁰⁵.

Plus spécifiquement, la VNI des OPC actions a atteint un encours total de 2 264,1 milliards d'euros à la fin du mois de mai 2022, en hausse de 21,7 % par rapport à la fin de l'année 2020. La VNI des OPC obligataires a quant à elle atteint un encours total de 1 390,5 milliards d'euros, soit une baisse de -5,6 % au cours de cette même période. Dans l'ensemble, les investisseurs ont favorisé les OPC actions qui ont enregistré 297,0 milliards d'euros de souscriptions nettes, contre 54,5 milliards d'euros pour les OPC obligataires. Les premiers mois de l'année 2022 ont également été marqués par des sorties nettes de capitaux de 42,7 milliards d'euros

pour les OPC obligataires. En ce qui concerne les autres catégories de fonds, l'activité des OPC mixtes a connu une hausse de 15,0 % entre décembre 2020 et mai 2022, avec des émissions nettes à hauteur de 143,6 milliards d'euros. L'activité des OPC immobiliers, des OPC alternatifs et des autres fonds, qui regroupe principalement des fonds non-UCITS a pour sa part respectivement enregistré des taux de croissance de 40,5 %, 13,3 % et 84,4 % au cours de la période sous revue.

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.

Les résultats empiriques indiquent que la hausse de la VNI des OPC actions au cours de la période sous revue s'explique principalement par le dynamisme des indices boursiers mondiaux. La correction des marchés enregistrée depuis le début de l'année s'est toutefois directement répercutée sur l'activité de ces derniers. Du point de vue des OPC obligataires, la VNI a été négativement impactée, notamment au

105 L'encadré ci-dessous décrit de manière détaillée les expositions des fonds d'investissement luxembourgeois à l'égard du secteur public par pays.

106 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* ». Les données pour 2022T2 portent sur les mois d'avril et de mai.

107 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* ». Les données pour 2022T2 portent sur les mois d'avril et de mai.

cours des premiers mois de 2022, par la remontée des taux d'intérêt sur les marchés obligataires. La dépréciation du taux de change de l'euro par rapport au dollar américain a quant à elle permis de soutenir l'évolution de la VNI des OPC actions et de la VNI des OPC obligataires sur l'ensemble de la période.

En outre, les OPC obligataires luxembourgeois ont globalement diminué leur exposition au risque de taux d'intérêt 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. Les OPC obligataires luxembourgeois sont donc devenus moins sensibles en fin de période à une variation des taux d'intérêt à long terme et, ce faisant, à un retournement de tendance sur les marchés obligataires. Selon les estimations de la BCL, une hausse généralisée de 1 % et de 2 % des taux d'intérêt de long terme se traduirait en effet par une baisse de la valeur du portefeuille des OPC obligataires de respectivement -5,6 % et -10,4 % à la fin du mois de mai 2022, contre -6,5 % et -11,9 % à la fin de l'année 2020.

Tableau 3.17 :

L'exposition au risque de taux d'intérêt des OPC obligataires luxembourgeois¹⁰⁸

	DÉC. 2019	DÉC. 2020	DÉC. 2021	MAI 2022
Maturité résiduelle (années)	8,42	9,12	8,63	7,67
Taux du coupon (%)	4,23	4,20	3,71	3,34
Rendement (%)	3,51	3,12	3,33	4,51
Duration modifiée	6,49	6,98	6,79	5,97
Convexité	88,4	102,6	96,7	76,1
Pertes potentielles sur le portefeuille (%)				
<i>Hausse de 100 pbs</i>	-6,1	-6,5	-6,3	-5,6
<i>Hausse de 200 pbs</i>	-11,2	-11,9	-11,6	-10,4

Source : BCL

108 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* ».

Encadré 3.11 :

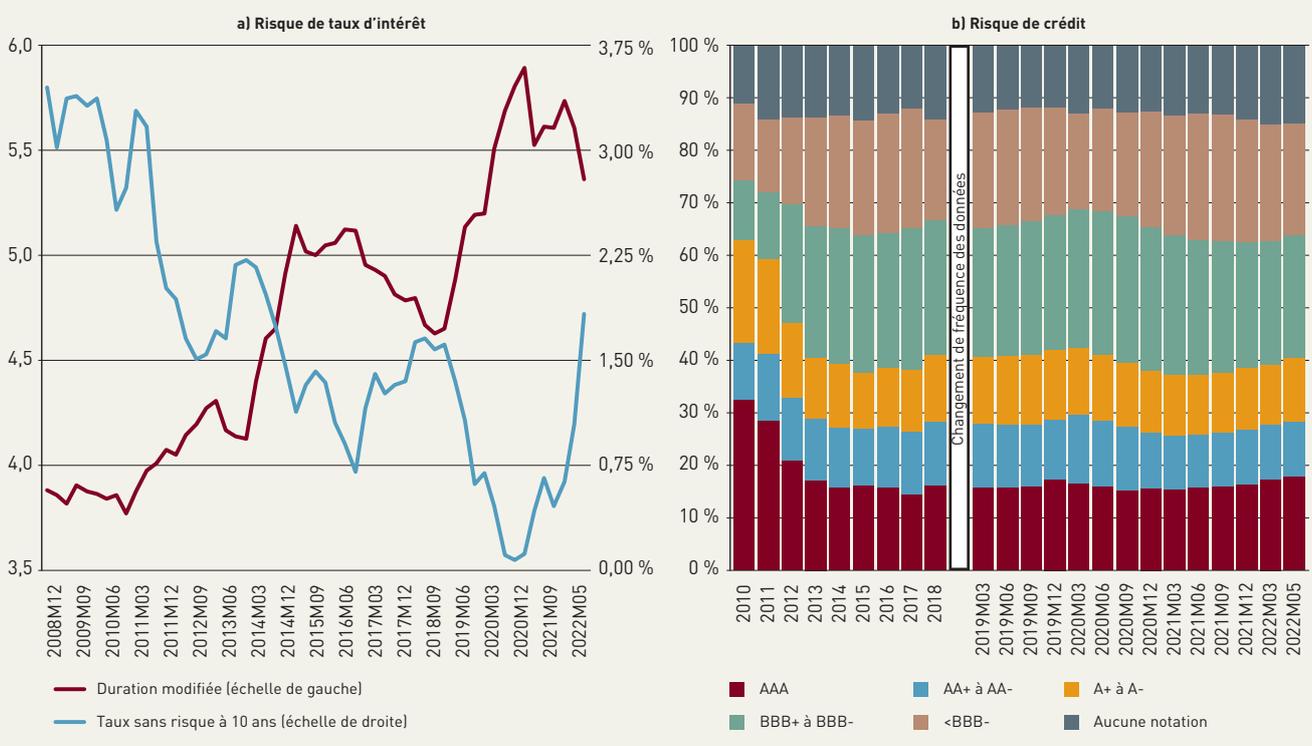
ANALYSE DE LA QUALITÉ DES PORTEFEUILLES DES FONDS D'INVESTISSEMENT

L'environnement de taux d'intérêt bas observé ces dernières années a favorisé une plus grande prise de risque des fonds d'investissement.¹⁰⁹ Le secteur des fonds au Luxembourg s'est inscrit dans cette tendance et a réorienté sa stratégie d'investissement vers des maturités plus longues, passant d'une moyenne de 6,8 ans en décembre 2008 à 8,8 ans en mai 2022. Cette réorientation a permis aux fonds d'atténuer les effets de la baisse des taux d'intérêt. Le rendement annuel moyen des obligations à taux fixe détenues par les fonds au Luxembourg a baissé de cinq points de base entre décembre 2008 et mai 2022, tandis que le taux à 10 ans sans risque a, en moyenne, baissé de 162 points de base sur la même période.¹¹⁰

109 CERS (2021). EU Non-bank Financial Intermediation Risk Monitor 2021, August 2021; BCE (2021). *Financial Stability Review, November 2021*.

110 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 des fonds luxembourgeois libellés en EUR, USD et GBP.

Graphique 3.54
Évolution des risques de taux d'intérêt et de crédit



Sources : BCL, base de données centralisée sur les titres (CSDB), Bloomberg. Périodes : 2008M12-2022M5 (graphique de gauche), 2010M12-2022M5 (graphique de droite). Notes : dans le graphique de gauche, le risque de taux d'intérêt est mesuré par la durée 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.

L'allongement des maturités a également engendré une sensibilité accrue des fonds aux changements de taux d'intérêt. Cette sensibilité est mesurée par la durée modifiée [graphique 3.54(a)]. En effet, les fonds ajustent la durée de leurs portefeuilles de manière à compenser les baisses de taux par une exposition plus prononcée au risque de taux d'intérêt. Par conséquent, la baisse des taux sans risque au cours de la dernière décennie a entraîné une augmentation régulière de la durée des titres détenus par les fonds. Depuis le premier trimestre 2021, cette tendance s'est interrompue, sur fond d'anticipations d'inflation plus soutenues et d'une remontée des taux, en particulier aux États-Unis.

Quant à la qualité de crédit des titres détenus par les fonds luxembourgeois, elle est restée relativement stable depuis 2013 [graphique 3.54(b)]. La dégradation observée entre 2010 et 2013 était principalement due à des baisses de notation de la dette publique de certains pays développés. Plus récemment, dans le contexte de la pandémie, la légère dégradation observée sur les derniers trimestres était induite aussi par le changement de notations. De manière générale, la variation de la qualité de crédit des titres de créance détenus par les fonds au Luxembourg provient principalement des fluctuations de notation, plutôt que des réorientations stratégiques vers des titres plus risqués.

Le risque de crédit auquel les fonds sont exposés varie considérablement en fonction de leur politique d'investissement [graphique 3.55].

Les différents types de fonds monétaires, ainsi que les fonds obligataires de dette publique, détiennent les portefeuilles 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.

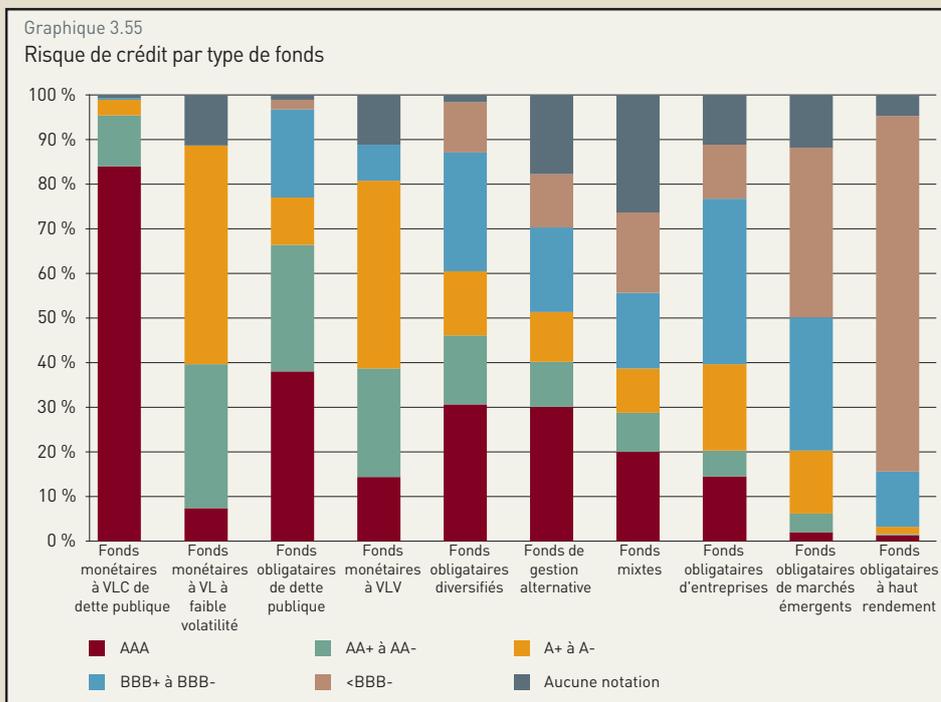
De manière générale, les parts émises par les fonds monétaires à valeur liquidative (VL) à faible volatilité et les fonds monétaires à valeur liquidative variable (VLV) sont notées AAAmf, Aaa-mf ou AAAm, selon l'agence de notation.¹¹¹ Afin de garantir le maintien de leur notation, ces fonds monétaires détiennent également des titres de haute qualité, souvent émis par des établissements de crédit. Cette notation est cruciale pour les fonds monétaires en vue d'attirer des investisseurs institutionnels.

Il convient de noter que les fonds de gestion alternative détiennent des titres de créance dont les notations sont relativement élevées, les risques associés à ce type de fonds étant plutôt 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 de créance à haut rendement (<BBB-) détenus par les fonds obligataires de marchés émergents est surtout due à la détention d'obligations souveraines de pays d'Afrique, d'Amérique 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 3.56(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 durée et 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. Cette différence reflète probablement le désir de compenser des primes de risque plus faibles sur des titres de haute qualité de crédit par des

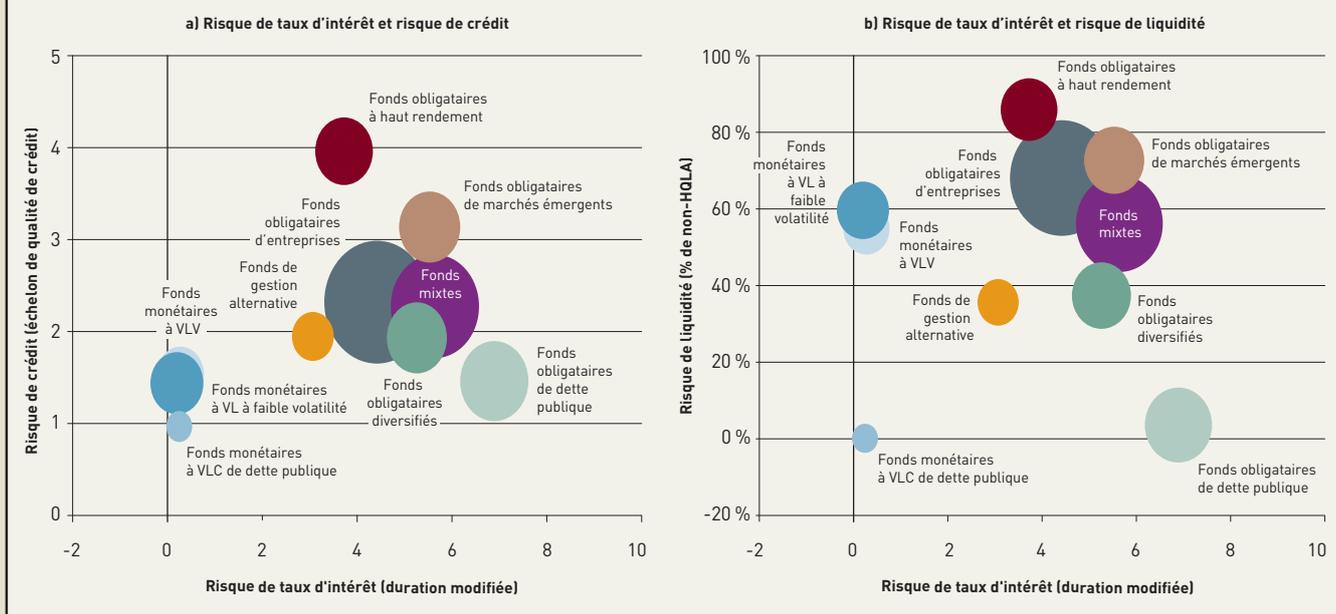


Sources : BCL, base de données centralisée sur les titres (CSDB). Notes : les types de fonds sont classés d'après la notation moyenne du portefeuille de titres de créance. VLC = valeur liquidative constante, VLV = valeur liquidative variable. Les fonds obligataires diversifiés investissent à la fois 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.

111 Plus de détails sur les notations des fonds monétaires sont fournis dans : AEMF (2021). Report on Trends, Risks and Vulnerabilities, No. 1 2021

Graphique 3.56

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.

primes de durée plus longues. La matérialisation d'un choc de crédit se traduisant par une augmentation des primes de risque devrait ainsi impacter les valorisations des fonds obligataires à haut rendement, alors que la valorisation des fonds obligataires de dette publique serait plus impactée par un choc provenant d'une augmentation des taux sans risque.

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 3.56(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 3.56(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 40 % des actifs détenus par les fonds monétaires à VL à faible volatilité et à VLV sont constitués de HQLA (graphique 3.56(b)). Les 60 % 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)¹¹², 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.¹¹³

Afin de renforcer la résilience du secteur des fonds monétaires, le FSB a publié son rapport final énonçant une liste de propositions en octobre 2021.¹¹⁴ Au niveau européen, le CERS a publié une recommandation sur la réforme des fonds monétaires en janvier 2022.¹¹⁵ En parallèle, l'Autorité européenne des marchés financiers (AEMF) a publié son avis sur la révision du règlement européen en février 2022.¹¹⁶

112 Financial Stability Board.

113 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*.

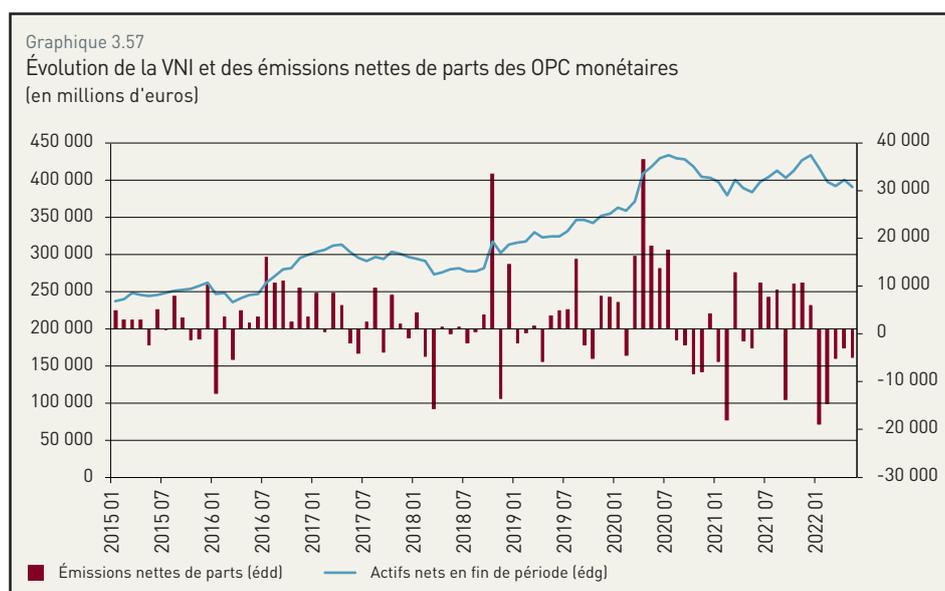
114 FSB (2021). *Policy proposals to enhance money market fund resilience: Final Report, 11 October 2021*.

115 Recommendation ESRB/2021/9.

116 AEMF (2022). *ESMA opinion on the review of the Money Market Fund Regulation: Final Report, 14 February 2022*.

2.1.2 Les OPC monétaires

Après avoir atteint un point plancher en juin 2014, la VNI des OPC monétaires domiciliés au Luxembourg s'est nettement redressée, inversant ainsi le mouvement de baisse significatif qui avait été enregistré depuis le début de l'année 2009. La VNI des OPC monétaires a baissé de -2,6 % au cours de la période sous revue pour s'établir à 376,7 milliards d'euros à la fin du mois de mars 2022. Alors que les souscriptions nettes avaient été largement positives au cours de l'année passée (11,8 milliards d'euros), les OPC monétaires ont enregistré des sorties nettes de capitaux à hauteur de -40,3 milliards d'euros pour le premier trimestre de 2022. La dépréciation du taux de change de l'euro par rapport au dollar a toutefois permis d'atténuer la baisse de la VNI à travers des effets de revalorisation positifs.



Source : BCL

Au cours de la période sous revue, les émissions nettes de parts en euros, en dollars américains et en livres sterling se sont respectivement élevées à -5,0 milliards d'euros, -14,2 milliards d'euros et -18,1 milliards d'euros. Du point de vue de la composition du portefeuille, cette évolution de l'activité s'est principalement concrétisée par une baisse de l'encours de titres de dettes à court terme émis par des États. L'exposition des OPC monétaires luxembourgeois sur la zone euro et les États-Unis a quant à elle diminué pour atteindre respectivement 98,7 milliards d'euros et 67,7 milliards d'euros à la fin du mois de mai 2022.

Tableau 3.18 :

Évolution de la composition géographique et sectorielle du portefeuille de titres des OPC monétaires
(encours en fin de période, millions d'euros)

	DÉCEMBRE 2020				MAI 2022			
	BANQUES	ÉTATS	AUTRES	TOTAL	BANQUES	ÉTATS	AUTRES	TOTAL
Luxembourg	2 809	0	1 552	4 361	1 464	0	2 657	4 121
Zone Euro (Hors Lux.)	53 849	40 823	16 433	111 105	46 707	26 846	21 052	94 605
Reste du Monde	86 034	51 030	30 936	168 000	97 445	27 775	36 195	161 415
États-Unis	17 531	41 939	19 265	78 736	21 617	23 373	22 748	67 738
Grande-Bretagne	35 553	4 319	3 670	53 542	33 882	2 129	5 338	41 349
Canada	4 642	90	1 428	6 160	10 956	144	890	11 990
Suède	8 609	693	507	9 809	6 425	28	695	7 148
Suisse	3 497	582	3 210	7 289	3 530	210	2 785	6 525
Autres pays	16 202	3 407	2 856	22 465	21 035	1 891	3 739	26 665
Total	142 693	91 853	48 920	283 466	145 616	54 621	59 904	260 141

Source : BCL

Encadré 3.12 :

LA DÉTENTION DE TITRES PUBLICS PAR LES ORGANISMES DE PLACEMENT COLLECTIF

Au 31 mai 2022, les OPC luxembourgeois détenaient des titres émis par les administrations publiques pour un montant total de 729,4 milliards d'euros, dont 271,1 milliards d'euros de titres émis par les pays de la zone euro. À cette date, le volume total des titres publics représentait 12,1% de la valeur nette d'inventaire des fonds qui, pour rappel, s'élevait à 6 033,2 milliards d'euros.

À la fin du mois de mai 2022, les OPC luxembourgeois détenaient un volume de 271,1 milliards d'euros de titres émis par les pays de la zone euro. La grande majorité de ces titres, soit 73,9 %, était composée d'emprunts émis par l'Italie, l'Allemagne et la France.

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 mai 2022, à hauteur de 171,0 milliards d'euros, en hausse de 10,0 % par rapport au mois de décembre 2020. L'encours des titres publics émis par des pays émergents a quant à lui baissé de 19,6 %, passant ainsi de 102,1 milliards d'euros à la fin de l'année 2020 à 82,2 milliards d'euros à la fin du mois de mai 2022.

Tableau 3.19 :

Encours des titres publics détenus par les OPC luxembourgeois (encours en fin de période, millions d'euros)

	201612	201712	201812	201912	202012	202205
Italie	88 719	87 679	76 219	83 680	80 260	70 948
Allemagne	55 979	54 373	63 924	70 296	75 281	67 956
France	41 837	44 348	52 327	55 039	67 785	61 513
Espagne	29 063	32 505	30 626	35 339	30 372	29 686
Belgique	9 957	8 617	11 492	10 591	11 294	10 435
Pays-Bas	10 124	10 199	11 518	11 206	11 582	9 776
Autriche	4 434	4 735	5 329	6 395	7 482	6 257
Portugal	5 094	5 268	5 599	6 467	5 688	3 961
Finlande	1 731	1 950	2 593	3 377	2 834	3 090
Irlande	3 294	2 965	3 412	2 973	3 407	2 886
Grèce	706	2 996	3 501	7 196	3 903	2 717
Luxembourg	140	204	160	347	410	531
Chypre	786	659	828	1 023	731	497
Slovénie	949	357	392	406	526	490
Slovaquie	484	468	460	628	328	239
Lettonie	164	122	127	136	93	116
Estonie	0	0	0	50	240	49
Malte	0	0	0	0	0	0
Zone euro	253 463	257 445	268 507	295 148	302 216	271 147
Roumanie	2 325	2 416	2 757	3 347	6 168	5 638
Pologne	5 895	6 596	5 203	4 859	3 353	3 740
République tchèque	703	1 731	2 104	2 273	1 932	2 828
Hongrie	4 252	4 380	3 592	3 055	3 037	2 330
Suède	3 087	4 213	3 252	2 739	3 213	2 216
Danemark	893	1 001	944	1 003	2 164	2 186
Croatie	1 389	1 346	1 053	804	838	556
Lituanie	531	282	160	159	146	193
Bulgarie	467	78	62	52	138	89
UE hors zone euro	19 542	22 043	19 127	18 290	20 990	19 775
UE	273 005	279 488	287 634	313 438	323 206	290 922
Etats-Unis	123 125	112 871	127 605	150 560	155 427	170 979
Royaume-Uni	43 194	48 717	52 952	61 973	67 830	64 755
Japon	13 554	13 231	17 745	28 372	27 156	21 188
Suisse	840	807	754	764	1 198	778
Institutions supranationales	11 867	13 568	17 077	18 452	17 231	26 625
Autres pays	144 474	181 712	170 979	196 167	182 588	154 175
Hors UE	337 054	370 906	387 112	456 288	451 430	438 500
Tous pays	610 059	650 396	674 748	769 727	774 636	729 422

Source : BCL

Tableau 3.20 :

Encours des titres publics émis par les pays émergents¹¹⁷ détenus par les OPC luxembourgeois

(encours en fin de période, millions d'euros)

	201612	201712	201812	201912	202012	202205
Amérique du Sud et Centrale	51 499	59 954	55 068	47 685	38 023	34 284
Europe	30 529	35 067	28 696	33 125	30 101	16 090
Asie	26 860	32 909	30 706	35 432	34 004	31 783
Total pays émergents	108 888	127 930	114 470	116 243	102 128	82 157

Source : BCL

117 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.

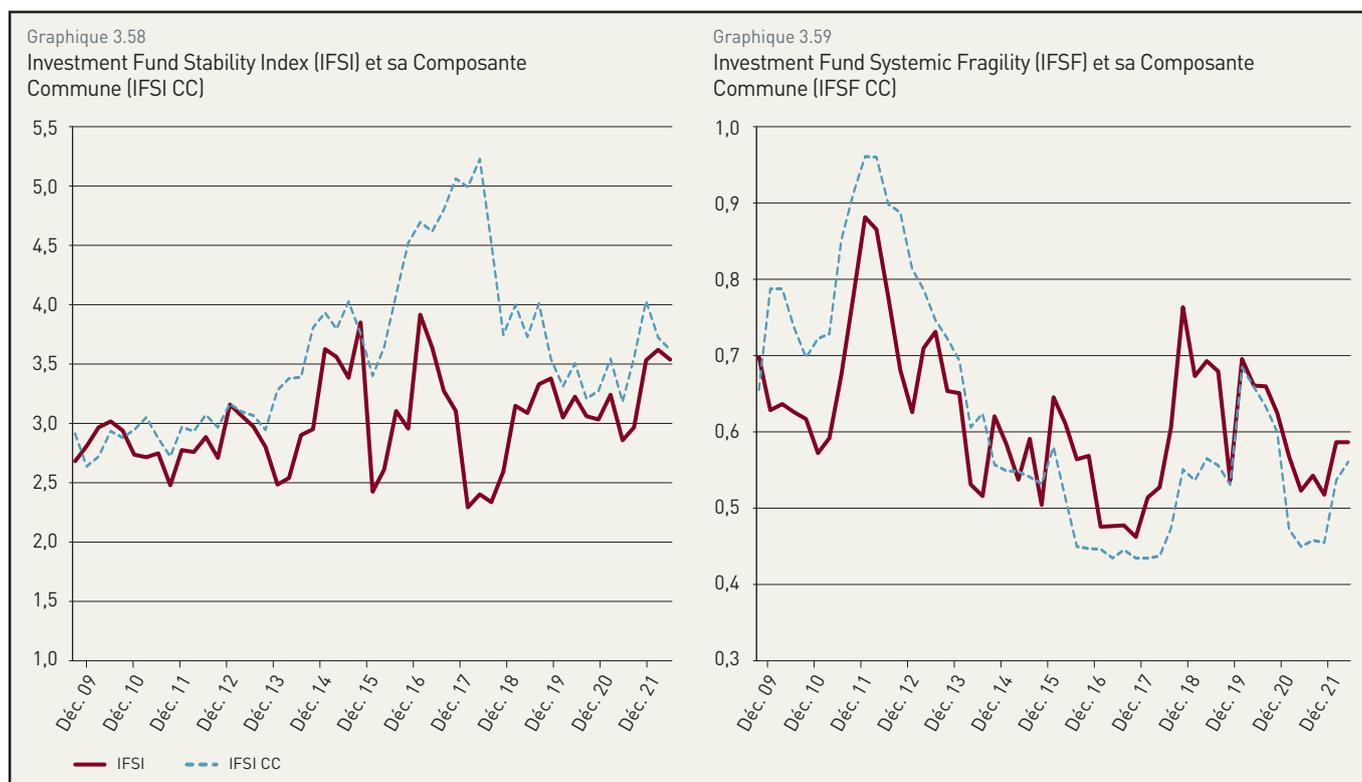
2.2 ÉVALUATION DE LA FRAGILITÉ DES FONDS D'INVESTISSEMENT : APPORT DES PROBABILITÉS DE DÉFAUT CONDITIONNELLES

Cette analyse 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 de fréquence trimestrielle et couvrant la période allant de décembre 2008 à juin 2022. 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 sont utilisées comme indicateur de leurs fonds propres. Il convient enfin de noter que les positions débitrices et créditrices sur les produits dérivés ont été compensées.

À l'exception du modèle structurel utilisé pour l'estimation des probabilités marginales de défaut, celui de Merton (1974), cette étude s'appuie sur la même méthodologie que celle décrite dans l'encadré 3.7, dédié à l'estimation des probabilités de défaut des banques selon l'approche CIMDO. La 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.



Sources : BCL, calculs BCL. Période : 2009-2022T2

En premier lieu, 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 3.58). L'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.

Au premier trimestre 2020, les fonds d'investissement ont subi des pertes importantes. Néanmoins, l'IFSI et sa composante commune ont légèrement diminué en raison de la baisse de la dépendance entre les fonds d'investissement, reflétant les adaptations diverses des sept types de fonds d'investissement au choc induit par la pandémie de COVID-19. Cependant, l'IFSI a fortement augmenté au cours du second semestre de 2021 en raison de la propagation rapide de la COVID-19 en Europe, et ne s'est que légèrement amélioré au cours du premier trimestre de 2022.

Quant à l'indice de stabilité 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 en détresse simultanément (graphique 3.59). 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. L'évolution de la tendance de l'indice IFSF s'inscrit dans la continuité des événements de marché, comme en témoigne sa diminution au cours du second semestre 2010, suite à l'accord d'aide à la Grèce, au durcissement du Pacte de stabilité et à la mise en place du Mécanisme européen de stabilité (MES) pour les pays vulnérables.



La pandémie de COVID-19 a affecté les fonds d'investissement en raison de leur plus forte exposition aux actifs risqués et aux actifs les plus sensibles au choc induit par la crise sanitaire. En conséquence, le degré de fragilité des fonds d'investissement s'est fortement accru au cours du premier trimestre de 2020, avant de s'améliorer progressivement grâce aux réponses rapides et décisives des autorités publiques et privées, en particulier le programme d'achat d'actifs (APP) et le nouveau programme d'achat d'urgence en cas de pandémie (PEPP) mis en œuvre par la BCE. Depuis le premier trimestre 2022, la progression de l'IFSF reflète la progression de l'incertitude au regard des perspectives macroéconomiques futures dans un contexte de tensions géopolitiques exceptionnelles.

L'analyse des risques systémiques ne serait pas complète sans une étude de l'évolution des composantes communes des indices IFSI (IFSI CC) et IFSF (IFSF CC) ainsi que de leurs facteurs sous-jacents. Les quelques éléments décrits ci-après donnent un aperçu de l'évolution des vulnérabilités systémiques résultant des effets non linéaires et des rétroactions faisant interagir chaque type de fonds d'investissement avec le reste du secteur financier et l'économie en général.

Les principaux facteurs sous-jacents constituant les chocs communs des deux indices sont les coûts de financement et les indices boursiers, suivis par les indicateurs de confiance des marchés et des agrégats macroéconomiques.

Alors que l'évolution de l'indice IFSI CC révélait une baisse de la dépendance entre les fonds d'investissement entre la fin d'année 2010 et la fin 2011, celle-ci a connu une période de forte hausse jusqu'en 2018. Cette dynamique s'explique par des facteurs communs dans un contexte de taux d'intérêt bas et de perspectives de croissance et d'inflation faibles. En 2016 et 2018, l'IFSI est devenu plus sensible à des facteurs idiosyncratiques (tels que la recherche de rendement et l'augmentation des corrélations entre les rendements d'actifs). En 2020, l'IFSI CC s'est fortement détérioré sous l'impact de la pandémie en 2020. L'augmentation de des composantes communes de l'IFSI et de l'IFSF depuis le second semestre 2021, traduisent la progression de l'incertitude pesant sur la reprise économique post-pandémie tant en zone euro qu'au niveau mondial associée à l'accélération de l'inflation, aux goulets d'étranglement du côté de l'offre et au conflit russo-ukrainien.

Risque idiosyncratique et contagion

La matrice de dépendance (Distress Dependence Matrix, DDM), une mesure du risque systémique par 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. Par exemple, le travail de Dixon et al. (2012) sur la contribution au risque systémique des fonds alternatifs, en particulier avant la crise, démontre que même si ce type de fonds a contribué au risque systémique en affectant ses partenaires via le canal du crédit et de la liquidité, ces fonds ne semblent pas avoir été la cause première de la crise financière. Les conclusions de ce travail semblent être corroborées par les résultats de la comparaison des différents types de fonds d'investissement, fondée sur les DDM, indiquant que les fonds alternatifs n'ont pas été une source importante de risque systémique en termes de contagion ou de retombées. En effet, les fonds alternatifs sont toujours classés entre le 4^e et 6^e rang en termes de probabilité de contagion et, à une exception près, se sont toujours maintenus en deçà de la moyenne de l'industrie des fonds.

Toujours selon les DDM, les fonds monétaires furent caractérisés par le risque systémique le plus faible, en termes de contagion, en raison de leurs faibles probabilités conditionnelles de défaut,

généralement les plus basses de toutes les catégories de fonds, à l'exception de la période allant de la mi-2014 à la fin 2015. À l'opposé, les fonds mixtes ont enregistré les probabilités conditionnelles de défaut les plus élevées, suivis, le plus souvent, des fonds actions et des fonds obligataires. Finalement, soulignons qu'au mois de mars 2020, les probabilités conditionnelles de défaut de tous les types de fonds ont temporairement augmenté suite à l'accroissement de la volatilité sur les marchés financiers lors de la pandémie de coronavirus, confirmant l'évolution de la mesure 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 387,1 milliards d'euros à la fin du mois de mars 2022, en hausse de 14,3 % par rapport au mois de décembre 2020. Au cours de la période sous revue, le nombre de véhicules de titrisation a augmenté de 82 unités pour s'établir à un total de 1 423 unités à la fin du mois de mars 2022.

Les créances titrisées, qui représentaient 38,1 % de l'actif total des VDT luxembourgeois, atteignaient 147,6 milliards d'euros à la fin du mois de mars 2022, en hausse de 5,8 % par rapport à la fin du mois de décembre 2020. Près des trois quarts de ces créances étaient initiés par des résidents des autres pays de la zone euro, les banques luxembourgeoises n'utilisant pas pour leur part de 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 sociétés non financières généralement utilisés dans le cadre d'opérations de rachat avec levier d'endettement (*Leveraged Buyout*, LBO)¹¹⁸.

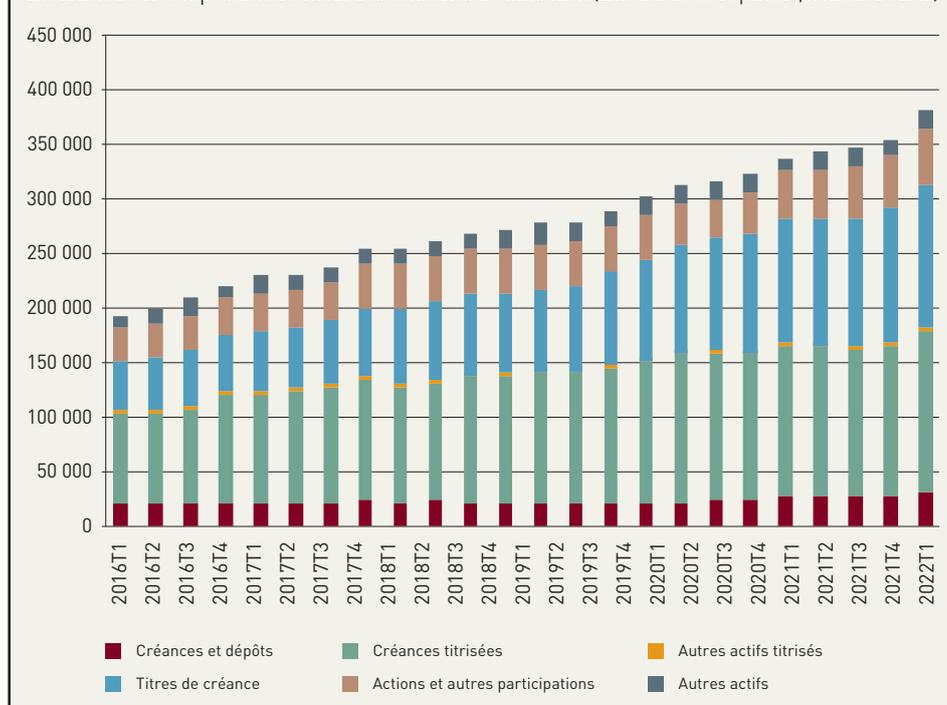
Bien que les créances titrisées représentent l'essentiel des actifs des VDT, le Luxembourg se distingue par une activité de titrisation importante du portefeuille-titres. Une grande partie de cette activité consiste en un reformatage de titres financiers, p. ex. des obligations, des parts d'OPC ou encore 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 (p. ex. 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 130,9 milliards d'euros à la fin de la période sous revue, soit 33,8 % 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 52,9 milliards d'euros à la fin du mois de mars 2022, en hausse de 14,2 % par rapport à la fin du mois de décembre 2020. Cette

118 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 ».

Graphique 3.60

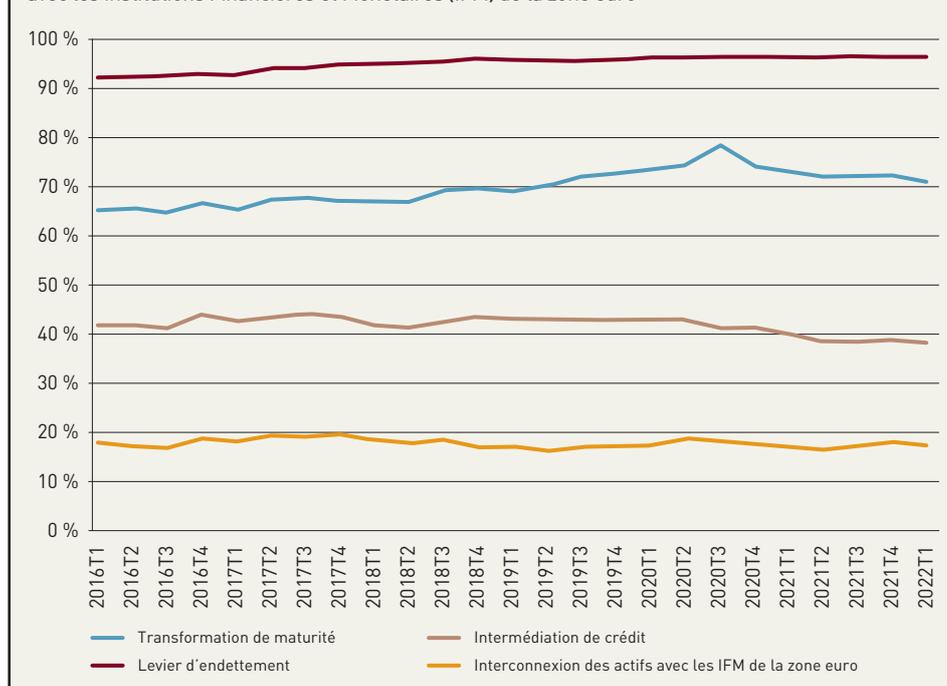
Évolution de la composition de l'actif des véhicules de titrisation (Encours en fin de période, millions d'euros)



Source : BCL

Graphique 3.61

Transformation de maturité, levier d'endettement, intermédiation de crédit et interconnexion des VDT avec les Institutions Financières et Monétaires (IFM) de la zone euro ¹¹⁹



Source : BCL

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.¹¹⁹

La hausse de l'activité de transformation de maturité au cours des dernières années reflète une plus large proportion de titres de dette à long terme et de créances titrisées dans l'actif total des VDT. Cette évolution doit néanmoins 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 limite la fragilité de leur modèle économique. En

¹¹⁹ 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 une IFM de la zone euro et des titres de dette détenus émis par une IFM de la zone euro rapportée à l'actif total des VDT.

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 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.

2.4 LES ASSURANCES

COMMUNIQUÉ DE PRESSE DU COMMISSARIAT AUX ASSURANCES

Confirmation du développement exceptionnel du secteur de l'assurance au 4^e trimestre 2021

En termes d'encaissement, les chiffres de l'assurance directe du 4^e trimestre 2021 ont confirmé le développement exceptionnel du secteur depuis le début de l'exercice : l'encaissement des branches non-vie continue de progresser de 14,17 % par rapport à l'exercice 2020 et les primes en assurance-vie augmentent de 30,17 % par rapport à la collecte de l'exercice précédent.

En assurance non-vie, même si certains ajustements sont parfois opérés par les entreprises entre la fourniture des chiffres trimestriels et la clôture annuelle, il est indéniable que la croissance des primes en non-vie est tout à fait remarquable et concerne aussi bien les acteurs locaux, qu'internationaux et les assurances maritimes. Il est à noter que la croissance de ce dernier segment est portée en grande partie par une nouvelle entreprise ayant débuté ses activités en 2021.

Cette dynamique s'explique non seulement par les souscriptions de nouveaux contrats mais aussi par les remontées de prix globalisées dans les assurances de dommages et de responsabilité, surtout en matière de risques commerciaux et industriels.

En assurance-vie, la croissance exceptionnelle est essentiellement imputable aux produits en unités de compte (croissance de 38,76 %) mais peut également être observée, dans une moindre mesure, pour les produits à rendements garantis (croissance de 9,59 %).

La collecte nette, c'est-à-dire l'encaissement diminué des rachats, est positive et s'élève à plus de 12 milliards d'euros. Il est à remarquer que la collecte nette imputable aux produits en unités de compte représente environ 89 % de la collecte nette totale.

Le total des provisions techniques des entreprises d'assurance-vie s'établit à 232 milliards d'euros à la fin décembre 2021. Cette augmentation (de seulement 1,8 %) par rapport à la situation au 30 juin 2021 n'est pas en contradiction avec la croissance exceptionnelle décrite ci-dessus. En effet, elle s'explique par la transformation d'une filiale d'un groupe d'assurance allemand en une succursale au cours du 3^e trimestre 2021.

4 ANNEXES

- | | |
|--|-----|
| 1. Insolvency prospects for the luxembourg non-financial corporation sector | 150 |
| 2. Conditional risk measures for assessing potential vulnerability in investment funds | 169 |



1. INSOLVENCY PROSPECTS FOR THE LUXEMBOURG NON-FINANCIAL CORPORATION SECTOR

Boubacar Diallo and Lucas Hafemann¹²⁰

ABSTRACT

The Covid-19 pandemic has increased the importance of the topic of insolvencies of non-financial corporations (NFCs) and the potential implications for the real economy and the banking sector. This study examines the potential effects of increased insolvencies in the Luxembourg NFC sector and provides three main contributions. First, we investigate the macro-financial drivers of NFCs insolvencies in Luxembourg. Second, we directly assess the effect of the Covid-19 pandemic on different segments of the NFC sector. Third, we assess the link between NFC insolvencies and the Luxembourg banking sector. The results suggest that at the sectoral level, variables that measure sectoral activity are among the key drivers of NFC insolvencies in Luxembourg. At the macroeconomic level, GDP growth and interest rate are also found to be significant determinants of corporate insolvencies in Luxembourg. In relation to the impact of the Covid-19 pandemic on NFCs, we find that the decline in the number of insolvencies cannot be explained with pre-Covid data. These findings are consistent with the view that the supportive effects of the exceptional policy measures exceeded the adverse impact on NFC insolvencies resulting from the pandemic-related crisis. Finally, we show that NFC insolvencies are strong predictors of the number of banks' non-performing loans.

1. INTRODUCTION

This research investigates the drivers of non-financial corporation (NFC) bankruptcies in Luxembourg against the background of the Covid-19 pandemic. Understanding the key determinants of corporate bankruptcies is important from a financial stability perspective, particularly in view of a less accommodative monetary policy stance. Moreover, corporate bankruptcy has long been recognized as a macroeconomic issue, which could have adverse consequences for the broader economy. Indeed, an increase in insolvencies could potentially result in higher levels of banking stress if non-performing loans (NPL) were to increase. In addition, the increase in unemployment resulting from higher insolvencies can reduce income streams for affected households while forgone taxes and government support schemes for the unemployed can weaken sovereign balance sheets.

In view of the significant shock resulting from the Covid-19 pandemic and the subsequent effects of the lockdown measures on the non-financial corporate sector, this study looks at the potential drivers of NFC insolvencies in Luxembourg. The analysis proceeds in three steps. First, this study attempts to provide a better understanding of the main macroeconomic and financial drivers of NFC insolvencies in Luxembourg and it provides forecasts of the number of aggregate corporate insolvencies as well as by sector. Second, we investigate the effectiveness of the government support measures that were implemented during the pandemic in order to mitigate the adverse effects of the lockdown measures on the corporate sector. Finally, we look at the impact of NFC insolvencies on the Luxembourg banking sector. This is done via a model linking forecasted NFC insolvencies with the non-performing loan levels of Luxembourg banks.

¹²⁰ Financial Stability and Macroprudential Surveillance Department, Banque centrale du Luxembourg

In terms of the drivers of insolvencies, we follow the literature and adopt sectoral and macroeconomic variables such as gross value added, production and employment growth, the ratio of employees' compensation to gross value added, consumption of fixed capital growth, GDP growth, the interest rate, the credit-to-GDP gap and inflation. However, to identify potential issues related to the reverse causality between these variables as drivers of insolvencies, we adopt the feasible generalized least squares (FGLS) approach and include the first lag of the dependent variable along with the first lag of the drivers as explanatory variables. This approach allows us to address the serial correlation across the variables. Our results suggest that, at the sectoral level, variables that measure sectoral activity such as growth in gross value added or production growth and the ratio of employees' compensation to gross value added are among the key drivers of NFC insolvencies in Luxembourg. Employee compensation provides insights on the cost structure of firms as it measures the degree to which employment costs translate into the production of a given output. With respect to macroeconomic variables, GDP growth and interest rate are also found to be significant determinants of corporate insolvencies in Luxembourg, while inflation is not. To further assess corporate insolvencies, we also construct the Z-score using firms' balance sheet data and the principal component analysis (PCA) to extract the appropriate weightings for the Z-score calculation. When included as an explanatory variable, we find that the Z-score is a statistically significant predictor of NFC insolvencies for firms operating in Luxembourg.

In addition, we show that forecasts which are based on the identified sectoral and macroeconomic drivers can replicate the evolution of insolvencies over time reasonably accurately. Specifically, our models forecast that 31 percent of all insolvencies occurred in the wholesale segment, followed by the construction, and accommodation and food sectors, which represented 17 and 15 percent of all insolvencies, respectively. To better assess the accuracy of our models, we apply a moving window to predict the number of insolvencies over a one-year horizon and compare the corresponding results with a random walk (RW) model.

In relation to the impact of the Covid-19 pandemic on NFC insolvencies, we compare the out-of-sample forecasts from our models with the actual number of insolvencies observed during the pandemic for the years 2020 and 2021. In comparison to the pre-pandemic period, the number of insolvencies declined by 18% in 2020 and 7% in 2021, respectively. These declines are likely attributable to the extraordinary public support measures. We find that these declines cannot be predicted using pre-crisis data. A more granular perspective suggests that those sectors most affected by the lockdown measures, such as accommodation and food services, are also the sectors with disproportionately low levels of insolvencies. These findings are consistent with the view that the supportive effects of the exceptional policy measures exceeded the adverse impact on insolvencies resulting from the pandemic-related crisis.

Finally, we look at how NFC insolvencies could impact the banking sector in Luxembourg. NFC insolvencies may have an adverse effect on banks' balance sheets through an increase in non-performing loans (NPLs). To conduct the analysis, we combine the number of insolvencies forecasted from our econometric models with the number of sectoral NPLs at the bank level. We show that NFC insolvencies are strong predictors of the amount of NPLs. Specifically, we find that an increase of one unit of insolvency in a sector is associated with a 0.84 percent increase (per number of firms in a given sector) in NPL.



The remainder of this study is organized as follows. Section 2 surveys the literature on the determinants of NFC insolvencies, their impact on the banking sector, as well as the role of the Covid-19 pandemic in driving corporate insolvencies. Section 3 introduces the data used in our analysis, and Section 4 describes the methodology. Section 5 discusses the results while Sections 6 and 7 focus on the Covid-19 pandemic and the role of the banking sector, respectively. Section 8 concludes.

2. LITERATURE REVIEW

Understanding the drivers of NFC insolvencies, particularly during times of stress, remains an important question for policy-makers as NFCs are major contributors to employment and growth. Altman (1968) introduced the first multivariate bankruptcy model using five financial indicators as predictors. These financial indicators include working capital, retained earnings, earnings before interest and tax (EBIT), the ratio of sales to total assets, and the ratio of market capitalization to total liabilities. With these financial ratios, he was then able to construct an indicator of bankruptcy called the Z-score. Moreover, Altman (2000) shows that the Z-score had an accuracy for forecasting insolvencies of 82% (94%) for the periods of 1969-1975 and 1976-1995, respectively. From the 1990s onwards, and following rapid technological innovations, more complex models emerged, including for example, neural networks for improving the logit prediction model (Fletcher and Goss (1993)). These models offer promising results by providing more accurate simulations of corporate bankruptcies compared to logit models and they offer additional options for assessing causal relationships in data (Ahn *et al.* (2000), Tseng and Hu (2010), Callejón *et al.* (2013)).

On the underlying macroeconomic factors of insolvency, Altman (1983) focuses on the determinants of corporate failure. He found that business failure is negatively affected by aggregate economic activity (measured by the gross national product i.e., GNP), money market conditions and investor expectations. Similarly, Wadhvani (1986) focuses on inflation and other macroeconomic variables for UK firms over the period 1964-1981. He shows that real wages, real prices, capital gearing, and the level of interest (both nominal and real) have statistically significant effects on NFC insolvency.

Following Wadhvani (1986), Davis (1987) studied the predictors of NFC insolvencies in the U.S., Canada and Germany. His results suggest that nominal interest rates, real input prices, real GNP and the debt to GNP ratios are significant determinants of corporate insolvency. Platt and Platt (1994) show that strong economic activity reduces the likelihood of corporate failure. According to Young (1995), real interest rate shocks, changes in the number of companies, aggregate demand, real input prices, and the nominal interest rate are the most important predictors of NFC insolvency.

Using data for Australia over the period 1974-1990, Everett and Watson (1998) find that the corporate failure rate is positively correlated with interest rates and the rate of unemployment. In a similar vein, Vlieghe (2001) analyses UK data for the period 1975-1999, and observes that the real interest rate is a significant long-run determinant of corporate bankruptcies. Virolainen (2004) argues in favor of the use of GDP, interest rates¹²¹ and corporate sector indebtedness as explanatory variables for the default rate by emphasizing the significant and fairly robust relationship between this rate and key macroeconomic factors. Focusing on Sweden, Salman *et al.* (2011) analyze the influence of macroeconomic variables on the failure of small companies using quarterly data for the period 1986-2006. The authors find that the bankruptcy rate is negatively affected by the level of industrial activity, while the money supply, changes in GNP and the economic openness rate are positively related to the real wage.

¹²¹ The interest rate appears as the less powerful indicator. This result is justified by the sampling period being large, including two different inflation regimes.

Zikovic (2016) examines the macroeconomic elements of bankruptcies in Croatia for the period 2000-2011, concluding that interest rates, as well as industrial production, have a short-term effect on insolvencies while unemployment has a long-run effect. More recently, Anghel *et al.* (2020) investigates the response of the insolvency rate to various shocks in the economies of Romania and Spain through a structural autoregressive model using quarterly data for 2008-2016. It was found that future values of the insolvency rate are explained by past values of the interest rate in both countries as well as the retail trade index. In contrast, the influence of the investment rate on insolvency was not significant. Finally, Bellone *et al.* (2006) and Blanchard *et al.* (2012) also show that productivity has a negative and significant impact on firm exit probability.

At the sectoral level, Aleksanyan and Huiban (2016) focus on the economic and financial determinants of firm exit due to bankruptcy in the French food sector and compare them with those of other manufacturing sectors during the period 2001-2012. They demonstrate that bankruptcy risk patterns differ across food industry firms and other manufacturing firms, and that productivity and the cost of credit are important determinants of a firm's probability of going bankrupt. Mackevicius *et al.* (2018) present a cross-country analysis on the dynamics of Latvian and Lithuanian firm bankruptcy using data on more than 40,000 firms. Their work highlights that bankruptcies may materialize in larger waves during certain periods and they also outline the driving factors. In Latvia and Lithuania, the wholesale and retail repair of motor vehicles and motorcycles sector has the largest bankruptcy rate (30% on average), followed by construction firms (13% on average). They also find that private companies are more likely to initiate bankruptcy proceedings than public firms (81% versus 19%), respectively.

In the context of the Covid-19 crisis, work on the effect of government support measures has gained additional momentum. Gourinchas *et al.* (2021) and Diez *et al.* (2021) assess the role of government support in avoiding failures for small and medium sized enterprises (SMEs). Acharya and Steffen (2020) study corporate behavior by investigating the significant impact of credit risk on corporate cash holdings. Carletti *et al.* (2020) forecast the drop in profit and equity shortfall triggered by the lockdown by using a representative sample of Italian firms. They investigate the impact of the lockdown on firms' profits and estimate that a 3-month lockdown generates an aggregate yearly drop in profits of around 10% of GDP, and that 17% of firms become financially distressed.

Greenwald *et al.* (2020) show the central role of credit lines in the transmission of macroeconomic shocks and spillover effects. While credit lines increase total credit growth and have a positive impact on less constrained firms, the draw on credit by large firms leads to the tightening of lending conditions. Schivardi and Romano (2020) emphasize the high speed at which firms face liquidity shortages during the Covid-19 pandemic but argue that under the current schemes of liquidity provision, firms' liquidity remains manageable. Pagano *et al.* (2021) measure stock return response according to companies' resilience to social distancing and show that stocks of more pandemic resilient firms reflect lower exposure to disaster risk. Hanson *et al.* (2020) show that the combination of the high uncertainty with aggregate demand externalities highlights a "social value" in keeping firms alive and maintaining government support. Nevertheless, liquidity shortages may impair the long-term viability of firms.

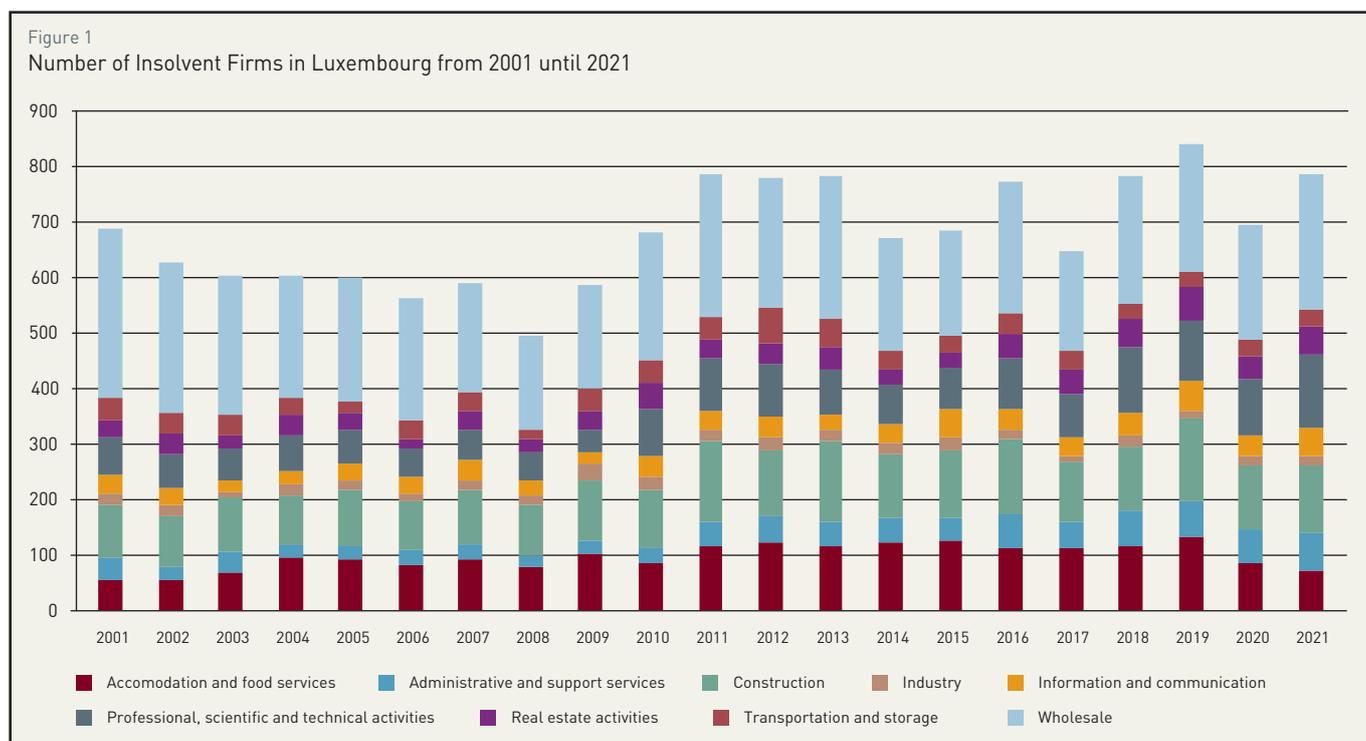
While corporates had to adapt to be profitable during the pandemic, determining the persistence of the economic effects of Covid-19 remains important (Schivardi *et al.*, 2020). In addition, the recovery of the economy to its pre-crisis level depends on its capacity to reabsorb the decline in output. The long-lasting effects of bankruptcy, also known as the spillover effect, can amplify financial contagion to other companies, which can then affect the entire economy through its adverse impact on employment, productivity and growth.

Indeed, the exceptional and unanticipated nature of the COVID-19 shock is unique for two main reasons, according to Hanson *et al.* (2020). First firms' long-run post-pandemic viability is at risk as the economic and financial recovery is linked to public health interventions in the context of an ongoing pandemic. Second, the extreme macroeconomic uncertainty due to the lack of knowledge surrounding the future path of the pandemic itself is also a unique challenge. The study highlighted different rationales behind governments' interventions. Keeping firms viable in the current environment of high macro-financial uncertainty with aggregate demand externalities has a social option value such that surviving firms exert positive spillovers on other surviving firms.

3. DATA

We first identify variables that are relevant for the solvency of firms in Luxembourg. Once these variables have been identified, we then forecast the total number of insolvencies in a given segment of the corporate sector. Hence, our main variable of interest is the total number of insolvent firms per year and sector which we obtain from STATEC.

Figure (1) displays the evolution of the number of insolvent firms in Luxembourg from 2001 until 2021. While the number of insolvent firms in Luxembourg was relatively stable until 2008, insolvencies increased following the global financial crisis and the subsequent European debt crisis. Insolvencies declined after 2013, with some fluctuation, before eventually increasing after 2017. Interestingly, the number of insolvent firms declined by 18% during the first year of the Covid-crisis. However, compared to 2020, corporate insolvencies increased by 13% in 2021. Nevertheless, they remain below the level observed in 2019.



Source: STATEC

To conduct the analysis, we first identify a baseline model, which we subsequently expand. The explanatory variables consist of macro variables and sector-specific variables based on the relevant literature. In the baseline model, the year-on-year (yoy) real GDP growth rate and the interest rate on NFC loans are the main macro variables that we consider. For the interest rate, we rely on a floating rate with an initial rate fixation up to one year¹²². We apply a weighted average of loans up to one million Euro and over one million Euro, respectively¹²³. Using other NFC loan interest rates leads to very similar results. We take the GDP series from STATEC and the interest rate data from the BCL database.

At the sectoral level, we control for the total number of firms, the yoy growth rate of the gross value added and the ratio between the compensation of employees and the gross value added. While the first two variables are straightforward to interpret, the latter need further explanation. Compensation of employees can, to a large extent, be interpreted as fixed costs in a short-term perspective. Ideally, we would like to have these fixed costs as a share of total costs. However, as total costs are not available, we consider these fixed costs in relation to the gross value added. This variable not only allows us to identify the role of fixed costs, it also helps to estimate the effects of the government support measures, such as short-time work programs, during the Covid-crisis. The data for all three sectoral variables are taken from STATEC.

For the baseline model, we include nine sectors¹²⁴. The number of firms is the limiting factor, so that the model covers the period from 2005 to 2021. Moreover, the number of firms is only available until 2019. For 2020 and 2021, we assume that the total number of firms per sector has not changed in comparison to 2019. This is a relatively mild assumption as the number of firms does not change significantly year on year. Indeed, the autocorrelation of the number of insolvencies per sector is 0.96.

In the non-baseline models, we analyze the effects of additional macro and sectoral variables. These macro variables include government surplus relative to GDP, yoy inflation¹²⁵, the NFC credit-to-GDP gap and two shadow short rates for the Euro area. The government surplus over GDP and the HICP inflation are directly taken from STATEC and the BCL, respectively. The BCL's narrow measure of the credit-to-GDP gap also used. The shadow short rate¹²⁶ is intended to capture the impact of the cost of financing. We focus on the shadow rates used by Wu and Xia (2017; 2019) and Krippner (2012), respectively. For additional sectoral variables, we use production growth, employment growth, and the share of micro and small firms, the share of large firms and the yoy growth rate of the consumption of fixed capital.

Finally, in terms of robustness checks, we consider balance sheet information obtained from the Bank for the Accounts of Companies Harmonized (BACH) dataset provided by the Banque de France. The BACH data contains firm information at the sector level and spans the period from 2011 to 2020 for Luxembourg. The Altman (1968) Z-score captures the most important balance sheet information that would help to forecast insolvencies. The relevant variables are working capital over total assets, retained earnings over total assets, earnings before interest and taxes (EBIT) over total assets, equity over total liabilities and sales over total assets. However, rather than applying the pre-specified weights, we use the first principal component of these five variables as an alternative weighting for the Z-score.

122 The corresponding data is taken from the BCL Website and can be accessed via https://www.bcl.lu/en/statistics/series_statistiques_luxembourg/03_Capital_markets/index.html

123 Specifically, we weight by the total number of loans.

124 The nine sectors are: Accommodation and food services, construction, information and communication, real estate activities, wholesale, administrative and support services, industry, professional scientific and technical activities, and transportation and storage.

125 Inflation levels are based on the Harmonised Index of Consumer Prices.

126 According to Krippner (2012), the shadow rate is defined as a metric for the stance of monetary policy in a zero lower bond environment.

Our approach has several advantages over the pre-specified Z-score weights. Most importantly, our weights are entirely data driven.¹²⁷ Moreover, the pre-specified weights by Altman (1968) are based on the US over the period from 1946 to 1965. In contrast, we analyze Luxembourg sectoral data over the period 2011 to 2020.

The loadings for the principal components are displayed in Table (1). Similar to Altman's (1968) Z-score that only has positive coefficients, the first principal component loads all five variables with a positive coefficient. Consequently, it can be interpreted as a variable that measures the overall health of a given sector in a given period.

Table 1:

Principal Component Weights for the Z-score calculation

VARIABLE	COMP1	COMP2	COMP3	COMP4	COMP5
EBIT/Tot. Assets	0.6727	-0.0224	0.0558	-0.1786	-0.7156
Equity/Tot. Liabilities	0.4379	-0.3403	-0.2	0.7793	0.2123
Working Capital/Tot. Assets	0.0083	0.6773	0.5682	0.4596	-0.0838
Sales/Tot. Assets	0.1367	-0.5185	0.7889	-0.1684	0.2483
Retained Earnings/Tot. Assets	0.5805	0.3951	-0.1077	-0.348	0.6117

Source: Authors' own calculations based on the BACH dataset.

4. METHODOLOGY

We first forecast the number of insolvent firms. In the analysis, we rely on two distinct models. This allows us to evaluate the robustness of our results. In its simplest form, we forecast the number of insolvencies $Insolv_{i,t}$ at time t and for sector i with sector-specific and macroeconomic variables $X_{i,t-1}^{sector}$ and X_{t-1}^{macro} , respectively, see Equation (1). We use the first lag of all variables. In the baseline model, growth in gross value added and the compensation of employees in relation to gross value added are the sector-specific variables and GDP growth and the interest rate on NFC loans are the macroeconomic variables, while the lag of the dependent variable and the lag of the number of firms are the remaining exogenous variables. Finally, the error term is given by $\varepsilon_{i,t}$.

$$Insolv_{i,t} = c + \beta_1 X_{i,t-1}^{sector} + \beta_2 X_{t-1}^{macro} + \beta_3 Insolv_{i,t-1} + \beta_4 No. Firms_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

The second model is given by Equation (2). It uses the relative number of insolvent firms as the dependent variable. Thus, the number of firms in a sector is excluded from the list of exogenous variables. To obtain a forecast in terms of absolute insolvencies $\frac{Insolv_{i,t}}{No. Firms_{i,t}}$ is multiplied by the corresponding number of firms.

$$\frac{Insolv_{i,t}}{No. Firms_{i,t}} = c + \beta_1 X_{i,t-1}^{sector} + \beta_2 X_{t-1}^{macro} + \beta_3 \frac{Insolv_{i,t-1}}{No. Firms_{i,t-1}} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

¹²⁷ In order to calculate the five financial ratios, we use data taken from the BACH dataset and the ratios provided within. For example, the first ratio, namely EBIT/Total assets is calculated by using ratio 35 defined as the ratio between EBIT, net turnover combined with total assets. Equity/total liabilities is determined by taking the inverse of ratio 12, which is liabilities to equity ratios. Working capital/total assets is also calculated using ratio 54, defined as operating working capital and net turnover, combined with total assets. Sales/total assets is proxied by ratio 41, defined as asset turnover ratio. Retained earnings/total assets is determined by using ratio 34, defined as the ratio between net operating profit and net turnover, combined with total assets. We then use the first principal component of these five ratios as a measure of the firm solvency captured by the Z-score. However, the Z-score with the original weights proposed by Altman (1968) leads to similar results.

To estimate models (1) and (2), we face two main issues. First, our time dimension (T) is greater than the cross-sectional dimension (N). Therefore, we cannot apply the widely used Arellano-Bond/Blundell-Bover (GMM) estimators. Second, we use the Pesaran test for cross-sectional dependence, finding that the residuals are correlated across segments of the corporate sector using the fixed effects models. To address these issues, we apply the feasible generalized least squares (GLS) approach to estimating our model following Greene (2018), Maddala and Lahiri (2006), Davidson and McKinnon (1993). This method is appropriate for panel-data linear models, in which there is the presence of AR(1) autocorrelation.

5. RESULTS

As outlined above, we base our findings on the two previous regressions. The estimates using equation 2 are shown in Table (2) while the estimates for equation 1 are shown in Table (3). Both models lead to similar results. Table (2) displays the results for all model specifications based on the share of insolvent firms as the endogenous variable and Table (3) presents the findings of the different specifications using the total number of firm insolvencies as the dependent variable.

In total, 26 different models are estimated, with different specifications for the explanatory variables as shown in the columns of Tables (2) and (3). The baseline regressions are given by column 1 in Table (2) and column 14 in Table (3), respectively. As expected, the lag of the dependent variable positively affects its current value; its coefficient is significant at one percent across all columns in both tables. The two sectoral variables, namely growth in gross value added and the ratio of compensation of employees to gross value added have the expected signs and are found to be statistically significant predictors of corporate insolvencies at the ten percent level in most specifications. While growth in gross value added is significant in 15 out of 22 cases, the ratio of compensation of employees in relation to gross value added is significant in 17 out of 26 specifications.

The macro variables also have the expected signs. GDP growth has a negative and significant impact at the one percent level, the positive coefficient of the interest rate is statistically significant at the ten percent level in 12 out of 20 specifications. Only specifications (11), (19), (20) and (24) display a negative coefficient for the interest rate, so that a positive coefficient can be found in 16 out of 20 specifications, meaning that higher funding costs make it more difficult for stressed firms to “survive”.

Overall, the results of the baseline models also hold when other variables are added, see specifications (2) to (13) and (15) to (26) in Tables (2) and (3), respectively. In addition, the total number of firms is highly significant across most models that predict the number of insolvencies. The significance of the macro-economic and sectoral variables is in line with the literature on NFC insolvencies.

Replacing the growth rate of gross value added with production growth as another variable that captures economic activity in a sector still leads to significant negative coefficients, see columns (2) and (15), respectively. Employment growth shows positive not significant coefficients in columns (3) and (16). This might be attributed to the labor stickiness (Granger 1989). Including shadow rates rather than the interest rate for NFC loans does not lead to significant parameters. However, in specification (5), the shadow rate is statistically significant at the five percent level.

In order to account for the types of firms, namely micro, small and large; specifications (6), (7), (19) and (20) of Tables (2) and (3), respectively, adjust the findings for the share of micro and small, and large firms across sectors. The coefficients associated with these variables enter insignificantly in all of the specifications.

The NFC credit-to-GDP gap and government surplus in relation to GDP have a positive, but non-statistically significant coefficient as shown for specifications (8), (12), (13), (21), (25) and (26), respectively. Nevertheless, the signs of the coefficients match expectations. An increase in credit as well as stronger government support through public spending makes insolvencies less likely. The effect of inflation is unclear from a theoretical point of view. While higher inflation levels increase the cost of input factors, it also reduces the accumulated real debt of firms. Furthermore, inflation and economic activity are positively correlated. Empirically, we observe that the latter of the two effects dominates, see columns (9) and (22). Finally, we find that the Z-score is statistically significant, in specification (11).

Table 2:

Regression coefficient estimates using Share of Insolvencies as the Dependent Variable

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13
Sector-Specific Variables													
Share of insolvent firms (lag)	0.8174*** (0.0000)	0.8046*** (0.0000)	0.8268*** (0.0000)	0.8185*** (0.0000)	0.8134*** (0.0000)	0.7452*** (0.0000)	0.7618*** (0.0000)	0.8158*** (0.0000)	0.8129*** (0.0000)	0.7906*** (0.0000)	0.8056*** (0.0000)	0.8240*** (0.0000)	0.8250*** (0.0000)
Gross value added growth (lag)	-0.0001*** (0.0062)			-0.0001*** (0.0064)	-0.0001*** (0.0091)	-0.0001*** (0.0002)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0072)	-0.0001*** (0.0052)	-0.0001*** (0.0119)	-0.0001*** (0.0000)	-0.0001*** (0.0073)	-0.0001*** (0.0054)
Comp. of empl. to value added (lag)	0.0000*** (0.0014)	0.0001*** (0.0003)	0.0000*** (0.0014)	0.0000*** (0.0019)	0.0000*** (0.0011)	0.0001*** (0.0001)	0.0001*** (0.0004)	0.0000*** (0.0016)	0.0000*** (0.0013)	0.0001*** (0.0002)	0.0001*** (0.0000)	0.0000*** (0.0026)	0.0000*** (0.0031)
Production growth (lag)		-0.0001*** (0.0000)											
Employment growth (lag)			0 (0.7610)										
Share micro & small firms (lag)						0.0002 (0.1328)							
Share large firms (lag)							-0.0193 (0.6173)						
Consumption of fixed capital gr. (lag)										-0.0001*** (0.0000)			
Z-score principal component (lag)											-0.0007*** (0.0000)		
Macroeconomic Variables													
GDP growth (lag)	-0.0005*** (0.0002)	-0.0006*** (0.0000)	-0.0008*** (0.0000)	-0.0004*** (0.0025)	-0.0004*** (0.0006)	-0.0005*** (0.0012)	-0.0004*** (0.0025)	-0.0005*** (0.0007)	-0.0005*** (0.0006)	-0.0005*** (0.0000)	-0.0018*** (0.0000)	-0.0005*** (0.0003)	-0.0005*** (0.0014)
Interest Rate (lag)	0.0006** (0.0195)	0.0006*** (0.0055)	0.0006*** (0.0084)			0.0010*** (0.0057)	0.0012*** (0.0008)	0.0005 (0.1323)	0.0006 (0.1028)	0.0006*** (0.0096)	-0.0009*** (0.0000)	0.0005* (0.0508)	
Shadow Rate WU Xia (lag)				0.0001 (0.2499)									0 (0.729)
Shadow Rate Wu Krippner (lag)					0.0002** (0.0229)								
NFC Credit-to-GDP gap (lag)								0 (0.8589)					
Inflation (lag)									0.0001 (0.8254)				
Government surplus to GDP (lag)												0.0001 (0.8263)	0.0001 (0.6413)
Constant	0.0020*** (0.0071)	0.0025*** (0.0005)	0.0021** (0.0115)	0.0032*** (0.0000)	0.0035*** (0.0000)	-0.0142 (0.1826)	0.0019* (0.0992)	0.0021** (0.0166)	0.0020** (0.0147)	0.0028*** (0.0002)	0.0078*** (0.0000)	0.0020** (0.0100)	0.0030*** (0.0000)

Note: The dependent variable is the share of insolvencies in terms of number of firms at the sectoral level. The explanatory variables include the first lag of the share of insolvencies, gross value added, production and employment growth, ratio of employees' compensation to value added, consumption of fixed capital growth, the Z-score, share of micro and small and large firms all at the sectoral level. At the macroeconomic level, the first lag of GDP growth, interest rate, shadow rate, credit to GDP gap and government surplus to GDP are used. ***, **, * indicate statistical significance at the 1, 5, and 10% levels, respectively. Standard errors are displayed in parentheses.

Table 3:

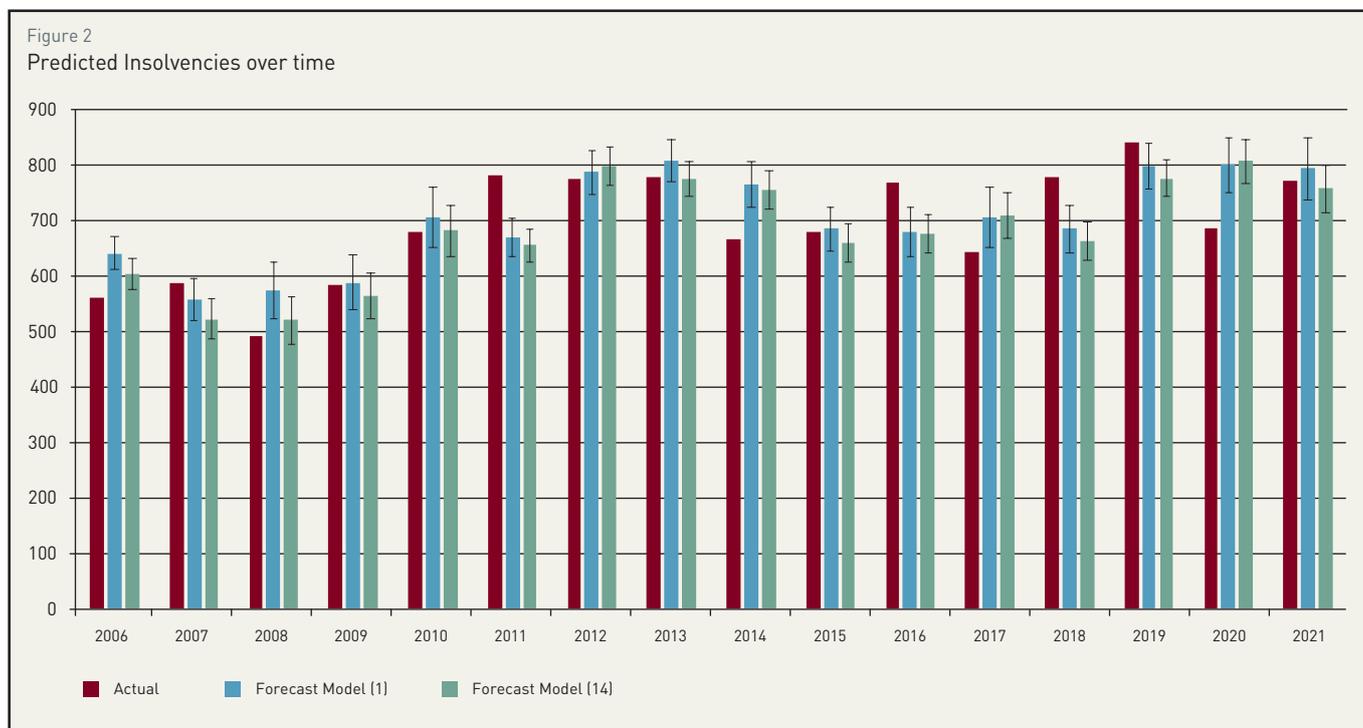
Regression coefficient estimates using No. of Insolvencies as the Dependent Variable

	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26
Sector-Specific Variables													
No. of Insolvencies (lag)	0.9098*** (0.0000)	0.8920*** (0.0000)	0.9169*** (0.0000)	0.9152*** (0.0000)	0.9128*** (0.0000)	0.9258*** (0.0000)	0.9221*** (0.0000)	0.9097*** (0.0000)	0.9095*** (0.0000)	0.8996*** (0.0000)	0.9189*** (0.0000)	0.9105*** (0.0000)	0.9158*** (0.0000)
No. of firms (lag)	0.0015*** (0.0071)	0.0021*** (0.0003)	0.0013** (0.0217)	0.0014** (0.0188)	0.0015** (0.0155)	0.0011 (0.1046)	0.0011 (0.1399)	0.0016*** (0.0091)	0.0015*** (0.0071)	0.0017*** (0.0011)	0.0017*** (0.0077)	0.0015*** (0.0008)	0.0014** (0.0201)
Gross value added growth (lag)	-0.0227 (0.7740)			-0.1387* (0.0840)	-0.1313 (0.1058)	-0.1702** (0.0345)	-0.1656** (0.0462)	-0.0057 (0.9436)	-0.0186 (0.8146)	0.0335 (0.6516)	-0.0077 (0.9231)	-0.0174 (0.8265)	-0.1348* (0.0965)
Comp. of empl. to value added (lag)	0.0309 (0.1534)	0.0329 (0.1049)	0.0308 (0.1544)	0.0448** (0.0451)	0.0450** (0.0488)	0.0568* (0.0792)	0.0588* (0.0781)	0.0333 (0.1280)	0.0311 (0.1525)	0.0303 (0.1606)	-0.0003 (0.9910)	0.0306 (0.1558)	0.0449** (0.0447)
Production growth (lag)		-0.2036*** (0.0001)											
Employment growth (lag)			0.078 (0.6688)										
Share micro & small firms (lag)						0.2659 (0.2212)							
Share large firms (lag)							-798.679 (0.2983)						
Consumption of fixed capital gr. (lag)										-0.2874*** (0.0001)			
Z-score principal component (lag)											-0.4447 (0.3562)		
Macroeconomic Variables													
GDP growth (lag)	-1.8308*** (0.0000)	-1.6907*** (0.0000)	-1.9443*** (0.0000)	-1.5830*** (0.0000)	-1.6547*** (0.0000)	-2.7000*** (0.0000)	-2.6819*** (0.0000)	-1.7867*** (0.0000)	-1.7943*** (0.0000)	-1.8962*** (0.0000)	-3.8072*** (0.0000)	-1.9635*** (0.0000)	-1.6458*** (0.0001)
Interest Rate (lag)	0.9847* (0.0999)	1.1974** (0.0232)	1.0293* (0.0818)			-14.512 (0.2796)	-12.885 (0.3346)	0.7183 (0.3821)	0.4124 (0.6256)	0.9114* (0.0735)	-15.932 (0.2177)	0.9423 (0.1187)	
Shadow Rate WU Xia (lag)				0.2443 (0.3954)									0.0189 (0.9445)
Shadow Rate Wu Krippner (lag)					0.4081 (0.1283)								
NFC Credit-to-GDP gap (lag)								0.0752 (0.6606)					
Inflation (lag)									0.7438 (0.3468)				
Government surplus to GDP (lag)												0.4447 (0.3562)	0.237 (0.7653)
Constant	22.838 (0.1994)	20.565 (0.1713)	23.378 (0.2031)	4.3963*** (0.0075)	4.7825*** (0.0051)	-174.404 (0.3853)	8.3470** (0.0385)	26.046 (0.2054)	20.892 (0.2483)	3.9206** (0.0128)	11.1574*** (0.0002)	21.535 (0.2218)	4.2004** (0.0178)

Note: The dependent variable is the number of insolvencies at the sectoral level. The explanatory variables include the first lag of the share of insolvencies, gross value added, production and employment growth, ratio of employees' compensation to value added, consumption of fixed capital growth, the Z-score, share of micro and small and large firms all at the sectoral level. At the macroeconomic level, the first lag of GDP growth, interest rate, shadow rate, credit to GDP gap and government surplus to GDP are used. ***, **, * Indicate statistical significance at the 1, 5, and 10% levels, respectively. Standard errors are displayed in parentheses.

Figure (2) shows the absolute number of forecasted insolvencies according to the baseline model and compares the out-of-sample forecast insolvencies with actual observed insolvencies. The model is unable to accurately forecast the number of insolvencies during the pandemic. In fact, 2020 marks the year with the highest overestimation of the predicted values from the actual levels. This is not surprising since the forecasts are based on pre-covid data. The fact that we forecast a high number of insolvencies in 2020 could signal that the government support measures play an important role and lead to less insolvent firms.

Figure 2
Predicted Insolvencies over time



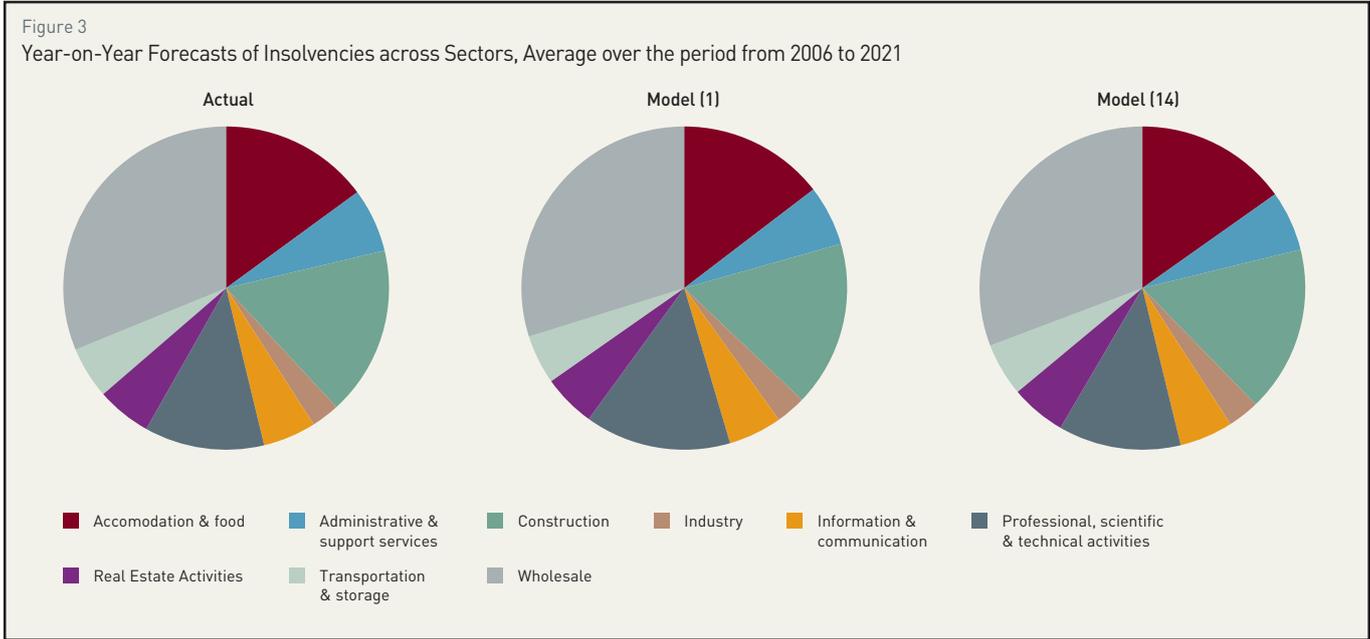
Source: The actual data is taken from STATEC, the forecasts are authors' own calculations. Note: Error bars indicate two standard errors around the mean.

Figure (3) evaluates the cross-sectional dimension as it compares the forecasts of Model (1) and (14) with the actual results by looking at the average across the 2006 to 2020 sample. We observe that our forecasts match the actual number of insolvencies across sectors fairly well. For all three cases, the majority of NFC insolvencies occurs in the wholesale sector. Based on the actual data and Model specification (14), 31% of all insolvencies occur in this sector. This is not surprising as this is the largest sector in terms of the number of firms. The construction, and the accommodation and food sectors have the second and third highest share of insolvencies with 17% and 15%, respectively, as shown in Figure 3.

Similarly, Figure (4) shows the likelihood for a firm to become insolvent across the different sectors. The difference between Figure (4) and Figure (3) is that we now take the size of the sector into account. Again, we observe that both models forecast the share of insolvent firms quite accurately. Overall, accommodation and food services activities, followed by transportation and storage are the sectors with the highest likelihood for firms to become insolvent. These sectors are followed by construction and wholesale activities. However, firms in the real estate, as well as professional, scientific and communication sectors have the highest likelihood to remain viable.

To further assess the accuracy of our forecasting models, we evaluate them using moving window out of sample forecasts that we compare with a random walk (RW). For the moving window, we choose 2013 as the starting year for the forecast. We start by relying on the 2005 to 2012 period for forecasting insolvencies in 2013. We then add a period to forecast the dependent variable in the next year.

The benchmark that we compare our results to is a random walk. Specifically, for Model specifications (1) to (13), we assume that the share of insolvent firms has not changed in comparison to the previous

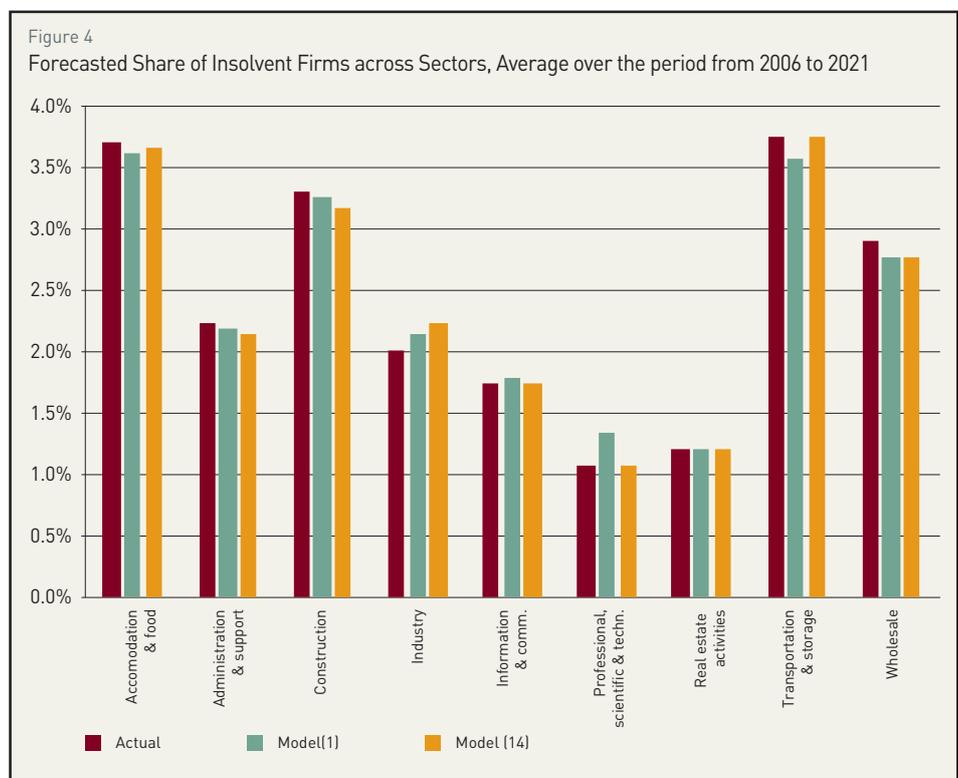


Source: The actual data is taken from STATEC, the forecasts are authors' own calculations.

period¹²⁸. For specifications (14) to (26), we assume that the number of insolvent firms has not changed in comparison to the previous year. We then assess our results with the root mean squared forecast error (RMSFE). We find that all models result in lower RMSFE in comparison to the random walk. According to the *t*-tests that evaluate whether the squared forecast error differs between the model and the random walk, this finding is statistically significant at the 5 percent level in 22 out of 24 models.

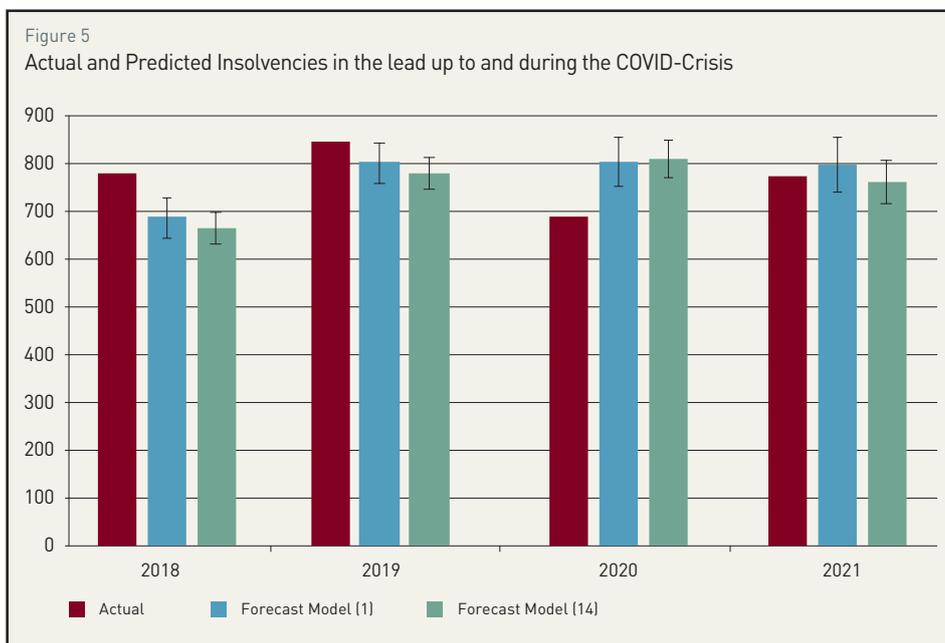
6. THE COVID CRISIS

During the pandemic, the relationship between economic fundamentals and NFC insolvencies may have been affected by three separate factors. First, the pandemic-related lockdown measures likely led to a decrease in sales.

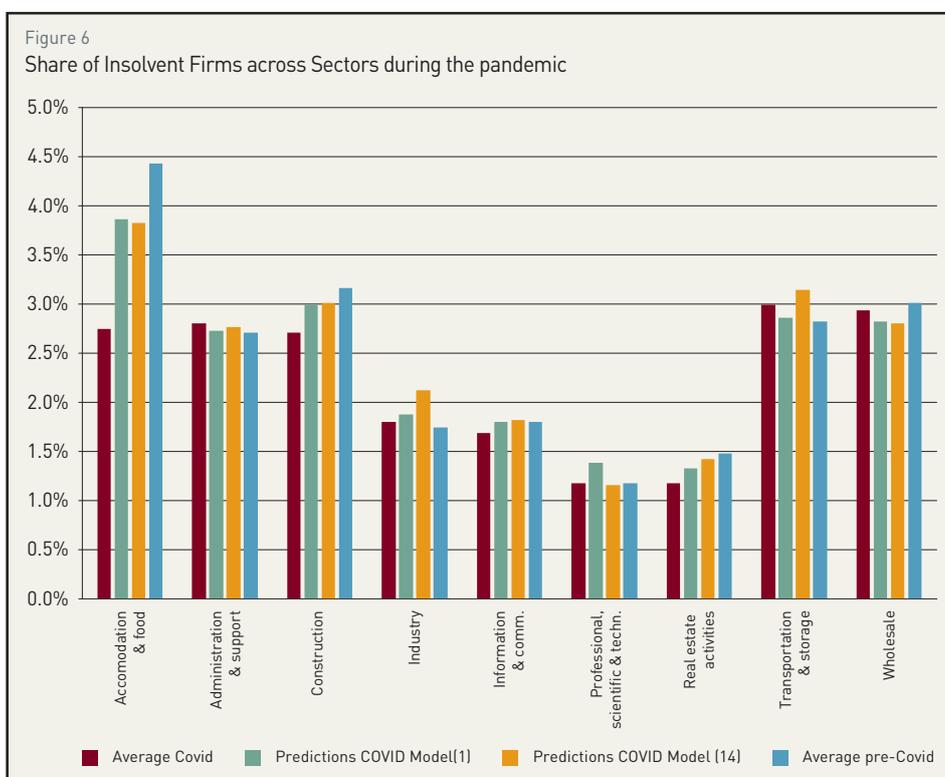


Source: The data is taken from STATEC, the forecasts are authors' own calculations

128 Other forms of random walks such as RWs with drift do not result in significantly lower RMSFE.



Source: The actual data is taken from STATEC, the forecasts are authors' own calculations. Note: Error bars indicate the area within two standard errors around the mean



Source: The actual data is taken from STATEC, the forecasts are authors' own calculations. The pre-COVID period covers the years (2018 and 2019), while 2020 and 2021 are the Covid periods.

Second, the level of economic uncertainty increased significantly during the crisis¹²⁹, which could result in households experiencing less consumption choices and/or accumulating precautionary savings. Third, support schemes such as short-time work, moratoria or state-guaranteed loans were implemented. At the euro area level, the ECB launched its Pandemic Asset Purchase Programme. While the COVID-related shock may have led to an increase in the total number of insolvent firms, the exceptional support measures helped to lower insolvencies in the short to medium-term. Therefore, we analyze the impact of all these factors on the solvency of NFCs.

Figure (5) shows the evolution of insolvencies in the two years prior to the pandemic (2018, 2019) as well as the two years during the pandemic (2020, 2021). It compares these insolvencies with the forecasts from model specifications (1) and (14). Interestingly, the number of insolvent NFCs declined in 2020 by 18% relative to 2019. Although it increased by 13% in 2021 year-on-year, with the number of insolvencies remaining below pre-crisis levels.

While model specifications (1) and (14) underestimate the number of corporate insolvencies in 2018 and 2019, they overestimate the number of insolvencies during the first year of the pandemic. The relative difference between forecasted and observed data is particularly pronounced in 2020 reaching 17% for specification (1) and 18% for specification (14). The fact that the total number of insolvencies during the

129 For instance, the VSTOXX increased from 17.15 in end-January 2020 to 84.80 on 18 March 2020.

crisis is low in comparison to pre-crisis levels and model forecasts suggest that the pandemic-related policy support measures were effective in reducing the number of NFC insolvencies.

Figure (6) compares insolvencies during the pre-COVID periods 2018 and 2019 with the COVID periods 2020 and 2021, and the corresponding predictions from model specifications (1) and (14). However, in this case the focus is on the cross-sectional dimension. As shown in Figure (6), the actual number of insolvencies are relatively low across all sectors during the pandemic, namely 2020 and 2021. Using forecasts from specifications (1) and (14) during the pre-COVID periods (2018 and 2019), it is found that the accommodation and food sector has the most pronounced decline in insolvencies compared to the COVID periods (2020 and 2021). This is not surprising since this sector was one of the most affected by the lockdown measures and uncertainty. We therefore conclude that the public policy support measures were well targeted.

7. RISKS OF NON-PERFORMING LOANS FOR BANKS

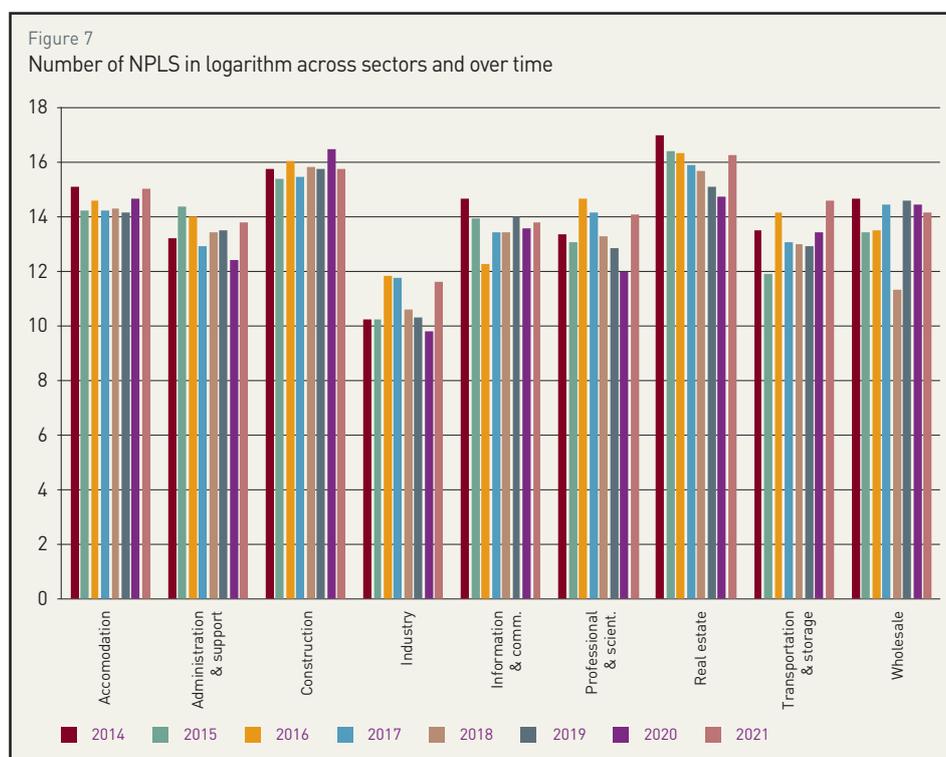
In this section, we investigate the relationship between corporate insolvencies and banks' non-performing loans (NPLs). Specifically, we link forecasted insolvencies based on sectoral and macroeconomic variables obtained from model specifications (1) and (14) to sectoral non-performing loans at the bank level. This allows us to identify how banks may be exposed to NFC insolvencies due to their lending to those sectors that exhibit a higher number of insolvencies.

We estimate the following linear model, where j , i , and t , respectively refer to bank, economic sector and period.

$$\log(NPLs)_{j,i,t} = C + \beta \widehat{Insolvencies}_{i,t} + \gamma_{j,t} + \varepsilon_t \quad (3)$$

NPLs is the logarithm of the amounts of non-performing loans in sector i of bank j in period t . $\widehat{Insolvencies}_{i,t}$ is the forecasted sectoral NFC insolvencies in sector i during period t . $\gamma_{j,t}$ are bank-period fixed effects. The data used in this section cover the period 2014-2021. In Figure (7), the real estate and construction and accommodation sectors show higher levels of NPLs in logarithm during the period 2014-2021.

Table (4) presents the results of the regression using bank and year fixed effects. As shown in Columns (1) and (2), the coefficient associated with forecasted insolvencies from the two baseline models enters positively and significantly at the one percent level. This suggests that insolvencies increase the number of banks' non-performing



Source: Authors' own calculation based on BCL data

loans. Based on the coefficients in Column (1), an increase of one unit of insolvency in a sector is associated, on average, with a 0.84 percent increase per number of firms in that sector for a given bank.

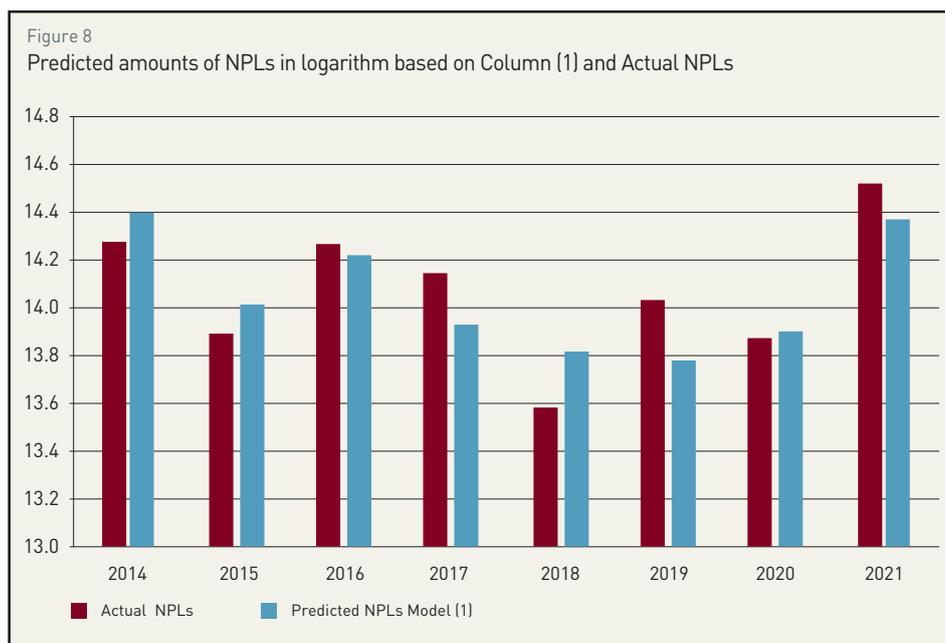
Table 4:

The dependent variable is the logarithm of the amounts of non-performing loans

	(1)	(2)
Predicted insolvencies	0.0084*** (0.006) [0.0026]	0.0089*** (0.003) [0.0025]
Constant	13.693*** 0 [0.681]	13.653*** 0 [0.666]
Bank-fixed effects	Yes	Yes
Year Fixed effects	Yes	Yes
F-stat (p-value)	11.54*** (0.000)	13.653*** (0.000)

Source: Authors' own calculation based on BCL and STATEC data. Column (1) is based on predicted insolvencies obtained from the baseline model of equation (1) of Table (2), whereas Column (2) uses predicted insolvencies from the baseline model of equation (14) of Table (3). P-values and robust standard errors are in parentheses and brackets, respectively.

Accordingly, these two specifications can be used to estimate sectoral NPLs. As in Section 5, we use the year 2017 as the starting period for our forecasts. To assess the forecasting quality of the model, we then compare the root mean squared forecast error (RMSFE) with the random walk model RMSFE of the same years. Overall, one can see that NFC insolvencies are relatively good predictors of banks' non-performing loans in Luxembourg compared to a random walk model. Moreover, Figure (8) displays the actual annual amounts of NPLs versus those obtained using Column (1) of Table (4).



Source: Authors' own calculation based on BCL and STATEC data.

Similarly, Column (2) of Table (4) is also used to obtain predicted amounts of NPLs, which are then compared to actual amounts of NPLs as displayed in Figure (9). Finally, at the sectoral level, the forecasted NPLs obtained from the model are close to the observed data.

8. CONCLUSION

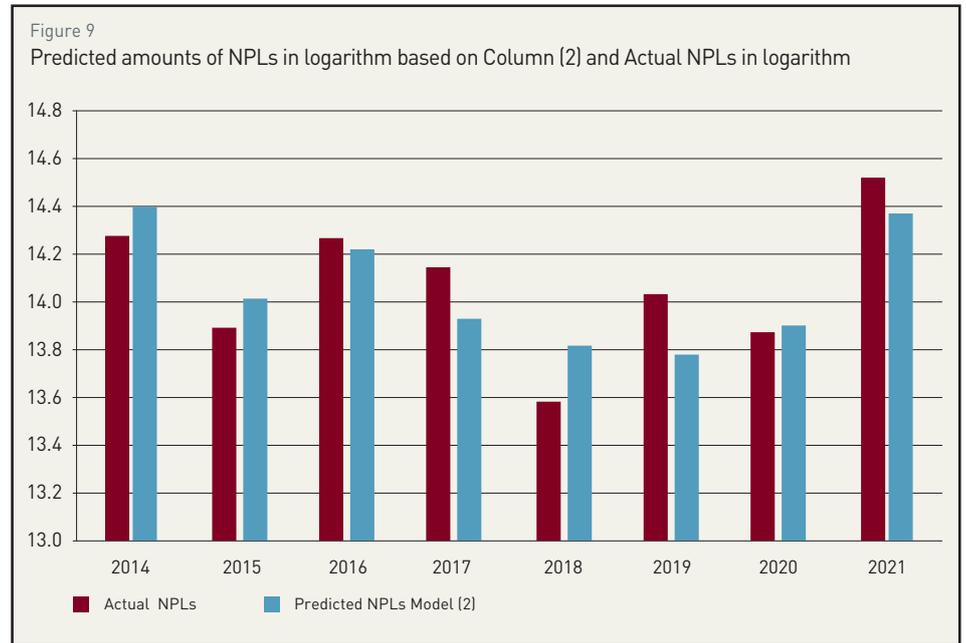
The recent and ongoing COVID-19 pandemic has generated a focus on NFCs and their role for the real economy, particularly due to the exceptional nature of the shock that affected both the supply and demand sides of the economy and the impact of the pandemic-related containment measures on the corporate sector. Moreover, significant uncertainty over developments in

the NFC sector remains as the recovery still faces additional challenges including potentially higher interest rates as well as possible economic turmoil resulting from the high level of geopolitical risks.

In this study, we assessed the effects of the pandemic and the related support measures on NFC insolvencies in Luxembourg and provided three contributions. First, we attempted to provide a better understanding of the main drivers of NFC bankruptcies in Luxembourg, and to forecast the number of insolvencies based on these drivers. Second, we investigated the role of the extraordinary pandemic-related support policies in mitigating corporate insolvencies in the Luxembourg NFC sector during the COVID-19 related crisis. Third, this study assesses the impact of NFC insolvencies on banks' non-performing loan levels.

The results suggest that growth in sectoral value added, employees' compensation in relation to value added, GDP growth and the Z-score are strong drivers of NFC insolvencies in Luxembourg. However, inflation, firm size and the credit gap are not found to be significant determinants of NFC insolvencies in Luxembourg. Additionally, our econometric models, based on these variables, are able to provide reasonable out-of-sample forecasts of the number of insolvencies when compared to actual observed data.

With respect to the COVID-19 related crisis, we compared the forecasts from our models with actual data, building on pre-Covid data and including the period following the initial Covid-related shock (during 2020-2021). The results suggest that the number of insolvencies during the COVID-19 pandemic is below the forecasted amount, possibly confirming the mitigating role of the Covid-related public support measures for NFCs in Luxembourg. In relation to the impact of NFC insolvencies on the banking sector, the model results suggest that an increase of one unit of insolvency in a sector is associated with a 0.84% increase in the amount banks' NPLs per number of firms in that sector.



Source: Authors' own calculation based on BCL and STATEC data



REFERENCES

- [1] Acharya, V. V., Steffen, S., (2020). "The risk of being a fallen angel and the corporate dash for cash in the midst of Covid." *Review of Corporate Finance Studies*, 9(3), 430-471.
- [2] Aleksanyan, L. & Huiban, J.P. (2016). "Economic and financial determinants of firm bankruptcy: evidence from the French food industry". *Review of Agricultural, Food and Environmental Studies*, 97, 89-108.
- [3] Altman, E. I. (1968): "Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy", *Journal of Finance* 23(4), 589-609.
- [4] Altman, E. I. (1983): "Why businesses fail", *Journal of Business Strategy*, 3(4), 15-21.
- [5] Ahn, B. S., Cho, S. S. & Kim, C. Y. (2000). "The integrated methodology of rough set theory and artificial neural network for business failure prediction." *Expert Systems with Applications*, 18 (2), 65-74.
- [6] Anghel, I., Enache, C., & Merino, F. (2020). "Macroeconomic determinants of corporate failures. Evidence from Romania and Spain". *Journal of Business Economics and Management*, 21(3), 743-759.
- [7] Bellone, F., Musso, P., Nesta, L. & Quéré, M. (2016). "Productivity and market selection of French manufacturing firms in the nineties". *Review de l'OFCE*, 97(5), 319-349.
- [8] Blanchard, P., Huiban, J.P. & Mathieu, C. (2012). "The determinants of firm exit in the French food industries". *Review of Agricultural, Food and Environmental Studies*, 93(2), 193-212.
- [9] Callejón, A.M., Casado, A.M., Fernández, M.A. & Peláez, J.I. (2013). "A System of Insolvency Prediction for industrial companies using a financial alternative model with neural networks". *International Journal of Computational Intelligence Systems*, 6(1), 29-37.
- [10] Carletti, E., Oliviero, T., Pagano, M., Pelizzon, L. & Subrahmanyam, M. G. (2020). "The COVID-19 shock and equity shortfall: Firm-level evidence from Italy." *Review of Corporate Finance Studies*, 9(3), 534-568.
- [11] Demmou, L., Franco, G., Calligaris, S. & Dlugosch, D. (2020). "Corporate sector vulnerabilities during the COVID-19 outbreak: Assessment and policy responses." *CEPR Policy Portal - Center of Economic Policy Research*.
- [12] Davidson, R. & MacKinnon, J.G. (1993). "Estimation and Inference in Econometrics." New York: Oxford University Press.
- [13] Demmou, L., Calligaris, S., Franco, G., Dlugosch, D., McGowan, M. A. & Sakha, S. (2021). "Insolvency and debt overhang following the COVID-19 outbreak: Assessment of risks and policy responses." *OECD Economics Department Working Papers No. 1651*.
- [14] Diez, F.J., Duval, R.A., Fan, J., Garrido, J. et al. (2021). "Insolvency Prospects Among Small-and-Medium-Sized Enterprises in Advanced Economies" *IMF Staff Discussion Note*, SDN/2021/002.

- [15] Everett, J. & Watson, J. (1998). "Small business failure and external risk factors". *Small Business Economics*, 11(4), 371-390.
- [16] FitzPatrick, P.J. (1978). "A comparison of the ratios of successful industrial enterprises with those of failed companies". In *Financial ratio analysis: an historical perspective*. - Washington/D.C. [ua.]: Arno Pr., ISBN 0-405-10927-x., 3-21.
- [17] Fletcher, D. & Goss, E. (1993). "Forecasting with neural networks: An application using bankruptcy data". *Information & Management*, 24(3), 159-167.
- [18] Granger, C. W. J. (1989). "Forecasting in business economics". Boston: Academic Press.
- [19] Greene, W. H. (2018). "Econometric Analysis." 8th ed. New York: Pearson.
- [20] Greenwald, D., L., Krainer, J. & Paul, P. (2020). "The Credit Line Channel." *Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper Series, Working Paper 2020-26*.
- [21] Gourinchas, P.-O., Kalemni-Özcan, S., Penciakova, V. & Sander, N. (2021). COVID-19 and SME failures. *NBER Working Paper Series*, No. 27877.
- [22] Hanson, S. G., Stein, J. C., Sunderman, A. & Zwick, E., (2020). "Business Credit Programs in the Pandemic Era." *Brookings Papers on Economic Activity*.
- [23] Krippner, L. (2012): "Modifying Gaussian term structure models when interest rates are near the zero lower bound", *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper*, 2012/02.
- [24] Mackevičius, J., Šneidere, R. & Tamulevičienė, D. (2018). "The waves of enterprises bankruptcy and the factors that determine them: the case of Latvia and Lithuania." *HAL archives ouvertes*.
- [25] Maddala, G. S. & Lahiri, K. (2006). "Introduction to Econometrics." 4th ed. New York: Wiley.
- [26] Pagano, M., Wagner, C. & Zechner, J. (2021). "Disaster Resilience and Asset Prices" SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3603666>.
- [27] Platt, H. & Platt, M. (1994). "Business cycle effects on state corporate failure rates". *Journal of Economics and Business*, 46(2), 113-127.
- [28] Salman, K., Friedrichs, Y. & Shukur, G. (2011). "The determinants of small manufacturing firms: Assessing the macroeconomic factors". *International Business Research*, 4(3), 22-32.
- [29] Schivardi, F. & Romano, G. (2020). "A simple method to estimate firms' liquidity needs during the COVID-19 crisis with an application to Italy", CEPR Covid Economics: Vetted and Real-Time Papers.
- [30] Tseng, F. M. & Hu, Y. C. (2010). "Comparing four bankruptcy prediction models: logit, quadratic interval logit, neural and fuzzy neural networks." *Expert Systems with Applications*, 37(3), 1846-1853.

- 
- [31] Virolainen, K. (2004). "Macro stress testing with a macroeconomic credit risk model for Finland." *Bank of Finland Discussion Papers*, 18.2004.
- [32] Vlieghe, G. (2001). "Indicators of fragility in the UK corporate sector". *Bank of England Working Paper*, No. 146.
- [33] Wadhvani, S. (1986). "Inflation, bankruptcy, default premia and the stock market". *The Economic Journal*, 96(381), 120-138.
- [34] Wu, J. C., & Xia, F. D. (2020): "Negative interest rate policy and the yield curve", *Journal of Applied Econometrics*, 35(6), 653-672.
- [35] Wu, J. C., & Xia, F. D. (2017): "Time-varying lower bound of interest rates in Europe", *Chicago Booth Research Paper*, 17-06.
- [36] Young, G. (1995). "Company liquidations, interest rates and debt" *The Manchester School*, 63(1), 57-69.
- [37] Zikovic, I.T. (2016). "Modelling the impact of macroeconomic variables on aggregate corporate insolvency: Case of Croatia". *Economic Research*, 29(1), 515-528.

2. CONDITIONAL RISK MEASURES FOR ASSESSING POTENTIAL VULNERABILITY IN INVESTMENT FUNDS

Xisong Jin and John Theal¹³⁰

ABSTRACT

We propose a diverse set of forward-looking conditional systemic risk measures (CoSR) for assessing potential vulnerabilities in the Luxembourg investment fund (IF) sector. These measures are applicable to various categories of investment funds, conditional on severe market declines, and based on a dynamic multivariate copula approach in order to calibrate shocks. We show that the measures are able to capture the non-linear time-varying dependence structure in the extreme tails of the distributions of IF returns and flows, facilitating the identification of potential spillover effects across fund categories and jurisdictions. We apply these measures to both the flows and net asset values of seven categories of investment funds in Luxembourg during the period covering 2003-2020 and find, first, that most CoSR measures under market stress in the euro area were similar to those under market stress in the United States. However, the impacts from the Chinese markets were found to be much more muted, and emerging markets could provide the benefits of diversification to Luxembourg investment funds even under significant market volatility. Second, most of the conditional systemic risk measures deteriorated around the beginning of 2020, but improved following the euro area's prompt and decisive pandemic-related policy support measures. Third, the key macroeconomic determinants of the CoSR measures include the short-term interest rate, the interest rate spread, liquidity risk and consumer confidence in the euro area.

1. INTRODUCTION

Since the Global Financial Crisis (GFC), the total assets under management (AuM) of investment funds have grown significantly. According to the European Central Bank (ECB), the total assets managed by non-money market funds in the euro area (EA) amounted to over €13 trillion in the fourth quarter of 2020.¹³¹ When money market funds are included, the total AuM amounts to over €15 trillion, representing more than 100% of euro area GDP. In Luxembourg, as the largest investment fund centre in Europe and the second largest in the world after the US, the total net asset value (NAV) of Luxembourg-domiciled investment funds¹³² has tripled since 2009, reaching over €4.9 trillion in the fourth quarter of 2020. The increase in the total NAV of investment funds can be partly attributed to valuation effects in combination with (on average) positive net inflows of investors. The low interest rate environment, banks' deleveraging and increased banking sector regulation following the GFC may also have contributed to the expansion of the non-bank financial sector globally.

The increased size of the investment fund sector has also led to increased potential for vulnerabilities, such as asset price corrections, abrupt changes in investor risk aversion and possible flight to quality behavior. These vulnerabilities may have been exacerbated with the onset of the COVID-19 pandemic in early 2020 as well as increased risk-taking related to the prolonged low interest rate environment and the high level of macro-financial uncertainty resulting from increased inflation pressures and recent geopolitical turmoil. Investors' search for yield behavior may also have amplified vulnerabilities.

¹³⁰ Financial Stability and Macroeconomic Surveillance Department, Banque centrale du Luxembourg.

¹³¹ The ECB publishes Euro area investment fund statistics quarterly at https://www.ecb.europa.eu/press/pr/stats/if/html/ecb_ofi2020q4-1e5f8b2d4a.en.html

¹³² Including Bond Funds, Equity Funds, Mixed Funds, Money Market Funds, Hedge Funds, Real Estate Funds and Other Funds.



According to ESMA (2019), the average portfolio quality of EU investors has significantly deteriorated over the past decade. Liquidity risk has also increased under more volatile market conditions. In the event of a sudden reassessment of risk premiums, faster than expected monetary policy normalization, global growth shocks, or geopolitical turmoil, investors may have an incentive to withdraw their assets from funds, in some cases leading to increased redemption pressures. Recent episodes of turmoil such as the market fluctuations observed during the onset of the COVID-19 pandemic illustrate the heightened risk environment in the financial markets. An increase in investor redemptions could increase the risk of fire sales and/or liquidity spirals resulting in potentially significant asset price revaluations across the financial system. The impact could be felt in the funding markets as well as through balance sheet and collateral channels (Adrian et al. 2016, Banegas et al. 2016, Falato et al. 2018 and Fricke and Fricke 2017).

As the GFC and the recent impact of the COVID-19 pandemic has shown, market liquidity can be procyclical and it can decrease quickly even in the most liquid segments of the market (Morris and Shin 2004 and 2017, Brunnermeier and Pedersen 2009 and an ECB Speech in November 2020). Thus, it is important to develop tools and measures to assess systemic risks in the investment fund sector, particularly due to the persistent uncertainties stemming from geopolitical factors, the coronavirus pandemic, vulnerabilities in emerging markets and heightened periods of financial market volatility driven by uncertainty.

There is a large body of literature dedicated to assessing vulnerabilities in investment funds, with various methods including the micro/macro approach, bottom-up/top-down approach, historical/scenario analysis, reduced form/structural models, first-round effects/second-round effects, system-wide/sector level, network approach/statistical methods, etc. Stress testing involves the use of an adverse scenario to assess stress in the financial system. The shocks corresponding to the adverse scenario require calibration, for which there are several approaches. The European Central Bank (ECB Technical note 2019) outlined the Financial Shock Simulator (FSS) to calibrate financial shocks for adverse scenarios as part of its stress testing framework. The FSS is used regularly by the ECB for internal and external policy analysis, including the impact assessment analysis in the Financial Stability Review. The FSS is based on a multivariate copula approach which calibrates the shocks and builds on the concepts of conditional expected returns and conditional expected shortfall. However, the non-parametric FSS requires large amounts of historical data, and the parametric FSS is based on the underlying assumption of a Gaussian distribution which implies that this approach may not fully capture tail risks.

The European Securities and Markets Authority (ESMA Economic Report 2019) has developed a framework to be used for stress simulations for the investment fund sector. The ESMA stress simulation (STRESI) framework is a simulation-based approach that combines both micro and macroprudential perspectives. This historical approach is based on the value-at-risk and expected shortfall of an empirical distribution of the variable of interest and copulas are used to calibrate the dependence between fund types. In contrast, the scenario approach takes into account the second-round effects of the price and liquidity impacts.

Greenwood, Landier and Thesmar (2015) develop a model in which fire sales propagate shocks across bank balance sheets. They describe the evolution of bank balance sheets following shocks to the value of banks' assets. For example, a bank that experiences a negative shock is likely to sell assets in order to maintain its target leverage. However, if potential buyers are limited, then asset sales depress prices and impact other banks with common exposures. Fricke and Fricke (Deutsche Bundesbank Working Paper 2017) extend the Greenwood, Landier and Thesmar (2015) fire sale model, by incorporating the

flow-performance relationship as an additional funding shock. The Bank of England has developed its own system-wide stress simulation. Baranova et al. (2017) incorporate several important features of the financial system including banks and non-banks and describe how their actions may propagate and amplify stress. Farmer et al. (2020) propose a structural framework for the development of system-wide financial stress tests with multiple interacting contagion and amplification channels as well as heterogeneous financial institutions.

The Central Bank of Ireland has developed a macroprudential stress testing framework for investment funds. Shaw and Dunne (2017) employ marginal expected shortfall metrics to capture investment fund exposures to industry-wide tail events by using a novel database of investment funds reporting in Ireland. Fiedor and Katsoulis (2019) developed a framework to enable the Central Bank of Ireland to assess financial stability developments within the investment fund sector in a targeted and timely manner. Recently, Sydow et al. (ECB Working Paper 2021) presented a model of contagion propagation using a very large and granular data set for the euro area. Within a one period model, they show how the combined endogenous reaction of banks and investment funds to an exogenous shock can amplify or dampen losses in the financial system compared to results from single-sector stress testing models.

To assess the systemic risk of the investment fund sector in Luxembourg, in this study we propose a forward-looking set of systemic risk measures based on the concept of expected shortfall and probability of distress. Following the ECB's FSS, the proposed risk measures are based on a historical approach in both bottom-up and structural form. The framework uses a dynamic multivariate copula to calibrate the shocks to the investment fund sector by focusing on the concepts of conditional expected returns and forward-looking conditional systemic risk (CoSR) measures. We apply this method not only to each category of investment fund in Luxembourg, but also to the aggregate investment fund sector that consists of seven categories of funds. These conditional systemic risk (CoSR) measures are able to capture the non-linear time-varying dependence structure in the extreme tails of the investment fund return and flow distributions and can identify spillover or cascade effects across securities and jurisdictions. In order to fully assess the forward-looking measures of systemic risk for Luxembourg investment funds through time, the stress analysis is applied to both the flows and NAVs of investment funds.

The main contributions of this study are as follows. First, to the best of the authors' knowledge, this study extends a set of known systemic risk measures that are usually used in the banking stability literature, i.e., the Banking Stability Index presented by Segoviano and Goodhart (2006 and 2009), the Probability of Cascade Effects proposed by Lehar (2005) and the Concentration Risk measure as in Christoffersen et al. (2012) and Jin (2018), into a new set of reduced-form measures of system risk applied to the Luxembourg investment fund sector. Similar to CoVaR in the work of Adrian and Brunnermeier (2016), our CoSR measures capture the cross-sectional dimension of systemic risk in the Luxembourg investment fund sector conditional on different market states. Second, the proposed CoSR measures are further examined in terms of components, i.e., inflow shortage effects and outflow effects in flows, as well as flow effects and market valuation effects in NAVs. Third, this paper estimates the systemic risk measures under market stress for the main systemically important countries in terms of both flows and NAVs of investment funds. In particular, it examines and compares these measures across developed markets (DMs) and emerging markets (EMs) and for the euro area, the United States and China. Finally, this paper explores the linkages between a set of macro-financial variables and the CoSR measures. By identifying the main variables associated with vulnerabilities in investment funds, the proposed approach helps to identify the economic and financial variables that may be of interest to macroprudential authorities for monitoring the risks related to investment funds in Luxembourg.



Several important facts are documented in this study for the period spanning 2003-2020. First, the proposed CoSR measures provide insights into recent developments in Luxembourg's investment fund sector. Our results suggest that the CoSR measures under market stress in the euro area were similar to those under market stress in the US and were able to accurately identify stress events, particularly common stress episodes, in the US and the EA. For comparison, the investment fund sector CoSR measures under market stress in China did not show such a high level of stress during the GFC crisis, the European multi-year debt crisis or the more recent COVID-19 pandemic. The CoSR measures for the Luxembourg investment fund sector under market stress in the EA have shown signs of deterioration since the beginning of 2020 but improved quickly following the euro area's supportive policy responses, in particular, the asset purchase programme (APP) and the new pandemic emergency purchase programme (PEPP).

Second, across the seven categories of investment funds in Luxembourg, the CoSR measures for Real Estate Funds under market stress in the US were higher than those under market stress in the EA. The outflow effects dominated in the Equity Funds, Bond Funds and Mixed Funds segments. Market valuation effects dominated in Equity Funds, Hedge Funds and Other Funds, whereas flow effects played an important role in Bond Funds, Real Estate Funds and Money Market Funds. We explain these outflow and market valuation effects in the methodology section. Furthermore, Money Market Funds served as an important source of flight-to-quality for investors during periods of market stress in both the EA and the US. In contrast, the impacts on the CoSR measures for Luxembourg investment funds from market stress in China were marginal except in the Real Estate Funds and Money Market Funds segments, where these events were mainly driven by inflow shortages and flow effects.

Third, EMs could still provide diversification benefits, in the sense of Christofferson (2012) for investment funds in Luxembourg, even under significant market stress. Specifically, the benefits are partly due to diversification of large market downturns and differences in asset classes across emerging and advanced economies. Our results also suggest that the stress in Real Estate Funds, Hedge Funds and Other Funds peaked prior to the GFC crisis, and that a significant stress episode may limit the ability of Money Market Funds to meet high levels of redemptions. We also find that Real Estate Funds, Other Funds and Money Market Funds were not affected by the COVID-19 pandemic as much as the other types of funds under stress in both DMs and EMs. However, the slow improvement in the conditional systemic risk measures towards the end of 2020 may suggest that market participants were becoming increasingly concerned about the high level of uncertainty resulting from the COVID-19 pandemic shocks on the global economy.

Finally, predictive regressions show that the CoSR measures for investment funds in Luxembourg were largely driven by short-term interest rates, interest rate spreads, liquidity risk and consumer confidence in the EA. We interpret these findings with some caution, however, as the results might be dominated by the significant episodes of stress related to the GFC of 2007-2009, the European sovereign debt crisis and the recent COVID-19 pandemic when the market was subject to frequent episodes of stress and high levels of fund flows, reflecting the significant level of uncertainty in the investment fund sector.

The remainder of the paper is organized as follows. Section 2 describes the various CoSR measures used in this study as well as the econometric approach used to assess stress in the Luxembourg investment fund sector. Section 3 explores the CoSR measures for investment funds in Luxembourg and Section 4 identifies the macroeconomic determinants of these CoSR measures for investment funds using a set of predictive linear regressions. Finally, Section 5 concludes and discusses some potential macro-prudential policy considerations.

2. METHODOLOGY

The change in net asset value (NAV) of an investment fund can be decomposed into two components: the change related to flows (i.e., flow effects or transaction effects) and the change in market valuations (valuation effects). Accordingly, the returns of the fund NAV consist of both the flow returns and the market valuation returns, derived by dividing their first difference by the NAV value of the fund in the previous month as follows:

$$R_{j,t}^{NAV} = R_{j,t}^{Flow} + R_{j,t}^{VAL}, \quad (1)$$

where $R_{j,t}^{NAV} = \frac{NAV_{j,t} - NAV_{j,t-1}}{NAV_{j,t-1}}$, $R_{j,t}^{Flow} = flow_{j,t}^{In} - flow_{j,t}^{Out}$ and $flow_{j,t} = \frac{FLOW_{j,t}}{TNAV_{j,t-1}}$. $NAV_{j,t}$ is the NAV of fund j at the end of the month t , and $FLOW_{j,t}$ (in uppercase) is the value in euros of fund j 's flow (either in or out). Fund j 's monthly market valuation return, $R_{j,t}^{VAL}$, can be implied from the equation. We use "flow" (in lower case) for the flow ratio as defined above.

In this study, the conditional systemic risk measure of an investment fund is assessed in components. The flow risk $R_{j,t}^{Flow}$ consists of an inflow component (inflow effects), $flow_{j,t}^{In}$, and an outflow component (outflow effects), $flow_{j,t}^{Out}$, while the overall risk of $R_{j,t}^{NAV}$ can be decomposed into a flow component (flow effects), $R_{j,t}^{Flow}$, and a valuation component (valuation effects), $R_{j,t}^{VAL}$.

2.1 MEASURING SYSTEMIC RISK

To assess the systemic risk of investment funds, several CoSR measures are adopted for the events between t and $t+1$. The long-run CoSR measures can be expressed in a similar way for the cumulative returns between t and $t+T$.

2.1.1 Conditional expected shortfall (CoES)

The $\Delta CoES_{q,t+1}^{IF|market}$ is defined as in Adrian and Brunnermeier (2016) as the difference between the expected shortfall (ES) of an investment fund conditional on the market being in a tail event and the ES of the investment fund conditional on the market being in a normal state:

$$\Delta CoES_{q,t+1}^{IF|market} = CoES_{q,t+1}^{IF|R_{t+1}^{market} \leq VaR_{q,t+1}^{market}} - CoES_{q,t+1}^{IF|R_{t+1}^{market} \in VaR_{q_{norm},t+1}^{market}}, \quad (2)$$

and in euro terms:

$$\Delta^{\epsilon} CoES_{q,t+1}^{IF|market} = Size_{Euro,t}^{IF} \cdot \Delta CoES_{q,t+1}^{IF|market}, \quad (3)$$

where R_{t+1}^{IF} and R_{t+1}^{market} are returns of the investment fund and market index, respectively, between t and $t+1$, and $CoES_{q,t+1}^{IF|market} = -E_t \left(R_{t+1}^{IF} \mid R_{t+1}^{IF} \leq CoVaR_{q,t+1}^{IF|market} \right)$. The negative sign is added because ES is usually defined as a positive number. $Size_{Euro,t}^{IF}$ is the NAV of the investment fund (in euros) at time t , and $CoVaR_{q,t+1}^{IF|market}$ is the value-at-risk (VaR) of the fund's return, R_{t+1}^{IF} , at confidence level q , conditional on market events at time $t+1$. The market events in the tail are defined as the set of R_{t+1}^{market} events falling below the $VaR_{q,t+1}^{market}$ level and the market events in the normal state are defined as the set of R_{t+1}^{market} events falling within q_{norm} - quantiles of its distribution. In this study, we fix the quantiles $q = 0.05$ and $q_{norm} = [0.15 \ 0.85]$ for all CoSR measures.

For an investment fund sector consisting of N categories of investment funds, the aggregate risk measure is the weighted average of $\Delta CoES$ or the sum of $\Delta^\epsilon CoES$ across all categories of investment funds:

$$\Delta CoES_{q,t+1}^{IF\ sys|market} = \sum_j^N \frac{Size_{Euro,t}^{IF^j}}{TotalSize_{Euro,t}^{IF\ sys}} \Delta CoES_{q,t+1}^{IF^j|market}, \quad (4)$$

$$\Delta^\epsilon CoES_{q,t+1}^{IF\ sys|market} = \sum_j^N \Delta^\epsilon CoES_{q,t+1}^{IF^j|market}, \quad (5)$$

where $TotalSize_{Euro,t}^{IF\ sys}$ is the total NAV of the categories of investment funds at time t .

2.1.2 Conditional concentration risk (CoCR)

Diversification is one way of reducing risk for investors. Different categories of investment funds give investors access to various asset classes and investment strategies whose performance may vary according to market and economic conditions. However, despite the different fund categories, there may still be an overlap of securities across funds, and price movements across different securities can also be correlated. For example, Christoffersen et al. (2014) empirically find that asset correlations have increased significantly for both DMs and EMs. The relatively similar investment strategies across funds could push cross-asset correlations higher, making funds increasingly exposed to market-wide risk and raising financial stability concerns (ECB Financial Stability Review, 2016).

In addition, the cross correlation of securities across funds is also an important channel for financial contagion with the potential to trigger asset fire sales and severe losses (e.g., Falato et al., 2018). A fire sale requires that several fund managers, each experiencing redemption pressure, contemporaneously sell common securities. Fire sales can be especially costly when there is significant overlap with the securities held by other funds experiencing outflows, as these fire sale transactions occur far from the fundamental value of the assets.

Recently, Falato et al. (2018) explore fire-sale spillovers by assessing network linkages across financial institutions using micro data for open-end fixed-income mutual funds. Fricke and Fricke (2017) extend the Greenwood, Landier and Thesmar (2015) fire sale model by incorporating a flow-performance relationship as an additional funding shock. However, both studies require data on fund holdings at the security-level, which are not available at the central bank. Since investor sentiment is most likely one of the key drivers of market anomalies like contagion (Barberis et al. 1998), we focus on investors' behavior (i.e., investment fund flows) based on the concentration risk of fund net flows among investors.

To assess the tail risk for both asset allocation and redemption pressure of investment funds, a concentration risk measure (CoCR), conditional on market events, is constructed using a value-weighted portfolio of investment funds in Luxembourg. Derived from the diversification benefits as in Christoffersen et al. (2012) and Jin (2018), the CoCR is defined as one minus the diversification benefit measure, conditional on market events:

$$CoCR_{q,t+1}^{IF\ sys|market} = 1 - \frac{\overline{CoES}_{q,t+1}^{IF\ sys|market} - CoES_{q,t+1}^{IF\ portfolio|market}}{\overline{CoES}_{q,t+1}^{IF\ sys|market} - \underline{CoES}_{q,t+1}^{IF\ portfolio|market}}, \quad (6)$$

where $CoES_{q,t+1}^{IF\ portfolio|market}$ denotes the expected shortfall with a probability threshold q of the value weighted portfolio of the investment funds, conditional on market events at $t+1$, $\overline{CoES}_{q,t+1}^{IF\ sys|market}$ denotes the weighted average of the $CoES_{q,t+1}^{IF^j|market}$ across all categories of investment funds, which is an upper bound of the portfolio CoES:

$$\overline{CoES}_{q,t+1}^{IF\ sys|market} = \sum_j^N \frac{Size_{t,Euro}^{IF^j}}{TotalSize_{t,Euro}^{IF\ sys}} CoES_{q,t+1}^{IF^j|market}, \quad (7)$$

and $\frac{CoES_{q,t+1}^{IF\ portfolio|market}}{CoCR_{q,t+1}^{IF\ sys|market}}$ is the portfolio $CoVaR$, which is a lower bound of the portfolio $CoES$. The $CoCR_{q,t+1}^{IF\ sys|market}$ measure takes values in the interval $[0, 1]$, and is increasing in the level of conditional concentration risk. Expected shortfall is additive in the conditional mean, which cancels in the numerator and denominator. By construction, CoCR does not depend on the level of conditional expected returns, and it takes into account the concentration risk arising from all higher-order moments of the distribution and not just the variance.

In this work, we do not consider $\Delta CoCR$ (i.e., the difference of CoCR) conditional on the market being in a tail event and a normal state. As CoCR is defined on the interval $[0, 1]$ via rescaling the distance between ES and VaR of a fund's portfolio by its bound range, it is difficult to interpret $\Delta CoCR$ consistently. For example, in a financial crisis period, the $\Delta CoCR$ of net flows could be very low because the CoCR conditional on the market being in a normal state during an actual crisis period is high. Nevertheless, $CoCR$ measures the concentration risk of investment funds' net assets or the herding behavior and the potential fire sale pressure of funds' net flows under market stress, which could exert significant price pressure on securities far from their fundamental values.

2.1.3 Conditional stability index (CoSI)

As suggested by the banking stability index in Segoviano and Goodhart (2006 and 2009), the conditional stability index (CoSI) addresses the case in which investment funds become distressed following a common shock. Therefore, conditional on market events, the CoSI measures the expected number of fund categories that will become distressed, conditional on any one category of investment fund having become distressed. When $CoSI = 1$, the linkages across fund categories are at their minimum, conditional on market events.

Without loss of generality, the conditional stability index can be written as a system composed of three categories of investment funds i, j , and k as:

$$CoSI_{q,t+1}^{IF\ sys|market} = \frac{P\left(R_{t+1}^{IF^i} \leq VaR_{q,t+1}^{IF^i} | C(R_{t+1}^{market})\right) + P\left(R_{t+1}^{IF^j} \leq VaR_{q,t+1}^{IF^j} | C(R_{t+1}^{market})\right) + P\left(R_{t+1}^{IF^k} \leq VaR_{q,t+1}^{IF^k} | C(R_{t+1}^{market})\right)}{1 - P\left(R_{t+1}^{IF^i} \geq VaR_{q,t+1}^{IF^i} \cap R_{t+1}^{IF^j} \geq VaR_{q,t+1}^{IF^j} \cap R_{t+1}^{IF^k} \geq VaR_{q,t+1}^{IF^k} | C(R_{t+1}^{market})\right)}, \quad (8)$$

where $C(R_{t+1}^{market})$ denotes the market events, and the distress thresholds are defined in terms of the unconditional $VaR_{q,t+1}$. Alternatively, this measure could also be interpreted as a measure of contagion conditional on market events.

Similarly, $\Delta CoSI_{q,t+1}^{IF\ sys|market}$ denotes the difference between the CoSI of an investment fund system, conditional on the market being in a tail event, and the CoSI of the investment fund system, conditional on the market being in a normal state, as:

$$\Delta CoSI_{q,t+1}^{IF\ sys|market} = CoSI_{q,t+1}^{IF|R_{t+1}^{market} \leq VaR_q^{market}} - CoSI_{q,t+1}^{IF|R_{t+1}^{market} \in VaR_{qnorm,t+1}^{market}}. \quad (9)$$

$\Delta CoSI$ measures the difference in the expected number of fund categories that would become distressed under two different market states. When CoSI is positive, then it is more likely that an increased amount of investment funds become distressed compared to normal market conditions.

2.1.4 Conditional probability of cascade effects (CoPCE)

Based on another common systemic risk indicator in Lehar [2005] that measures spillover effects in the banking system, the conditional probability of cascade effects (CoPCE) measures the probability that at least a certain amount of investment fund categories become distressed under a certain market condition. Thus, the CoPCE measure assesses the likelihood that a common shock is propagated through the investment fund sector.

Assuming a financial system consisting of three fund categories for illustrative purposes (i.e., i , j , and k), and under a given market condition, the likelihood of at least one fund category becoming distressed is calculated as follows:

$$\begin{aligned} CoPCE_{q,t+1}^{IF\ sys|market} &= P\left(R_{t+1}^{IF^i} \leq VaR_{q,t+1}^{IF^i} | C(R_{t+1}^{market})\right) + P\left(R_{t+1}^{IF^j} \leq VaR_{q,t+1}^{IF^j} | C(R_{t+1}^{market})\right) \\ &\quad + P\left(R_{t+1}^{IF^k} \leq VaR_{q,t+1}^{IF^k} | C(R_{t+1}^{market})\right) \\ &\quad - \left[\begin{aligned} &P\left(R_{t+1}^{IF^i} \leq VaR_{q,t+1}^{IF^i} \cap R_{t+1}^{IF^j} \leq VaR_{q,t+1}^{IF^j} | C(R_{t+1}^{market})\right) \\ &+ P\left(R_{t+1}^{IF^i} \leq VaR_{q,t+1}^{IF^i} \cap R_{t+1}^{IF^k} \leq VaR_{q,t+1}^{IF^k} | C(R_{t+1}^{market})\right) \\ &+ P\left(R_{t+1}^{IF^j} \leq VaR_{q,t+1}^{IF^j} \cap R_{t+1}^{IF^k} \leq VaR_{q,t+1}^{IF^k} | C(R_{t+1}^{market})\right) \end{aligned} \right] \\ &\quad + P\left(R_{t+1}^{IF^i} \leq VaR_{q,t+1}^{IF^i} \cap R_{t+1}^{IF^j} \leq VaR_{q,t+1}^{IF^j} \cap R_{t+1}^{IF^k} \leq VaR_{q,t+1}^{IF^k} | C(R_{t+1}^{market})\right), \end{aligned} \quad (10)$$

where $C(R_{t+1}^{market})$ denotes the market events, and distress thresholds are defined as the unconditional $VaR_{q,t+1}^{IF^i}$. Thus, CoPCE describes the part of the distribution where distress occurs because at least one investment fund category among i , j and k exceed their respective distress thresholds $VaR_{q,t+1}^{IF^i}$, $VaR_{q,t+1}^{IF^j}$ or $VaR_{q,t+1}^{IF^k}$, conditional on some market events.

Similarly, $\Delta CoPCE_{q,t+1}^{IF\ sys|market}$ denotes the difference between the CoPCE of an investment fund system, conditional on the market being in a tail event, and the CoPCE of the investment fund system, conditional on the market being in a normal state:

$$\Delta CoPCE_{q,t+1}^{IF\ sys|market} = CoPCE_{q,t+1}^{IF|R_{t+1}^{market} \leq VaR_q^{market}} - CoPCE_{q,t+1}^{IF|R_{t+1}^{market} \in VaR_{qnorm,t+1}^{market}}. \quad (11)$$

In our assessment of conditional systemic risk in the Luxembourg investment fund sector in Section 3, we consider cascade scenarios where at least one, two, three and five investment fund categories become distressed under a given market condition for both flows and NAVs of investment funds.¹³³

2.2 A DYNAMIC FORECASTING FRAMEWORK

This section reviews the methodological and statistical approaches used to estimate and forecast fund flows, fund market valuation returns and the market index returns. First, the univariate time series prediction approach and the multivariate GARCH model are described. Second, we outline the multivariate GARCH techniques which are extended into the t-copula in order to introduce the dynamic forecasting framework. Finally, the calibration of, and simulation from, the integrated dynamic prediction framework are briefly discussed.

Redemption risk is partly associated with the liquidity risk management practices of asset managers as well as investor risk aversion. Once investors demand redemptions in excess of the level expected by the fund manager, managers will need to sell more of the underlying assets than is strictly necessary in order to meet the redemption requests. During times of reduced liquidity, fund managers may be unable to sell some of their assets, or may need to sell assets at depressed prices. This implies that when investors' outflows lead to costly liquidation by the funds, the costs would be borne largely by the remaining investors, giving rise to the so-called "first-mover advantage". This first-mover advantage can accelerate the speed of outflows.

It is well documented that flows to and from investment funds are strongly related to past performance. Previous research finds a strong relation between flows and past 12-month performance for monthly data (e.g., Ippolito 1992, Chevalier and Ellison 1997 and Sirri and Tufano 1998). We follow a benchmark regression model as in Coval and Stafford (2007).¹³⁴ However, to address the non-stationary inflow and outflow data in our sample period, an *ARIMAX* (P, Q, K) model is used to forecast fund flows (both inflows and outflows) based on past returns and lagged flows:

$$\Delta flow_{j,t} = c + \sum_{p=1}^P \alpha_{j,p} \Delta flow_{j,t-p} + \sum_{k=1}^K \beta_{j,k} R_{j,t-k}^{VAL} + \sum_{q=1}^Q \theta_{j,q} \varepsilon_{j,t-q} + \varepsilon_{j,t}, \quad (12)$$

where the residuals, $\varepsilon_{j,t}$, are the unexpected components of the flows.

Using monthly data, we include lagged changes in *flow*, fund market valuation returns and white noise error terms from the previous year in the regression, *ARIMAX* (12,12,12). For each category of investment fund, we specify $\alpha_{j,p} = \sum_{p=1}^{12} \alpha_{j,p}$, $\beta_{j,p} = \sum_{k=1}^{12} \beta_{j,k}$ and $\theta_{j,q} = \sum_{q=1}^{12} \theta_{j,q}$ as the measures of the overall impacts of lagged changes in flows, returns and residuals respectively. The expected flows are calculated as the fitted values of the *ARIMAX* model.

¹³³ Radev (2012) defines as the probability of at least two entities defaulting jointly as an unconditional systemic fragility measure.

¹³⁴ Coval and Stafford (2007) forecasts fund flows based on past returns and lagged flows by the pooled regression and Fama-MacBeth (1973) regression procedure.

For simplicity, the market index return, R_t^{market} , is defined as simple return similar to $R_{j,t}^{VAL}$, and the expected $R_{j,t}^{VAL}$ and R_t^{market} are calculated as the fitted values from an $ARMA(P,Q)$ model:¹³⁵

$$R_{j,t} = c + \sum_{p=1}^P \alpha_{j,p} R_{j,t-p} + \sum_{q=1}^Q \theta_{j,q} \varepsilon_{j,t-q} + \varepsilon_{j,t}, \quad (13)$$

where the ARMA (12, 12) is adopted to match the information field as in the case of flows.

To deal with heteroscedasticity, we apply a multivariate GARCH model to the residual series from $\Delta flow_{j,t}$ and $R_{j,t}$ respectively. Multivariate GARCH models are multivariate extensions of the univariate GARCH model. By taking advantage of cross-sectional information within a portfolio sharing similar characteristics, multivariate GARCH models can be used to deal with noisy or constant volatility, even in the case of small sample sizes.¹³⁶

In this study, we assume a simple multivariate model, the scalar BEKK model of Engle and Kroner (1995), which has been widely used in the literature:

$$\Sigma_t = (1 - \alpha - \beta)\Sigma + \alpha \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} + \beta \Sigma_{t-1}, \quad (14)$$

where Σ_t denotes the unconditional variance-covariance matrix, and ε_t are the residuals from $\Delta flow_{j,t}$ and $R_{j,t}$. The sample variance-covariance matrix, $\bar{\Sigma} = T^{-1} \sum_{t=1}^T [\varepsilon_t \varepsilon'_t]$, is used as an estimate of the unconditional variance-covariance matrix, Σ . The univariate volatility is conditional on the information at time t-1: $\sigma_{j,t}^2 = (1 - \alpha - \beta)\bar{\sigma}_j + \alpha_j \varepsilon_{j,t}^2 + \beta_j \sigma_{j,t-1}^2$, where the innovation process $z_{j,t} = \sigma_{j,t}^{-1} \varepsilon_{j,t}$ is independent and identically distributed $z_{j,t} \sim iid(0,1)$. We assume a different set of parameters for different investment fund categories, for example, corresponding to inflows, outflows, and market valuation returns.¹³⁷ To avoid potential high-dimensionality issues, the model is estimated using the composite likelihood method as suggested by Engle, Shephard and Sheppard (2008).

To address the dependence structure of the innovations, as in Engle, Jondeau and Rockinger (2015), we adopt the dynamic conditional t-copula which is able to capture non-linear dependencies across innovation processes very well, and is attractive from both a statistical and computational viewpoint for a large dimensional system.

The joint distribution modeled by the dynamic conditional t-copula is defined as follows¹³⁸:

$$C(\eta_{1,t}, \eta_{2,t}, \dots, \eta_{n,t}; R_t, v_t) = T_{R_t, v_t} \left(t_{v_t}^{-1}(\eta_{1,t}), t_{v_t}^{-1}(\eta_{2,t}), \dots, t_{v_t}^{-1}(\eta_{n,t}) \right), \quad (15)$$

135 For sufficient forecasting, some factor models can also be applied, e.g., Engle, Jondeau and Rockinger (2015).

136 The GARCH (1,1) model can be explored on each residual from $\Delta flow_{j,t}$ and $R_{j,t}$ respectively. However, the limited sample size like ours might not be sufficient for the estimation, resulting in too smooth or too noisy dynamics. Meanwhile, a large number of parameters might also deteriorate the out-of-sample forecasting accuracy.

137 Riskmetrics (1996) uses the exponentially weighted moving average model (EWMA) to forecast variances and covariances, the decay factor proposed by Riskmetrics is equal to 0.94 for daily data and 0.97 for monthly data. As the decay factor is not estimated but rather suggested by Riskmetrics, the model is parsimonious even for large portfolios with few data points. Nevertheless, using the same dynamics for every component in the multivariate EWMA model is difficult to justify.

138 See Patton (2012) for the definition of a general conditional copula.

where $\eta_{j,t} = F_j(z_{j,t})$ for $j = 1, 2, \dots, n$, and $z_{j,t}$ are the standardized residuals from the multivariate GARCH model. R_t is the copula correlation matrix, and ν_t is the degree of freedom. $t_{\nu_t}^{-1}(\eta_{j,t})$ denotes the inverse of the cumulative distribution function.

In this study, R_t is assumed to be a dynamic process through time and ν_t is assumed to be constant for simplicity. However, for the standard t-copula, the assumption of one global degree of freedom parameter may be over-simplistic and too restrictive for a large portfolio. As in the multivariate GARCH model, different degrees of freedom for different groups (i.e., fund categories) can be assumed. Thus, we use a grouped t-copula in this study.

Let $Z_t \sim N_n(0, R_t)$, where R_t is an arbitrary linear correlation matrix, be independent of U , a random variable uniformly distributed on $[0, 1]$. Furthermore, let G_ν denote the distribution function of $\sqrt{\nu/\chi_\nu^2}$. Partition $\{1, \dots, n\}$ into m subsets of sizes s_1, \dots, s_m . Let $R_t^k = G_{\nu_k}^{-1}(U)$ for $k = 1, \dots, m$. If

$$Y = (R_t^1 Z_{s_1}, \dots, R_t^1 Z_{s_1}, R_t^2 Z_{s_1+1}, \dots, R_t^2 Z_{s_1+s_2}, \dots, R_t^m Z_n)' \quad (16)$$

then the random vector (Y_1, \dots, Y_s) has an s_i -dimensional t-distribution with ν_1 degrees of freedom and, for $k = 1, \dots, m-1$, $(Y_{s_1+\dots+s_{k+1}}, \dots, Y_{s_1+\dots+s_{k+1}})'$, has an s_{k+1} -dimensional t-distribution with ν_{k+1} degrees of freedom. The grouped t-copula is described in more detail in Daul et al. [2003].

Engle [2002] proposes a class of Dynamic Conditional Correlation (DCC) models that preserve the ease of estimation of Bollerslev's (1990) constant correlation model, while allowing the correlations to change over time. These kinds of dynamic processes can also be extended into grouped t-copulas. The simplest copula correlation dynamics is the symmetric scalar model where the entire copula correlation matrix is driven by two parameters:

$$Q_t = (1 - \alpha^{copula} - \beta^{copula})\bar{Q} + \alpha^{copula}(\tilde{z}_{t-1}\tilde{z}'_{t-1}) + \beta^{copula}Q_{t-1} \quad (17)$$

Where $\alpha^{copula} \geq 0$, $\beta^{copula} \geq 0$, $\alpha^{copula} + \beta^{copula} \leq 1$ and $\tilde{z}_{j,t} = t_{\nu_t}^{-1}(\eta_{j,t} = F_j(z_{j,t}))$. $Q_t = |q_{ij,t}|$ is the auxiliary matrix driving the copula correlation dynamics, the nuisance parameters $\bar{Q} = E[\tilde{z}_t\tilde{z}'_t]$ with sample analog $\bar{Q} = T^{-1} \sum_{t=1}^T [\tilde{z}_t\tilde{z}'_t]$, so that R_t is a matrix of copula $q_{ij,t}$ correlations with ones on the diagonal, and $\rho_{ij,t} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii,t}q_{jj,t}}}$.

Misspecification of the marginal distributions can lead to potentially significant biases in the estimation of dependence. In order to allow for flexible marginal distributions, this study does not specify marginal distributions, but adopts a semi-parametric form for the marginal distributions $F_j(z_{j,t})$. The marginal densities are estimated using a Gaussian kernel for the central part of the distribution, and a parametric Generalized Pareto distribution (GP) for the two tails. Hence, the asymmetry can be captured directly by estimating the left and right tails separately. This approach is often referred to as the distribution of exceedances or peaks-over-threshold method (see McNeil 1999 and McNeil and Frey 2000 for more details).

2.3 ESTIMATION OF GROUPED T-COPULA AND SIMULATION

For calibration of, and simulation from, the grouped t -copula, there is no need for an explicit copula expression. The calibration of this model is identical to that of the t distribution except that the maximum likelihood (ML) estimation of the m degrees of freedom parameters has to be performed separately on each of the m groups. Given that the correlation between the Gaussian copula correlation $\rho_{GR} = \text{Corr}(\Phi^{-1}(\mu), \Phi^{-1}(v))$ and a t -copula correlation $\rho_{TR} = \text{Corr}(t_v^{-1}(\mu), t_v^{-1}(v))$ is almost equal to one, R_t can be well approximated by the R_t^{Gaussian} from the dynamic Gaussian copula¹³⁹. In this dynamic grouped t -copula application, a two-step algorithm is adopted, which means R_t is first estimated from the dynamic Gaussian copula, and then the v_k degrees of freedom are recovered for each group from the grouped t -copula with R_t^k fixed from the first step.

As in Engle, Shephard and Sheppard (2008), the dynamic Gaussian copula can be estimated by maximizing the m -profile subset composite likelihood (MSCL)¹⁴⁰ using contiguous pairs, which is tractable for large dimensional problems compared to the MCLE that requires the use of all the pairs. The composite log-likelihood is based on summing the log-likelihoods of pairs of underlying data. Each pair yields a valid (but inefficient) likelihood for α^{copula} and β^{copula} , but summing over all pairs produces an estimator which is relatively efficient and unbiased even in large-scale problems. Similarly, the degree of freedom for each group is also estimated by the MCLE using all pairs to avoid potential bias in large-scale problems.

Using conditional dynamic copulas, it is relatively straightforward to construct and simulate from multivariate distributions built on marginal distributions and a dependence structure.¹⁴¹ The ARIMAX and GARCH-like dynamics of both the variance and copula correlations offers multi-step-ahead predictions of a portfolio of returns simultaneously. We adopt a one-step-ahead simulation method in this study. The CoSR measures can be easily obtained from these simulated returns of all categories of investment funds. The multi-day ahead conditional systemic risk measures can also be obtained by forward simulation over multi-periods.

139 The dynamic multivariate Gaussian copula is defined similarly to the t -copula as follows:

$$C(\eta_{1,t}, \eta_{2,t}, \dots, \eta_{n,t}; R_t^{\text{Gaussian}}) = \Phi_{R_t^{\text{Gaussian}}}(\Phi^{-1}(\eta_{1,t}), \Phi^{-1}(\eta_{2,t}), \dots, \Phi^{-1}(\eta_{n,t})),$$

where $\eta_{j,t} = F_j(z_{j,t})$ for $i = 1, 2, \dots, n$, and $z_{j,t} \sim iid(0,1)$ are the innovations from the marginal dynamics introduced in the previous section. R_t^{Gaussian} is the Gaussian copula correlation matrix. The copula correlation dynamics is similarly driven by the two parameters listed above for the t -copula. However, $\bar{z}_{j,t} = \Phi^{-1}(\eta_{j,t} = F_j(z_{j,t}))$.

140 A moment-based profile likelihood, or m -profile likelihood for short, in which the nuisance parameters are not maximum quasi-likelihood estimators but attractive moment estimators.

141 See Patton (2011 & 2012) for a more detailed description of the simulation and for more discussion of the steps involved in building a copula-based model for the conditional joint distribution.

3. ECONOMIC APPLICATION

In this section, the data sets used for the investment funds are described, and the univariate model is briefly discussed. The proposed conditional dynamic grouped t-copula is applied to fund *flows* (both in and out), fund market valuation returns and market index returns. Finally, several empirical CoSR measures are estimated based on the one-step-ahead simulation, and the different CoSR measures under market stress in the EA, the US and China as well as in DMs and EMs are compared.

3.1 DATA DESCRIPTION

This study uses data from the legal reporting of “financial information” collected by the CSSF (Table O1:1)¹⁴² for Luxembourg undertakings for collective investment (UCIs). The database covers the period from January 2003 to December 2020 and contains monthly data on Luxembourg funds’ NAV and flows¹⁴³(net, in and out) for seven categories of investment funds, i.e., Equity Funds, Bond Funds, Mixed Funds, Real Estate Funds, Hedge Funds, Other Funds, and Money Market Funds. In order to assess the conditional systemic risk measures for these investment funds, the data set also includes monthly OECD market indices¹⁴⁴ for a number of important countries, selected by their ranking in both GDP and value of counterparts¹⁴⁵ of the investment funds. The considered market indices include the members of Group of Seven (G7) and other countries (i.e., the United States, Japan, Germany, United Kingdom, France, Italy, Canada, Spain and Netherlands), the seven largest emerging market countries (i.e., China, India, Brazil, Russia, Mexico, Indonesia and Turkey) and the EA19 index.

Panel A of Table 1 provides descriptive statistics for monthly flows (both in and out), flow returns and market valuation returns for seven categories of investment funds in Luxembourg, as well as the returns for DM and EM market indices from March 2003 to December 2020. The volatility cost, similar to the inverse of the Sharpe ratio, is defined as the ratio of the standard deviation to the mean of flows or returns. The volatility cost of Money Market Funds was the highest among the seven categories of investment funds, reaching 43.95 and 4.26 in market valuation returns and flow returns, respectively. The average flow returns of the seven categories of investment funds were all positive with the values for Mixed Funds, Bond Funds, Equity Funds and Money Market Funds being 1.1%, 0.9%, 0.7%, and 0.6%, respectively.

142 See Circular IML 97/136 at https://www.cssf.lu/fileadmin/files/Lois_reglements/Circulaires/Hors_blanchiment_terrorisme/iml97_136eng_amended.pdf.

143 In the O1:1 Table, net flows are called “Net units or shares issued” (line 330). It is the difference between inflows (“net proceeds from units or shares issued”, line 310) and outflows (“payments made in settlement of redemptions”, line 320).

144 Share price indices are calculated from the prices of common shares of companies traded on national or foreign stock exchanges. They are usually determined by the stock exchange, using the closing daily values for the monthly data, and normally expressed as simple arithmetic averages of the daily data.

145 A counterpart is supposed to be a resident of a given country if a certain investment fund has pursued economic activities in that country for at least one year.

Table 1:

Descriptive statistics of Luxembourg investment funds and market indices of other jurisdictions, including DMs, EMs

	PANEL A: SAMPLE MOMENTS								PANEL B: CORRELATIONS								
	MEAN	STANDARD DEVIATION	VOLATILITY COST	SKEWNESS	EXCESS KURTOSIS	1 ST ORDER AUTO-CORRELATION	LJUNG-BOX(20) P-VALUE ON FLOWS	LJUNG-BOX(20) P-VALUE ON SQUARED RETURNS	EQUITY FUNDS	BOND FUNDS	MIXED FUNDS	REAL ESTATE FUNDS	HEDGE FUNDS	OTHER FUNDS	MONEY MARKET FUNDS	AVERAGE WITH OTHER IFS	
IF Market Valuation Returns									IF Market Valuation Returns								
Equity Funds	0.007	0.04	5.66	-0.80	2.00	0.11	0.44	0.00	1.00	0.56	0.95	0.10	0.37	0.50	0.01	0.41	
Bond Funds	0.002	0.01	6.74	-0.36	9.91	-0.02	0.29	1.00	0.56	1.00	0.68	0.02	0.41	0.18	0.39	0.37	
Mixed Funds	0.003	0.02	5.49	-0.97	2.85	0.07	0.42	0.80	0.95	0.68	1.00	0.08	0.36	0.47	0.10	0.44	
Real Estate Funds	0.004	0.02	4.30	4.68	33.75	-0.02	0.24	1.00	0.10	0.02	0.08	1.00	0.29	0.14	0.01	0.11	
Hedge Funds	0.003	0.03	9.67	-0.39	17.12	-0.39	0.00	0.00	0.37	0.41	0.36	0.29	1.00	0.20	0.23	0.31	
Other Funds	0.006	0.03	5.97	0.75	10.96	0.09	0.01	0.01	0.50	0.18	0.47	0.14	0.20	1.00	-0.12	0.23	
Money Market Funds	0.000	0.02	43.95	0.43	1.86	-0.05	0.09	0.00	0.01	0.39	0.10	0.01	0.23	-0.12	1.00	0.10	
Average	0.004	0.02	11.68	0.48	11.21	-0.03	0.21	0.40	0.50	0.46	0.52	0.24	0.41	0.34	0.23	0.28	
IF In-Flows									IF In-Flows								
Equity Funds	0.050	0.01	0.29	1.08	1.35	0.68	0.00	0.00	1.00	0.53	0.20	0.14	0.58	0.10	0.21	0.29	
Bond Funds	0.055	0.01	0.20	0.51	0.21	0.61	0.00	0.00	0.53	1.00	0.28	0.08	0.41	0.20	0.18	0.28	
Mixed Funds	0.032	0.01	0.34	0.80	0.60	0.56	0.00	0.00	0.20	0.28	1.00	0.16	0.19	0.18	-0.06	0.16	
Real Estate Funds	0.029	0.06	2.20	6.74	56.97	-0.02	0.00	0.00	0.14	0.08	0.16	1.00	0.07	0.01	0.17	0.11	
Hedge Funds	0.056	0.03	0.54	3.20	16.04	0.60	0.00	0.00	0.58	0.41	0.19	0.07	1.00	-0.01	0.05	0.22	
Other Funds	0.034	0.04	1.11	5.53	48.18	0.28	0.00	1.00	0.10	0.20	0.18	0.01	-0.01	1.00	0.18	0.11	
Money Market Funds	0.586	0.27	0.46	2.22	5.88	0.89	0.00	0.00	0.21	0.18	-0.06	0.17	0.05	0.18	1.00	0.12	
Average	0.120	0.06	0.74	2.87	18.46	0.51	0.00	0.14	0.39	0.38	0.28	0.23	0.33	0.24	0.25	0.18	
IF Out-Flows									IF Out-Flows								
Equity Funds	0.043	0.01	0.26	1.12	1.54	0.53	0.00	0.00	1.00	0.70	0.33	0.07	0.46	0.42	0.48	0.41	
Bond Funds	0.046	0.01	0.27	3.68	24.25	0.36	0.00	0.00	0.70	1.00	0.66	0.07	0.65	0.54	0.52	0.52	
Mixed Funds	0.021	0.01	0.28	2.46	13.48	0.46	0.00	0.00	0.33	0.66	1.00	0.01	0.48	0.28	0.33	0.35	
Real Estate Funds	0.005	0.02	3.73	8.46	79.01	0.04	0.00	0.00	0.07	0.07	0.01	1.00	0.02	-0.05	0.07	0.03	
Hedge Funds	0.037	0.01	0.32	3.78	23.97	0.32	0.00	0.00	0.46	0.65	0.48	0.02	1.00	0.32	0.63	0.43	
Other Funds	0.017	0.01	0.80	1.65	3.04	0.52	0.00	0.00	0.42	0.54	0.28	-0.05	0.32	1.00	0.36	0.31	
Money Market Funds	0.580	0.26	0.45	2.34	6.68	0.89	0.00	0.00	0.48	0.52	0.33	0.07	0.63	0.36	1.00	0.40	
Average	0.107	0.05	0.87	3.35	21.71	0.44	0.00	0.00	0.49	0.59	0.44	0.17	0.51	0.41	0.48	0.35	
IF Flow Returns									IF Flow Returns								
Equity Funds	0.007	0.01	1.53	0.20	1.41	0.62	0.00	0.00	1.00	0.50	0.38	0.02	0.42	0.10	-0.27	0.19	
Bond Funds	0.009	0.01	1.27	-1.53	8.78	0.50	0.00	0.40	0.50	1.00	0.41	-0.06	0.39	0.18	-0.22	0.20	
Mixed Funds	0.011	0.01	0.97	0.08	2.45	0.52	0.00	0.00	0.38	0.41	1.00	0.10	0.28	0.23	-0.14	0.21	
Real Estate Funds	0.024	0.05	2.26	5.74	39.92	-0.01	0.00	0.00	0.02	-0.06	0.10	1.00	0.01	0.01	-0.08	0.00	
Hedge Funds	0.018	0.03	1.73	2.52	14.55	0.60	0.00	0.02	0.42	0.39	0.28	0.01	1.00	0.06	-0.09	0.18	
Other Funds	0.016	0.03	2.07	5.77	51.50	0.20	0.03	1.00	0.10	0.18	0.23	0.01	0.06	1.00	0.01	0.10	
Money Market Funds	0.006	0.03	4.26	1.01	2.01	0.12	0.00	0.01	-0.27	-0.22	-0.14	-0.08	-0.09	0.01	1.00	-0.13	
Average	0.013	0.03	2.01	1.97	17.23	0.37	0.00	0.21	0.31	0.32	0.32	0.15	0.30	0.23	0.03	0.11	

Sources: CSSF, OECD. Calculation: BCL. Periods: March 2003 - December 2020. Notes: This table reports sample moments and average sample correlations on the monthly investment fund flows and returns. The volatility cost is defined as the ratio of standard deviation to mean of investment fund flows or returns.

Table 1:

Descriptive statistics of Luxembourg investment funds and market indices of other jurisdictions, including DMs, EMs (suite)

									AVERAGE WITHIN MARKET RETURNS	AVERAGE WITH IF IN-FLOWS	AVERAGE WITH IF OUT-FLOWS	AVERAGE WITH IF VALUATION RETURNS
DM Returns									DM Returns			
Mean	0.005	0.044	11.145	-1.512	6.618	0.202	0.268	0.968	0.832	-0.001	-0.222	0.319
Min	0.002	0.036	6.538	-2.261	2.042	0.127	0.046	0.894	0.588	-0.381	-0.430	-0.251
Q25%	0.003	0.039	6.912	-1.864	4.635	0.175	0.172	0.911	0.771	-0.049	-0.290	0.061
Median	0.005	0.045	9.693	-1.508	6.077	0.201	0.278	0.996	0.855	0.033	-0.237	0.345
Q75%	0.005	0.048	10.669	-1.013	8.225	0.239	0.324	0.999	0.896	0.090	-0.174	0.576
Max	0.007	0.051	22.148	-0.796	12.018	0.250	0.467	1.000	0.986	0.157	0.007	0.719
EM Returns									EM Returns			
Mean	0.012	0.058	5.321	-0.557	2.922	0.327	0.021	0.154	0.539	0.028	-0.144	0.229
Min	0.006	0.044	3.666	-1.293	0.886	0.237	0.000	0.000	0.254	-0.282	-0.293	-0.277
Q25%	0.011	0.053	4.030	-0.754	1.570	0.271	0.002	0.000	0.333	0.000	-0.205	0.093
Median	0.013	0.062	4.660	-0.644	2.925	0.324	0.012	0.000	0.603	0.062	-0.164	0.272
Q75%	0.014	0.065	4.943	-0.352	3.657	0.390	0.024	0.060	0.651	0.105	-0.065	0.405
Max	0.014	0.066	11.018	0.408	5.871	0.410	0.083	0.998	0.718	0.206	0.066	0.564

Sources: CSSF, OECD. Calculation: BCL. Periods: March 2003 - December 2020. Notes: This table reports sample moments and average sample correlations on the monthly investment fund flows and returns. The volatility cost is defined as the ratio of standard deviation to mean of investment fund flows or returns.

The skewness and excess kurtosis of flow returns were all positive except for Bond Funds, reflecting their heavy-tailed distributions. As previously stated, the investment fund sector in Luxembourg has experienced steady growth over the past decade, particularly for Bond Funds, Equity Funds and Mixed Funds as suggested by their relatively low standard deviations. Average market valuation returns were all positive, while Mixed Funds and Real Estate Funds performed better in terms of their Sharpe ratio than other categories of investment funds. The outflows were, on average, less autocorrelated, and had comparatively higher volatility cost, skewness and excess kurtosis than inflows. This may reflect the fact that investors were more sensitive to negative market information during the GFC of 2007-2009, the European multi-year debt crisis since the end of 2009, the “taper tantrum” in 2013, the Chinese stock market turbulence of 2015-2016, the China-US trade tensions since 2018 and the recent COVID-19 pandemic all contained in our sample period. The Ljung-Box (LB) test on flows and returns, and their squared values, suggest that the null hypothesis of the first 20 monthly autocorrelations being zero was rejected at the 5% significance level for most categories of investment funds.

Panel B of Table 1 shows the unconditional correlations of flows and returns during the same period. In general, the correlations between Equity Funds, Bond Funds, and Hedge Funds were higher for both returns and flows. In addition, the average correlations for outflows were higher than those for inflows, particularly for Money Market Funds. MMFs average correlation with the other six categories of investment funds was 40% for outflows, and 12% for inflows. The exception is Real Estate Funds, where the average correlation with the other six categories of investment funds was 11% for inflows and 3% for outflows. This result can be understood in the context that Real Estate Funds are less liquid than Money Market Funds, particularly during periods of financial turbulence. The low correlations of Other Funds, Money Market Funds, and Real Estate Funds with other categories of investment funds in market valuation returns and flow returns reflects their important role in relation to the benefits of diversification in reducing systemic risk (Christofferson 2012).



As regards the market indices, EMs performed better than DMs in terms of the Sharpe ratio. DMs were, on average, less autocorrelated and had comparatively higher negative skewness, excess kurtosis and cross-correlation than EMs. The market valuation returns of Luxembourg investment funds were more highly correlated with the returns of DMs than with those of EMs. This observation can likely be partly attributed to the high proportion of common asset exposures of Luxembourg investment funds to DMs. The returns of DM and EM indices were overall positively correlated with inflows and negatively correlated with outflows. However, the outflows were more sensitive to the performance of DMs than to those of EMs, while inflows into Luxembourg funds were more sensitive to the performance of EMs than to DMs.

Figure 1 shows the comparison of the cumulative performance of seven categories of investment funds in Luxembourg as well as DM and EM market indices across the same period. The NAV returns are decomposed into flow returns and market valuation returns. The NAV returns were dominated by flow effects for all categories of investment funds. Since 2015, the valuation effects became relatively stable and then more subdued for Bond Funds, Mixed Funds, Hedging Funds and Money Market Funds. In addition, the cumulative performance of funds' NAV was driven mainly by flow effects in Money Market Funds. EMs performed better than DMs as suggested by the interquartile range of their cumulative returns.

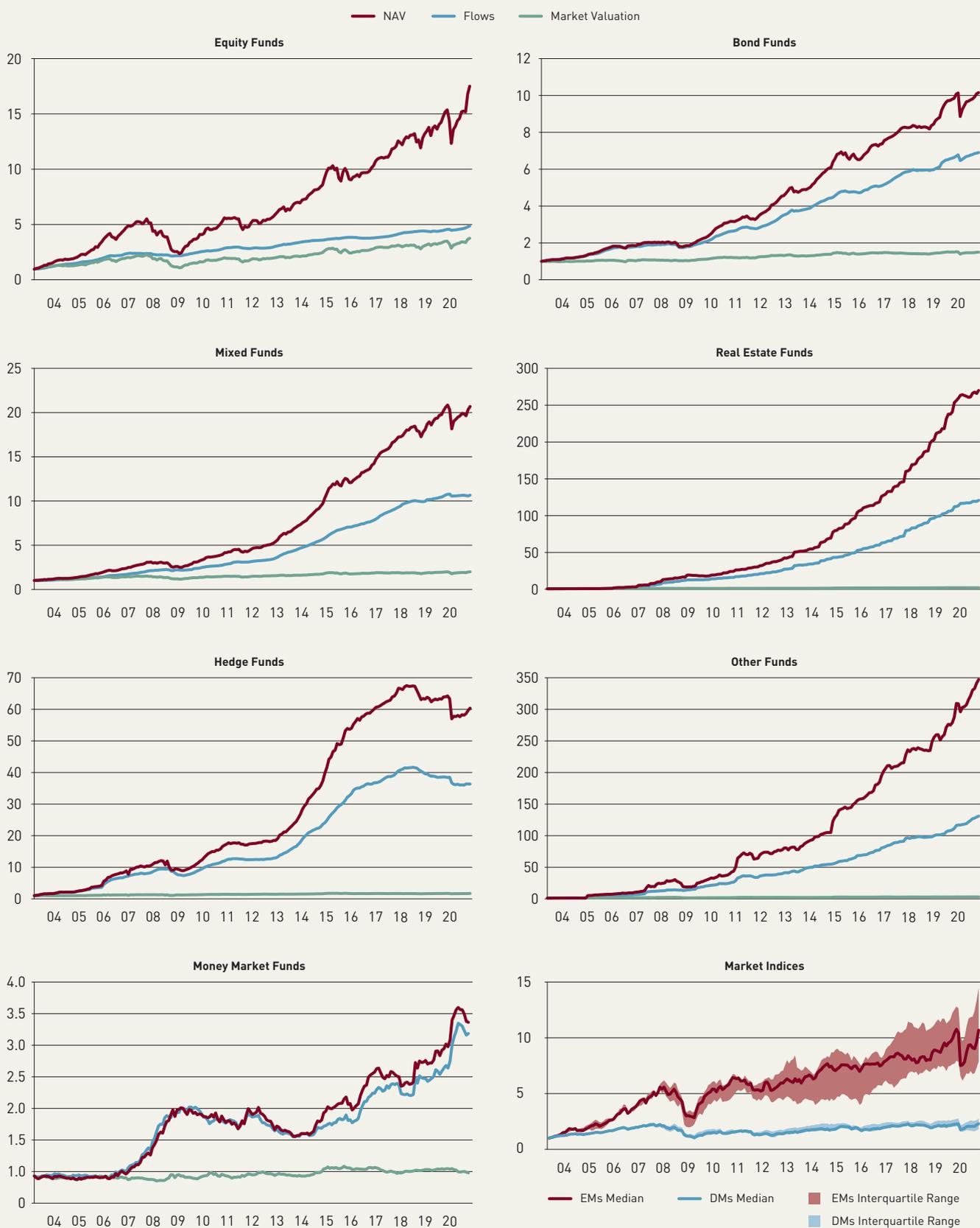
3.2 MODEL ESTIMATION

Table 2 reports the regression results of the predictive regression model for the inflows and outflows of seven categories of Luxembourg investment funds over the period spanning March 2003 to December 2020. T-statistics are computed based on the Wald test on the sum of coefficients of 12 lagged regressors. A bold coefficient value indicates significance at the 5% level, and an italic coefficient value denotes significance at the 10% level. Overall, there was a strong negative relationship between flow changes and lagged flow changes and lagged residuals, reflecting the mean-reverting property of flow changes. The changes of flows were also sensitive to lagged market valuation returns. The sum of coefficients of lagged returns, β_p , was negative and significant for Real Estate Funds and positive and significant for Other Funds in the case of outflows. However, the coefficient was significant and negative for Money Market Funds and positive and significant for Mixed Funds in the case of inflows. We adopt ARIMAX (12, 12, 12) models in this paper as previous studies, e.g., Coval and Stafford (2007), find a strong relation between flows and past 12-month performance for monthly data by testing with t statistics for each lagged return.¹⁴⁶

We also apply an *ARMA(12,12)* model to the market valuation returns of each category of investment fund and to the returns of the DM and EM market indices. In general, we find a strong relation between returns and lagged residuals. The sum of coefficients of lagged returns was positive and significant for Luxembourg Equity Funds, Bond Funds, Mixed Funds and Other Funds, reflecting the aforementioned increase in the size of investment funds in the EA. With regards to the returns of the DM and EM market indices, as shown by the interquartile ranges, the responses of DMs to their lagged residuals and returns were more homogeneous than those of EMs, and the sum of coefficients of the lagged residuals (i.e., lagged returns) was more negatively (positively) significant than those of EMs.

¹⁴⁶ In our robust tests which are not shown in this paper, based on the Wald test on the sum of coefficients of 6 lagged regressors in ARIMA(6, 6, 6), the influences from lagged returns were also significant for Hedge Funds in inflows and Equity Funds, Mixed Funds and Other Funds in outflows. The relations between flow changes and lagged returns were even stronger for Bond Funds and Mixed Funds in some sub-periods than those in the whole sample period.

Figure 1
Cumulative returns of Luxembourg investment funds and DMs and EMs market indices



Sources: CSSF, OECD. Calculation: BCL. Periods: March 2003 - December 2020.

Table 2:

Summary of ARIMAX models for Luxembourg investment fund flows and returns

	LAGGED FLOW ESTIMATE	LAGGED FLOW tSTAT	LAGGED FLOW pVALUE	LAGGED RESIDUAL ESTIMATE	LAGGED RESIDUAL tSTAT	LAGGED RESIDUAL pVALUE	LAGGED RETURN ESTIMATE	LAGGED RETURN tSTAT	LAGGED RETURN pVALUE
IF Market Valuation Return ARMA(12, 12)									
Equity Funds				-1.22	42.06	0.00	0.64	26.88	0.00
Bond Funds				-0.60	24.85	0.00	0.38	2.86	0.09
Mixed Funds				-1.20	185.34	0.00	0.76	36.88	0.00
Real Estate Funds				0.54	0.00	0.97	-0.37	0.10	0.76
Hedge Funds				0.14	0.01	0.91	-0.57	0.17	0.68
Other Funds				-1.21	17.46	0.00	0.75	6.34	0.01
Money Market Funds				-1.26	10.34	0.00	0.32	0.09	0.76
IF In-Flow ARIMAX(12,12,12)									
Equity Funds	-2.74	34.23	0.00	-0.63	2.03	0.15	-0.05	0.26	0.61
Bond Funds	-0.32	1.67	0.20	-1.07	49.44	0.00	-0.05	1.17	0.28
Mixed Funds	-4.34	1 327.63	0.00	0.11	0.03	0.85	0.27	4.83	0.03
Real Estate Funds	-5.95	11 503.41	0.00	0.94	334.59	0.00	0.08	0.01	0.94
Hedge Funds	-3.22	1 429.96	0.00	-0.73	4.55	0.03	-0.16	0.18	0.67
Other Funds	-4.12	14.13	0.00	-0.03	0.00	0.99	-0.06	0.15	0.70
Money Market Funds	-0.68	9.56	0.00	0.63	44.27	0.00	-1.60	4.20	0.04
IF Out-Flow ARIMAX(12,12,12)									
Equity Funds	-2.66	11.11	0.00	-0.54	0.50	0.48	0.11	0.17	0.68
Bond Funds	-3.18	0.07	0.79	-0.46	0.00	0.96	-0.06	0.00	0.99
Mixed Funds	-2.75	0.11	0.74	-1.26	2.02	0.16	0.08	0.11	0.73
Real Estate Funds	-7.00	526.82	0.00	0.35	0.12	0.72	-0.69	4.00	0.05
Hedge Funds	-2.79	43.89	0.00	-0.65	1.73	0.19	-0.05	0.01	0.91
Other Funds	-4.52	5.31	0.02	0.01	0.00	0.99	0.20	7.49	0.01
Money Market Funds	-0.30	0.14	0.70	0.44	0.02	0.89	-4.38	0.08	0.78
DM Return ARMA(12, 12)									
Mean				-0.73	527 497.16	0.08	0.22	9 219.82	0.21
Min				-1.62	0.14	0.00	-0.75	0.00	0.00
Q25%				-1.40	8.20	0.00	0.01	1.69	0.00
Median				-1.36	44.55	0.00	0.37	26.30	0.00
Q75%				0.63	754.37	0.00	0.59	118.52	0.19
Max				1.03	5 271 841.40	0.71	0.81	86 217.63	0.98
EM Return ARMA(12, 12)									
Mean				-0.37	356 204.84	0.07	0.28	23 288.71	0.18
Min				-1.69	0.47	0.00	-0.38	0.09	0.00
Q25%				-1.62	13.33	0.00	-0.05	9.30	0.00
Median				-1.18	73.26	0.00	0.39	35.68	0.00
Q75%				1.11	92.10	0.00	0.70	423.65	0.35
Max				1.38	2 493 150.68	0.49	0.78	16 2218.60	0.77

Sources: CSSF, OECD. Calculation: BCL. Period: March 2003 - December 2020. Notes: This table reports the parameter estimates from ARIMAX models on the monthly investment fund flows and returns. T-stats are computed based on the Wald test on the sum of coefficients of 12 lagged regressors. A bold coefficient value indicates significance at the 5% level, and an italic coefficient value denotes significance at the 10% level.

Table 3 contains the results of the multivariate GARCH estimation on the residuals from the ARIMAX model for inflows, outflows, market valuation returns, DM returns and EM returns respectively. The ARCH parameter was higher for outflows than inflows, reflecting the importance of prior innovations for outflows. The model-implied variance persistence parameters were all above 0.94, except in the case of market valuation returns of Luxembourg investment funds. The Ljung–Box (LB) test on the model residuals shows that the ARIMAX(12,12,12) models were able to capture flow and return predictability as shown in Table 1. The multivariate GARCH(1,1) models were also able to capture the strong persistence in squared flows and returns found in Table 1, except in the case of inflows to Bond Funds.¹⁴⁷ The skewness and kurtosis of the flow residuals were not excessive, with the exception of Hedge Funds and Other Funds, suggestive of the risk characteristics of these fund types and the subsequent need to use semi-parametric forms for the marginal distributions. The ARCH parameters for fund market valuation returns were higher than those of both DMs and EMs, reflecting the diverse asset classes held by Luxembourg investment funds. The lower skewness and higher excess kurtosis of DMs compared to EMs demonstrates the higher fat tail of the standardized residuals associated with DMs during this period.

¹⁴⁷ In our robustness tests, which are not shown in this paper, the other lagged parameters for the AR and MA components in the ARMA models of these funds can capture volatility clustering better. However, the derived CoSR measure was almost same as those derived by 12 lags.

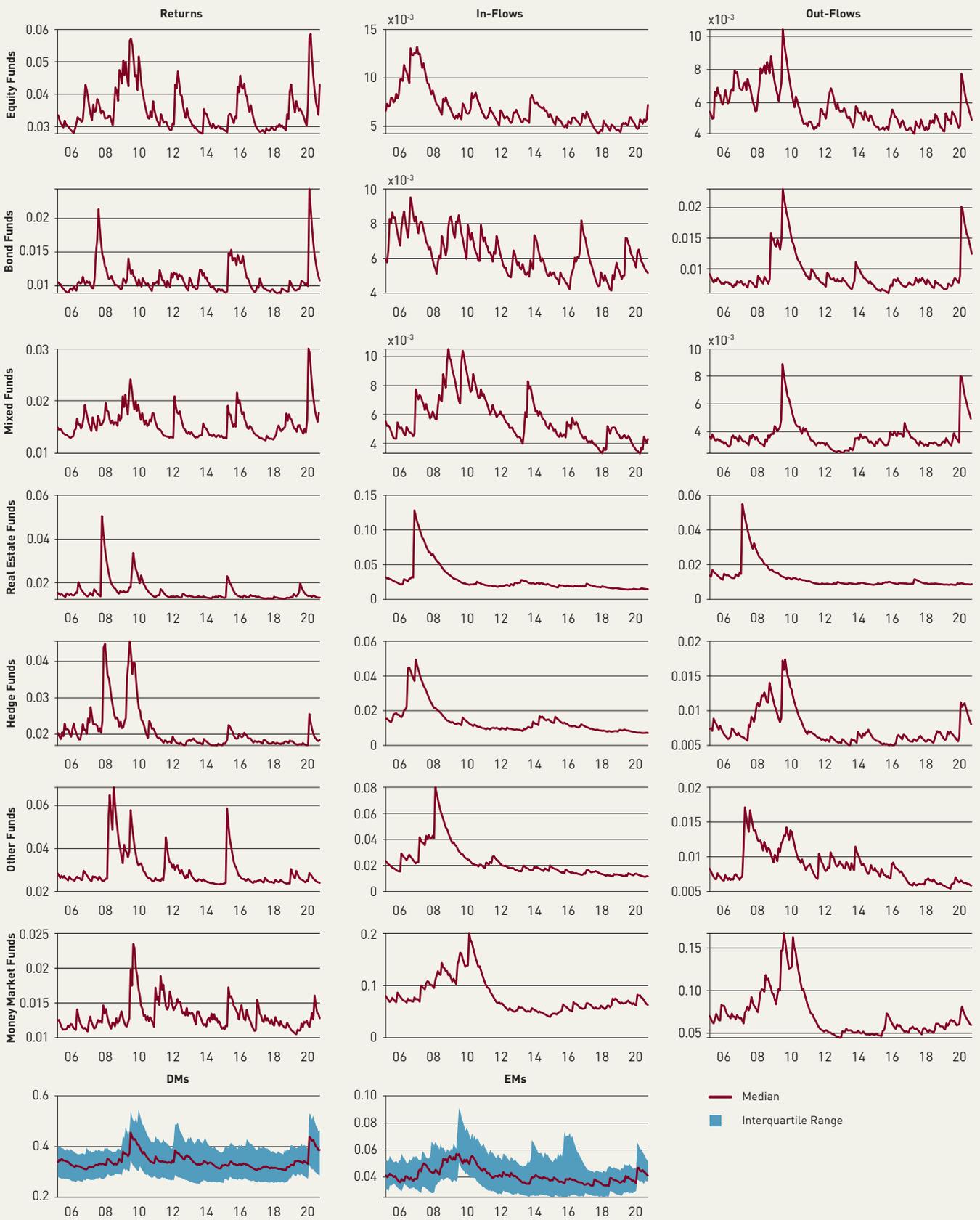
Table 3:

Summary of multivariate GARCH estimation on the residuals from ARIMAX models on Luxemburg investment fund flows and returns

	ARCH	GARCH	VARIANCE PERSISTENCE	MEAN OF STANDARDIZED RESIDUALS	STANDARD DEVIATION OF STANDARDIZED RESIDUALS	SKEWNESS OF STANDARDIZED RESIDUALS	EXCESS KURTOSIS OF STANDARDIZED RESIDUALS	1 ST ORDER AUTO-CORRELATION	LB(20) P-VALUE ON STANDARDIZED RESIDUALS	LB(20) P-VALUE ON SQUARED STANDARDIZED RESIDUALS
IF Market Valuation Returns										
Equity Funds	0.12	0.70	0.83	0.02	1.00	0.58	9.26	0.00	0.97	0.73
Bond Funds	0.12	0.70	0.83	-0.07	0.91	-0.95	0.94	-0.07	0.87	0.00
Mixed Funds	0.12	0.70	0.83	-0.04	0.98	-0.68	1.30	-0.02	0.96	0.47
Real Estate Funds	0.12	0.70	0.83	0.02	1.01	-0.43	3.79	-0.01	0.99	1.00
Hedge Funds	0.12	0.70	0.83	0.09	1.02	1.56	10.62	0.03	1.00	1.00
Other Funds	0.12	0.70	0.83	0.10	1.08	4.35	37.69	0.08	1.00	1.00
Money Market Funds	0.12	0.70	0.83	-0.07	1.02	0.42	0.97	0.04	0.97	0.38
IF In-Flows										
Equity Funds	0.11	0.87	0.98	-0.03	1.03	1.45	10.35	0.01	0.53	0.66
Bond Funds	0.11	0.87	0.98	-0.14	0.95	0.17	0.36	-0.04	0.00	0.00
Mixed Funds	0.11	0.87	0.98	-0.07	1.01	0.30	0.49	-0.01	0.30	0.48
Real Estate Funds	0.11	0.87	0.98	-0.02	1.04	0.69	1.59	0.00	0.48	0.71
Hedge Funds	0.11	0.87	0.98	0.01	1.05	1.57	6.43	0.02	0.87	0.91
Other Funds	0.11	0.87	0.98	0.04	1.15	5.67	57.18	0.06	0.96	1.00
Money Market Funds	0.11	0.87	0.98	0.04	1.00	0.37	0.70	-0.04	0.48	0.65
IF Out-Flows										
Equity Funds	0.12	0.84	0.96	0.02	1.03	1.55	10.82	0.00	0.91	0.78
Bond Funds	0.12	0.84	0.96	-0.04	0.95	0.23	0.41	-0.03	0.52	0.18
Mixed Funds	0.12	0.84	0.96	-0.03	1.01	0.48	1.10	-0.02	0.91	0.57
Real Estate Funds	0.12	0.84	0.96	0.03	1.03	0.96	3.80	0.00	0.98	0.95
Hedge Funds	0.12	0.84	0.96	0.05	1.06	1.58	6.88	0.02	1.00	1.00
Other Funds	0.12	0.84	0.96	0.09	1.08	5.60	55.43	0.03	1.00	1.00
Money Market Funds	0.12	0.84	0.96	0.03	0.95	0.23	0.41	-0.02	0.52	0.18
DM Returns										
Mean	0.04	0.86	0.94	0.01	1.00	-0.88	3.03	0.02	0.91	0.91
Min	0.04	0.86	0.94	-0.06	0.99	-1.42	0.13	-0.04	0.69	0.52
Q25%	0.04	0.86	0.94	-0.05	1.00	-1.29	2.32	-0.01	0.89	0.96
Median	0.04	0.86	0.94	0.01	1.00	-0.76	2.97	0.02	0.93	0.98
Q75%	0.04	0.86	0.94	0.04	1.01	-0.65	4.36	0.05	0.98	0.99
Max	0.04	0.86	0.94	0.11	1.01	-0.46	5.85	0.07	1.00	1.00
EM Returns										
Mean	0.07	0.87	0.94	0.01	0.99	-0.38	0.99	-0.05	0.73	0.81
Min	0.07	0.87	0.94	-0.17	0.97	-0.65	0.33	-0.17	0.19	0.50
Q25%	0.07	0.87	0.94	-0.05	0.99	-0.58	0.72	-0.05	0.43	0.65
Median	0.07	0.87	0.94	0.01	0.99	-0.55	0.89	-0.04	0.91	0.89
Q75%	0.07	0.87	0.94	0.10	1.01	-0.17	1.36	-0.03	0.98	0.97
Max	0.07	0.87	0.94	0.14	1.02	0.19	1.73	0.03	0.99	0.98

Sources: CSSF, OECD. Calculation: BCL. Period: March 2004 - December 2020. Notes: This table reports the key descriptive statistics of parameter estimates and residual diagnostics for the multivariate GARCH model estimated on the residuals from ARIMAX models on the monthly investment fund flows and returns.

Figure 2
Volatilities of Luxembourg investment funds and DMs and EMs market indices



Sources: CSSF, OECD. Calculation: BCL. Period: March 2004 - December 2020.

Figure 2 shows the dynamic volatility of market valuation returns, inflows and outflows for each type of investment fund as well as the interquartile ranges for DM and EM market returns. The profiles of volatility of returns show the periods of high volatility associated with the GFC of 2007-2009, the European debt crisis around 2012, the Chinese stock market turbulence of 2015–2016 and the COVID-19 pandemic in March 2020. However, the profiles of volatility of outflows responded to these episodes of turmoil differently than those of inflows. In particular, there was no obvious reaction to the Chinese stock market turbulence of 2015–2016 and the China-US trade tensions in early 2018. On average, the volatility of EM markets was higher than those of DM markets. In contrast, the volatility of DMs during the COVID-19 pandemic increased to around the level of the GFC, although with a much shorter duration.

Table 4 reports the parameter estimates for the dynamic grouped t-copula. There are several discrepancies in the degrees of freedom (DF) across the groups. For example, the DF of EMs was higher than that of DMs, and the DF of outflows was much lower than that of inflows. This likely reflects the high tail dependence in DMs and outflows. Therefore, assuming only one global DF parameter might be over-simplistic and too restrictive for the aggregate investment fund portfolio in Luxembourg. The dependence updating parameter, α^{copula} , is 0.01, and the autoregressive parameter, β^{copula} is 0.87 with a correlation persistence of 0.89. Thus, the copula dependence is still highly dynamic.

Table 4:

Dynamic conditional grouped T-copula estimation for Luxembourg investment fund flows and returns

α	0.01	
β	0.87	
Correlation Persistence	0.89	
	Numbers of Data Series	DoF
DM Returns	10	8.5
EM Returns	7	11.6
IF In-Flows	7	72.8
IF Out-Flows	7	13.2
IF Returns	7	20.0

Source: CSSF, OECD. Calculation: BCL. Period: March 2004 - December 2020. Notes: This table reports the estimation results for the dynamic conditional grouped T-copula model.

Figures 3A and 3B show the interquartile ranges of the dynamic conditional copula correlations and low tail dependence within and across groups. We reverse the sign of outflows to facilitate the interpretation of the results both for within and across groups. The t-copula generalizes the normal copula by allowing for non-zero dependence in the extreme tails¹⁴⁸. The pairwise tail dependencies between groups are calculated by using the maximum of their degrees of freedom, if they are not in the same group.

The results show that the level of copula correlation and tail dependence within fund market valuation gains or between fund market valuation gains and DM/EM returns (panels on the right column) was higher than those in other cases (panels on the left and middle column). The low tail dependencies of inflows were almost zero due to the high DF. However, the dependencies of outflows were higher, on

148 This type of dependence is measured by τ^u upper tail dependence, and τ^l lower tail dependence:

$\tau^l = \lim_{\zeta \rightarrow 0} \Pr [\eta_1 \leq \zeta | \eta_2 \leq \zeta] = \lim_{\zeta \rightarrow 0} \Pr [\eta_2 \leq \zeta | \eta_1 \leq \zeta] = \lim_{\zeta \rightarrow 0} \left(\frac{c(\zeta, \zeta)}{\zeta} \right)$, and $\tau^u = \lim_{\zeta \rightarrow 1} \Pr [\eta_1 > \delta | \eta_2 > \delta] = \lim_{\zeta \rightarrow 1} \Pr [\eta_2 > \delta | \eta_1 > \delta] = \lim_{\zeta \rightarrow 1} \left(\frac{1 - 2\delta + c(\delta, \delta)}{1 - \delta} \right)$. Two random variables exhibit lower tail dependence, for instance, if $\tau^l > 0$. The normal copula imposes that this probability is zero. The two parameters of the t-copula, ρ_t and ν_t , jointly determine the amount of dependence between the variables in the extremes. Since it is a symmetric copula, the dependence between the variables during extreme appreciations is restricted to be the same as during extreme depreciations, and is given by: $\tau_t^u = \tau_t^l = 2 - 2T_{\nu_t+1}(\sqrt{\nu_t+1} \sqrt{\frac{1-\rho_t}{1+\rho_t}})$.

average, than those of inflows, and they were more volatile and more responsive to the GFC and the COVID-19 pandemic than those of both inflows and market valuation returns. The average between-correlations with DM were comparably higher than those with EM, which is consistent with the unconditional correlations found in Table 1. The copula dependencies of fund market valuation returns were also higher during 2015-2016, coinciding with increased asset price correlations (ECB, November 2016, Financial Stability Review), reflecting risk-taking behavior and interconnectedness within the investment fund sector. (see Figure 3A)

In order to fully assess the forward-looking measures of CoSR through time, the parameters of the *ARIMAX* predictive regression model, multivariate *GARCH*, grouped t-copula and marginal semi-parametric form are all fixed¹⁴⁹ using the values estimated from the full sample. All flows and returns are subsequently simulated one-step-ahead from March 2005 to December 2020.¹⁵⁰ The CoSR measures constructed in this forward-looking manner are able to reasonably predict future, rather than contemporaneous, events. (see Figure 3B)

3.3 FORWARD LOOKING SYSTEMIC RISK MEASURES OF INVESTMENT FUNDS UNDER MARKET STRESS IN THE EA, THE US AND CHINA

Figure 4A depicts the $\Delta CoES$ of flow returns under market stress in the US, the EA and China for each category of investment fund for the period spanning March 2005 to December 2020. The sum of inflow components and outflow components equals the $\Delta CoES$ of flow returns. The $\Delta CoES$ measure seems to identify major market events relatively closely, in particular, the global financial crisis (2008 – 2009) and the COVID-19 outbreak in early 2020. The profiles of $\Delta CoES$ for Luxembourg investment fund segments were similar under market stress in the US and the EA, with the exception of Real Estate Funds. This may reflect the market interconnections between the US and the EA and the idiosyncratic component of the US Real Estate Funds segment.

Considering the upper tails of $\Delta CoES$ under market stress in both the EA and the US, the impacts were strong for Bond Funds, Mixed Funds, Hedge Funds and Other Funds, and outflow effects dominated in Equity Funds, Bond Funds and Mixed Funds. However, Bond Funds and Hedge Funds were more sensitive to negative market shocks in the EA than in the US, and the impacts from the US on Real Estate Funds and Money Market Funds were, on average, marginally higher than those from the EA. It is noteworthy that the $\Delta CoES$ of Real Estate Funds and Other Funds actually peaked around the beginning of 2016, preceding the Lehman Brothers default, and Money Market Funds served as an important source of flight-to-quality under market stress in the EA and the US.

As for China, its market stress affected Luxembourg Mixed Funds, Real Estate Funds and Money Market Funds. In contrast to Other Funds, the average impacts from China on Real Estate Funds and Money Market Funds were marginally higher than those in both the EA and the US. Overall, most of the effects from China were driven by inflow shortages.

Moving to the $\Delta CoES$ of NAV returns as depicted in Figure 4B, $\Delta CoES$ was decomposed into a flow component and market valuation component. Like flow returns, the profiles for $\Delta CoES$ were similar under market stress in the US and the EA during the various crisis periods, including the recent COVID-19 outbreak. Market valuation effects dominated in Equity Funds, Hedge Funds and Other Funds, while flow

¹⁴⁹ The out-of-sample estimation by expanding windows is difficult in this study because of the limited length of monthly data. Instead, by the fixed parametric form for the whole period, we can better understand or evaluate these risk measures over the observed crisis events.

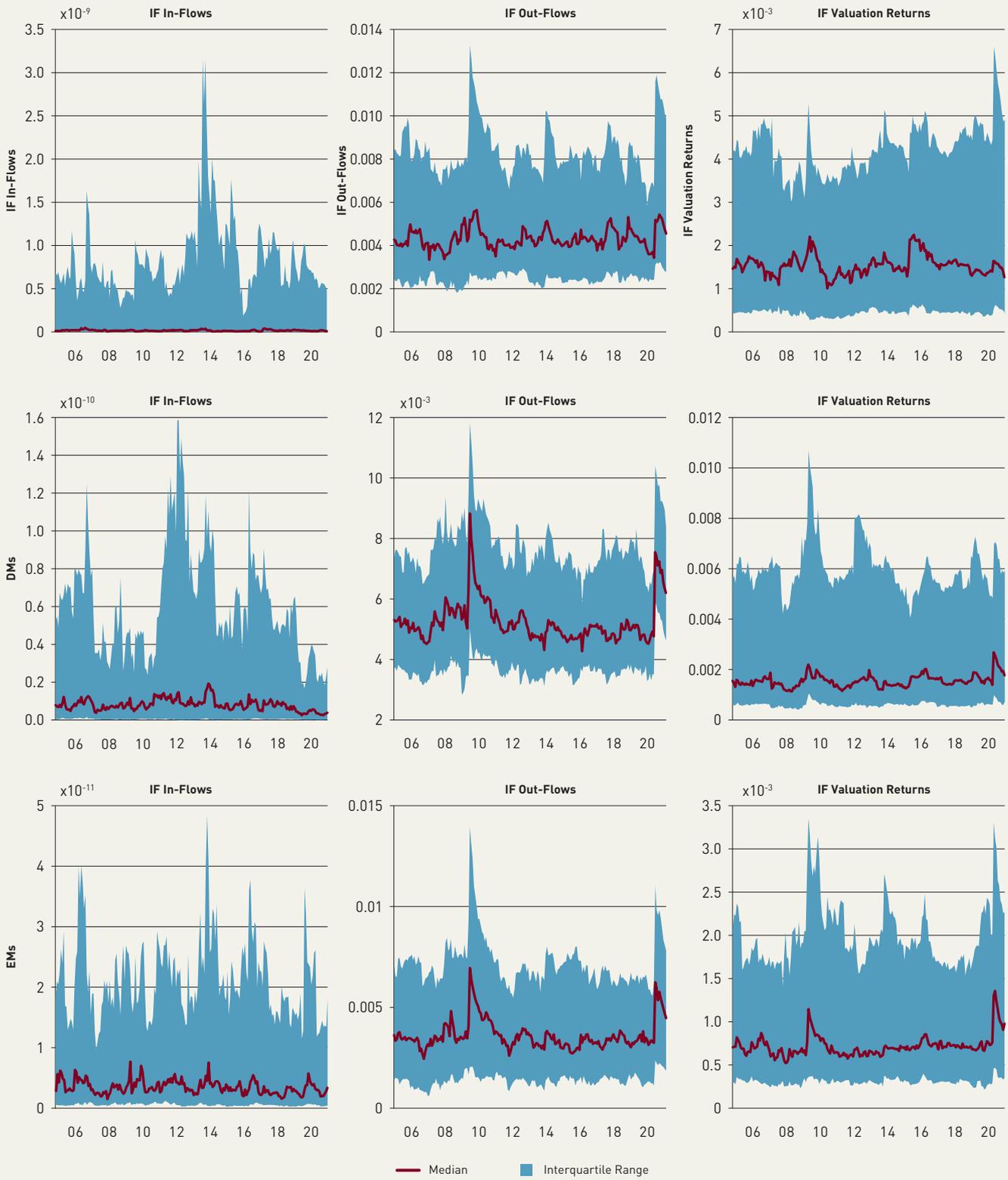
¹⁵⁰ At each date, 35000 values of the innovations are simulated for each flow or returns over a one-month horizon.

Figure 3A
 Copula correlations of Luxembourg investment funds and DMs and EMs market indices



Sources: CSSF, OECD. Calculation: BCL. Period: March 2004 - December 2020.

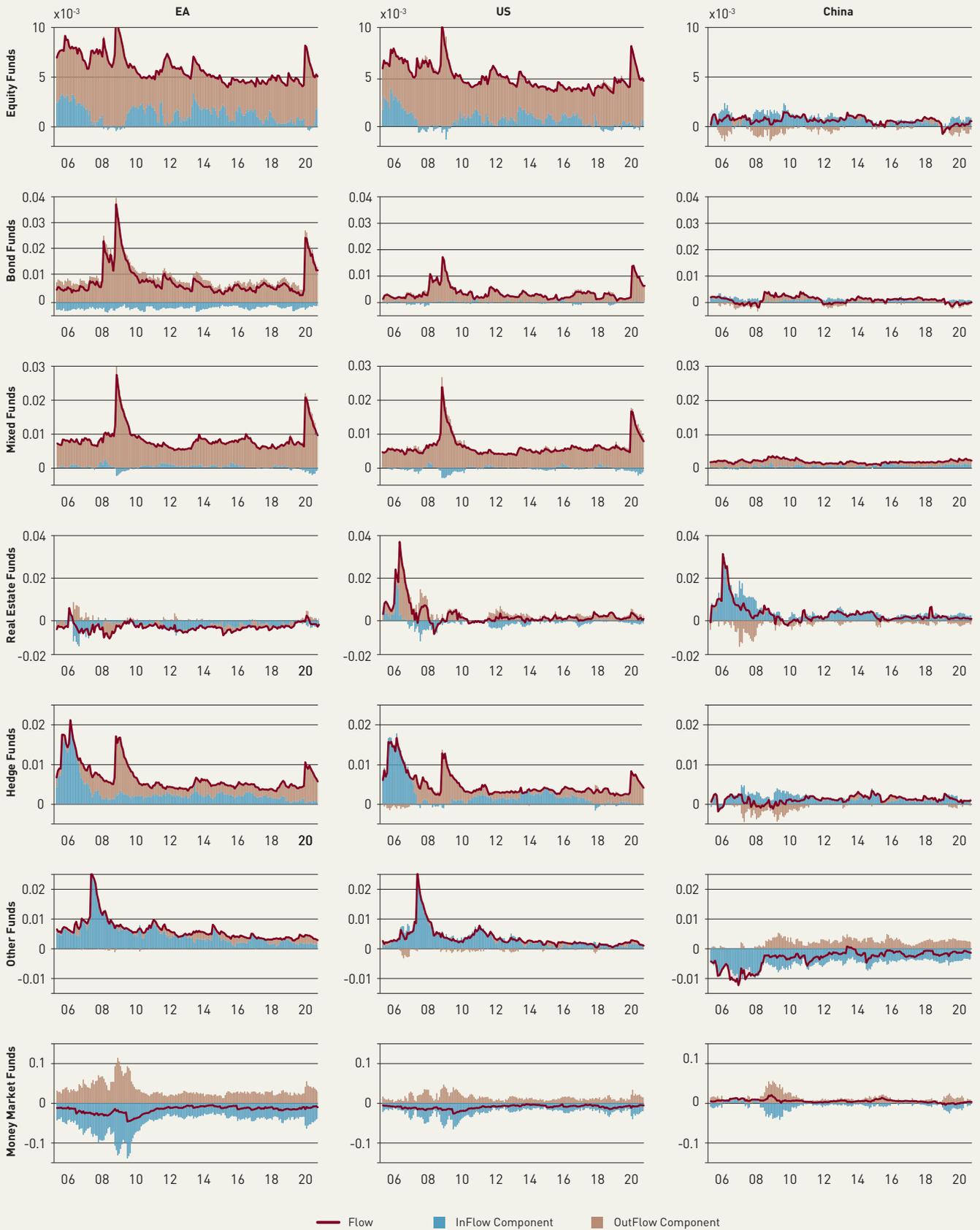
Figure 3B
Low tail dependences of Luxembourg investment funds and DMs and EMs market indices



Sources: CSSF, OECD. Calculation: BCL. Period: March 2004 - December 2020.

Figure 4A

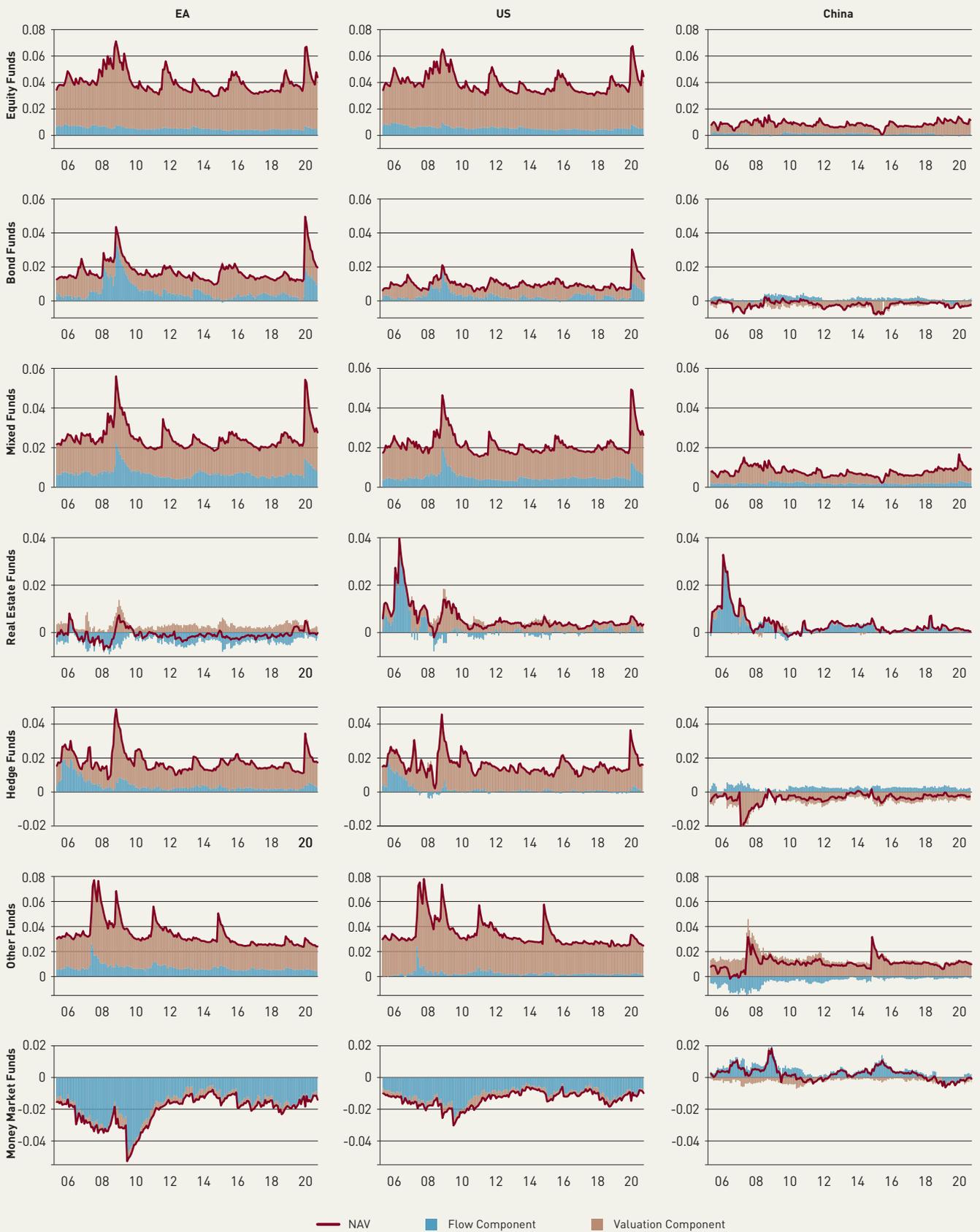
Δ CoES of Luxembourg IF flows under market stress in originating in the EA, the US and China markets



Sources: CSSF, OECD. Calculation: BCL. Period: March 2004 - December 2020.

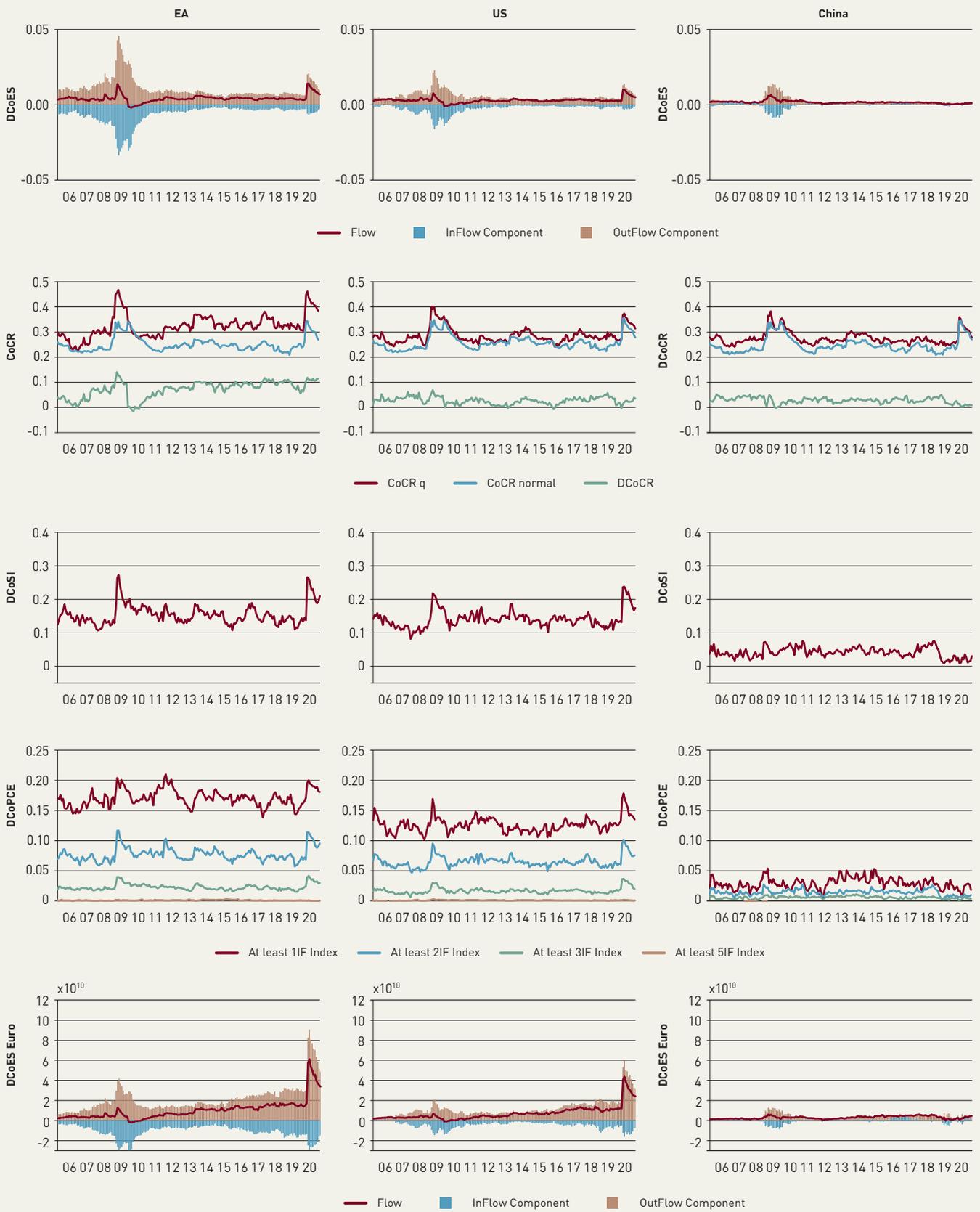
Figure 4B

Δ CoES of Luxembourg IF NAVs under market stress originating in the EA, the US and China



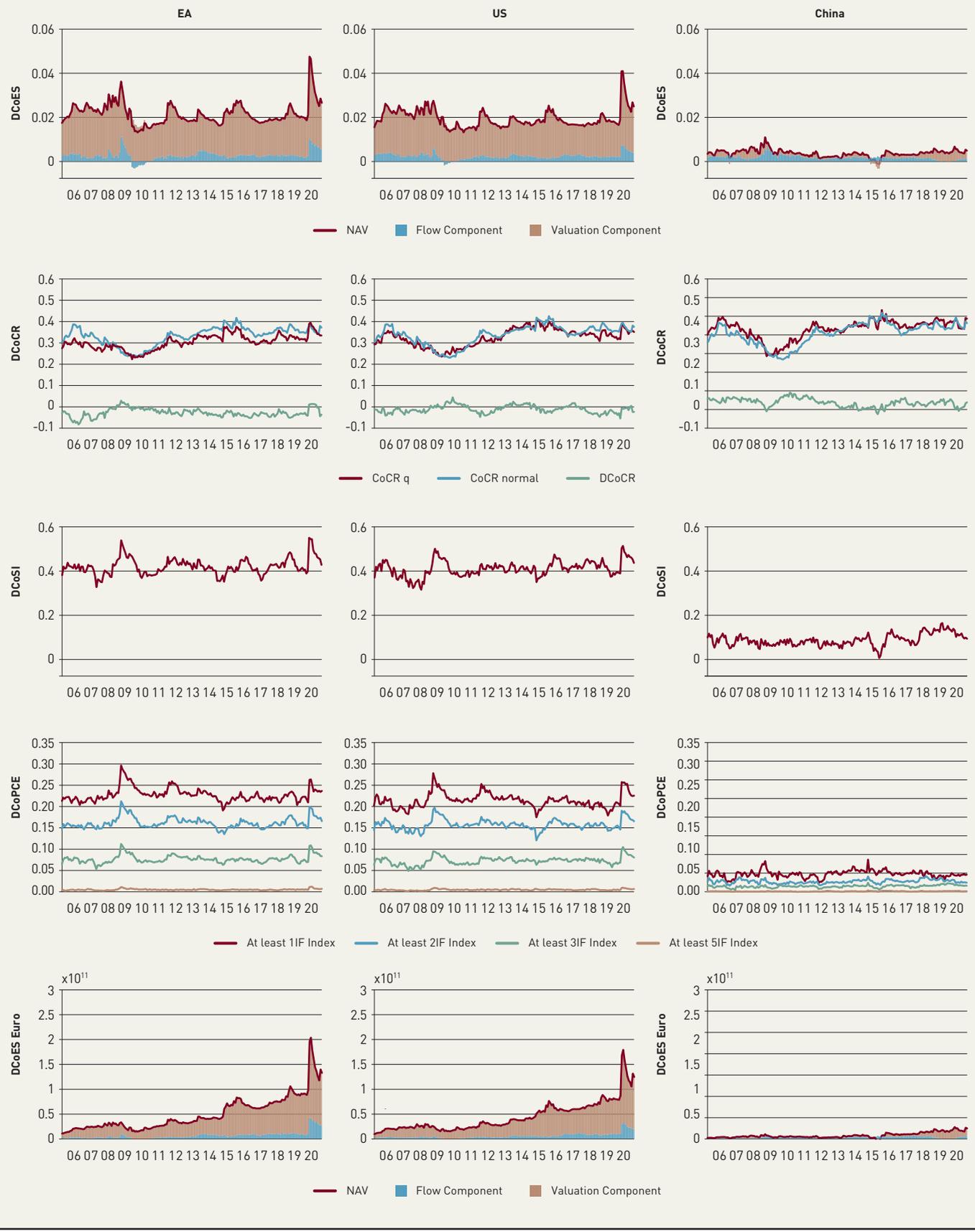
Sources: CSSF, OECD. Calculation: BCL. Period: March 2005 - December 2020.

Figure 5A
CoSR measures of Luxembourg IF flows under market stress originating in the EA, US and China



Sources: CSSF, OECD. Calculation: BCL. Period: March 2005 - December 2020.

Figure 5B
CoSR measures of Luxembourg IF NAVs under market stress originating in the EA, the US and China



Sources: CSSF, OECD. Calculation: BCL. Period: March 2005 - December 2020.



effects played an important role in Bond Funds, Real Estate Funds and Money Market Funds. The effect on Mixed Funds, resulted from a combination of both effects. As for Hedge Funds and Other Funds, flow effects were stronger under market stress in the EA than in the US. This might reveal that investment tended to flow out of Luxemburg investment funds following market stress in the EA.

The $\Delta CoES$ of Real Estate Funds under market stress in the EA was not so high during the GFC of 2007-2009 or the European sovereign debt crisis, compared with their $\Delta CoES$ under market stress in the US and China. Regarding China, except for Real Estate Funds and Other Funds, the impacts on other categories of investment funds were noticeably different from those in the EA and the US, especially during the GFC. Furthermore, compared with the flow shortages under market stress in China, the impact on Money Market Funds under market stress in both the US and the EA might reflect the flight-to-quality behavior of investors selling what they perceived to be higher-risk investments. This suggests a reversal in risk appetite, as investors seek less risk and, consequently, lower profits.

To address the structure dependence among these investment funds, the CoSR measures of all seven categories of investment funds are further examined. Figure 5A depicts the CoSR measures of flow returns for the Luxembourg investment fund sector. On average, the CoSR measures under market stress in the EA and US were higher and coincided with the GFC of 2007-2009, the European sovereign debt crisis and the COVID-19 pandemic more than those for China, since they did not impact the Chinese financial markets. For Luxembourg-domiciled investment funds, both outflow and inflow components of $\Delta CoES$ were stronger under market stress in the EA than those in the US and China. With the increase in the total NAVs of investment funds, $\Delta^e CoES$, which was dominated by the outflow components, increased significantly over time and particularly during the COVID-19 pandemic (especially under market stress in the EA).

As discussed previously, $CoCR$ is defined on the $[0, 1]$ interval via rescaling the distance between the ES and the VaR of a fund's portfolio. The $CoCR$ of net flows conditional on a market being in a normal state during the crisis period was also high. Thus, $\Delta CoCR$ was actually low during the GFC and the COVID-19 pandemic in the US and the EA. In order to interpret the concentration risk consistently, we treat $CoCR$ as a measure of asymmetric herding behavior and potential fire sale pressure, which could exert significant price pressure on securities far from their fundamental value under market stress. This measure seems to have tracked the various crises well. However, the impacts from market stress in China were also strong.

The $CoSI$ measures the expected number of investment fund categories that would become distressed conditional on a certain market state. The $\Delta CoSI$ increased significantly during the GFC and the COVID-19 pandemic under market stress in the EA and US, and were generally higher under market stress in the EA than in the US.

As for $\Delta CoPCE$, we consider cascade scenarios under which at least one, two, three and five investment fund categories become distressed simultaneously under given a given market condition. The differences between these cascade effects captures the marginal contributions of these investment funds to systemic stress. The cascade effects of at least five categories of investment funds were much lower than others, and were almost flat around zero. This reflects that redemption effects could be stabilized by increased diversification across these seven categories of investment funds. The cascade or spillover effects declined slowly after 2012 but increased sharply following the COVID-19 pandemic under market stress in both the EA and the US. The profile for China was different, as the cascade effects on flows actually increased under the "taper tantrum" in 2013, and decreased during the Chinese stock market turbulence of 2015-2016. They were also observed during the GFC and the COVID-19 pandemic.

Turning to the CoSR measures of NAV returns for the investment fund sector as shown in Figure 5B, except for *CoCR* which focuses on the concentration risk of these investment funds, all other measures under market stress in both the EA and the US tracked the main crisis events during this period. On average, these CoSR measures under market stress in the EA were similar to those under market stress in the US, and the impacts from China being much more muted. Nevertheless, the concentration risk *CoCR* under market stress in China was similar to that under stress in the EA and the US. Furthermore, the $\Delta CoES$ under market stress in the EA and the US was dominated by market valuation effects, and flow effects also increased significantly during the GFC crisis and the COVID-19 pandemic.

The $\Delta^e CoES$ under market stress in the EA and the US kept increasing with the growing size of investment funds in Luxembourg and this measure peaked at the onset of the COVID-19 pandemic. The cascade effects of NAV returns were much higher than those of flow returns, likely as a result of the market valuation effects. All CoSR measures under market stress in the EA began to increase from the beginning of 2020 and declined quickly upon the prompt policy responses in the euro area, in particular, the asset purchase programme (APP) and the pandemic emergency purchase programme (PEPP). However, the slow decline in systemic risk levels towards the end of 2020 could be interpreted as a sign that market participants were becoming increasingly concerned about the cumulative impact of the sequence of the COVID-19 pandemic shocks on the global economy.

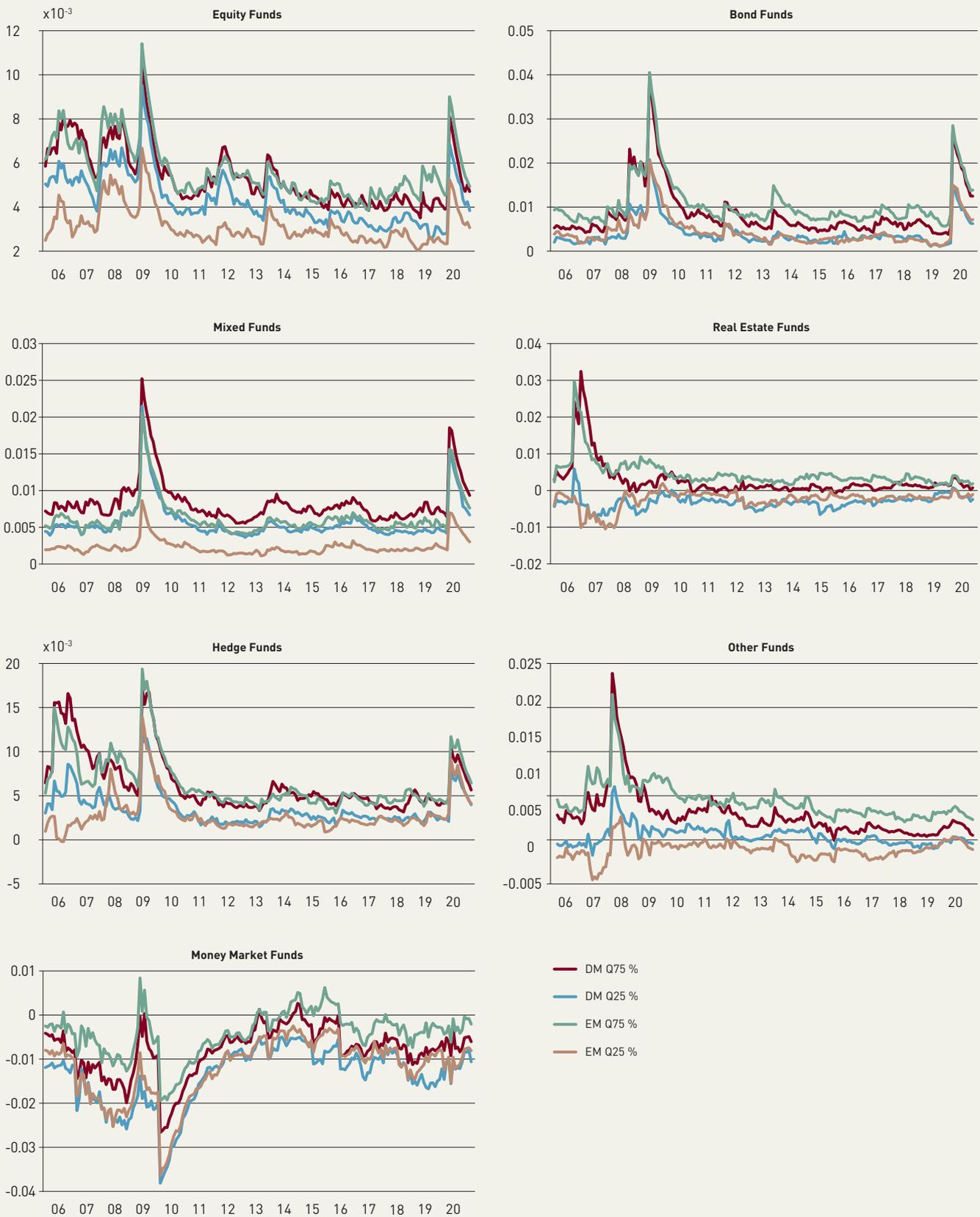
3.4 Forward-looking systemic risk of investment funds under market stress in DMs and EMs

In this section, nine DMs including the G7 countries and the five largest European countries and seven largest emerging market countries were selected to assess market stress due to DMs and EMs, respectively. Other DMs and EMs are not considered in this study as Luxembourg investment funds have less direct exposure to those markets. We do not construct any DM index or EM index, but treat each country's market index separately.¹⁵¹ It is also noticed that the market stress in each country might be driven by a common market risk scenario. However, in this study, we do not assess market stress resulting from the idiosyncratic components of each country's market index.

Figure 6A depicts the interquartile ranges of $\Delta CoES$ of flow returns under market stress in DMs and EMs for each category of investment fund from March 2005 to December 2020. The interquartile ranges of $\Delta CoES$ in DMs were roughly higher than those in EMs especially at the lower bound (i.e. the 25th percentile) for all categories of investment funds except for Bond Funds, Real Estate Funds and Money Market Funds, for which the impacts from EMs were, on average, stronger than those from DMs. Real Estate Funds, Other Funds and Money Market Funds were not affected as much as the other funds by the COVID-19 pandemic under market stress in both DMs and EMs. As shown by the 75th percentile for both DMs and EMs, the stress in Real Estate Funds and Hedge Funds peaked around early 2006 with stress in Other Funds following in 2007. It might suggest that the flows of Real Estate Funds, Hedge Funds and Other Funds were more sensitive to negative market information. As for the $\Delta CoES$ of NAV returns as shown in Figure 6B, the results were similar to those for flows. However, the measures captured the market valuation effects during certain periods, for example, during the Chinese stock market turbulence of 2015–2016. The interquartile ranges of DMs were higher than those of EMs especially for the 25th percentile for all categories of investment funds except for Real Estate Funds and Money Market Funds. It is worth noting that significant market stress could limit Money Market Funds' ability to meet investors' redemptions as was the case during the GFC. Overall, EMs could still provide

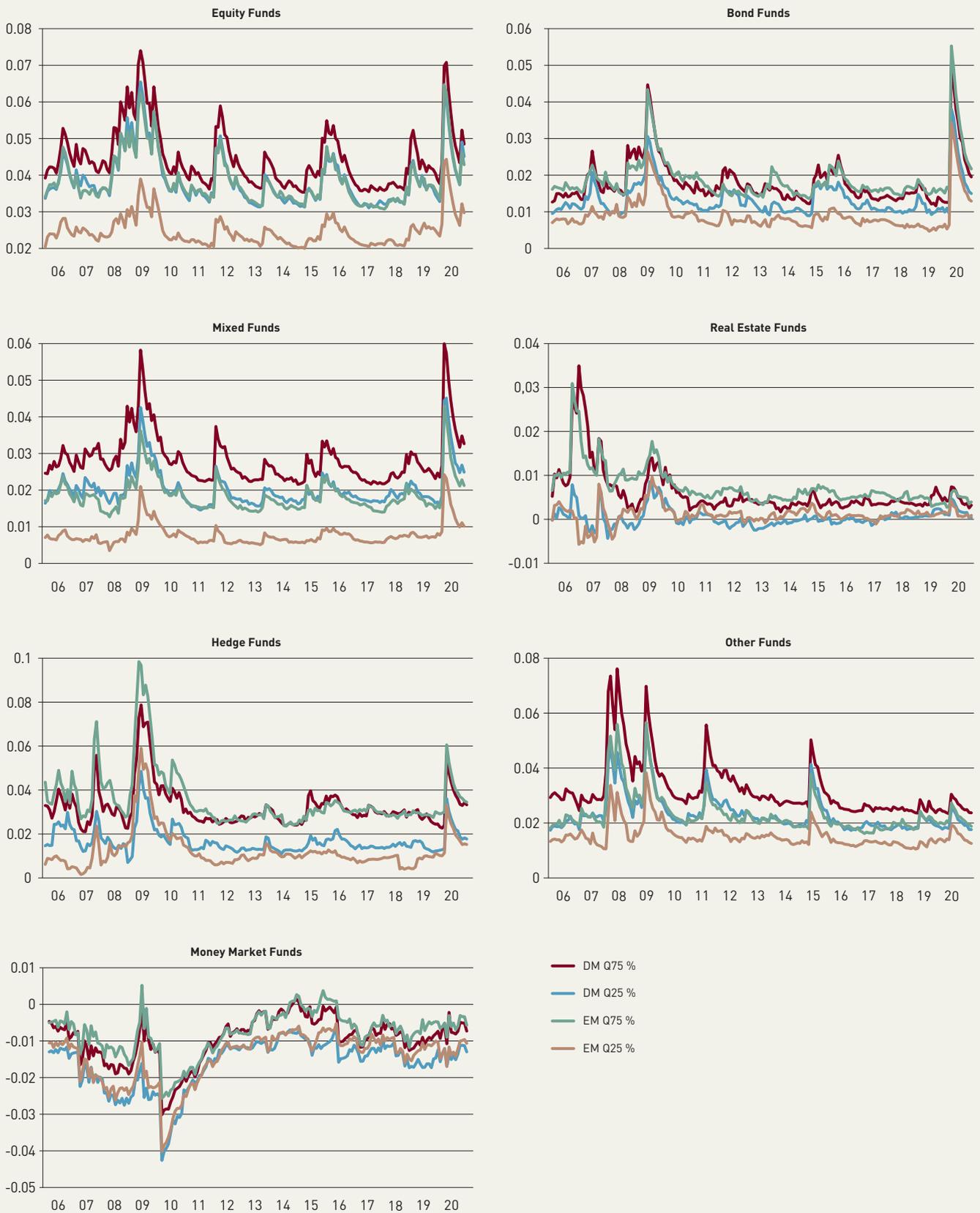
¹⁵¹ The distribution of the CoSR measures for these major economies shows that the highest CoSR measures were from the EA. However, these country market indices are highly correlated as they are exposed to common market-based risks (including interest rate risk, equity risk, currency risk, commodity risk, etc.).

Figure 6A
 Interquartile ranges of ΔCoES of Luxembourg IF flows under market stress originating in DMs and EMs



Sources: CSSF, OECD. Calculation: BCL. Period: March 2005 - December 2020.

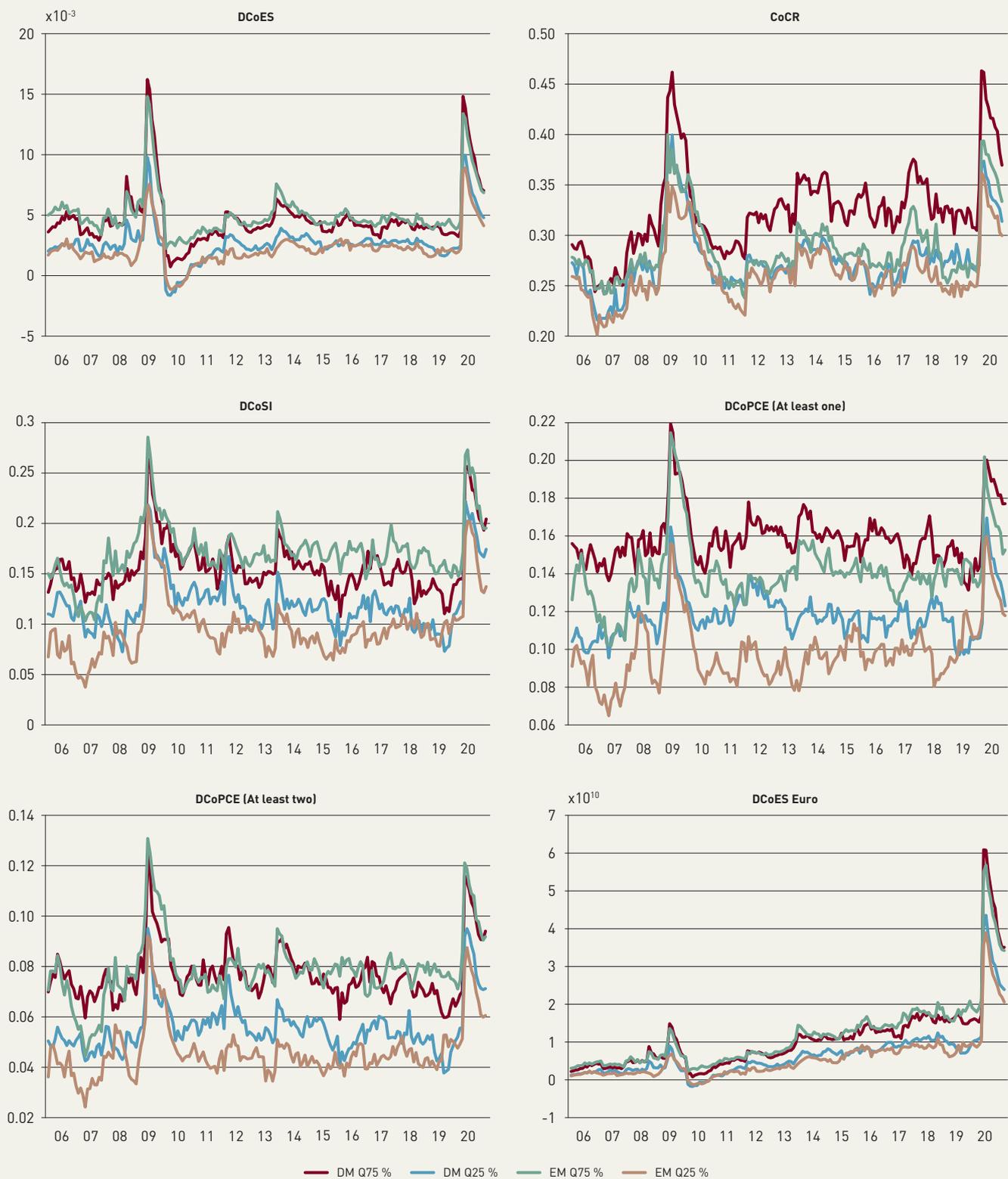
Figure 6B
 Interquartile ranges of ΔCoES of Luxembourg IF NAVs under market stress originating in DMs and EMs



Sources: CSSF, OECD. Calculation: BCL. Period: March 2005 - December 2020.

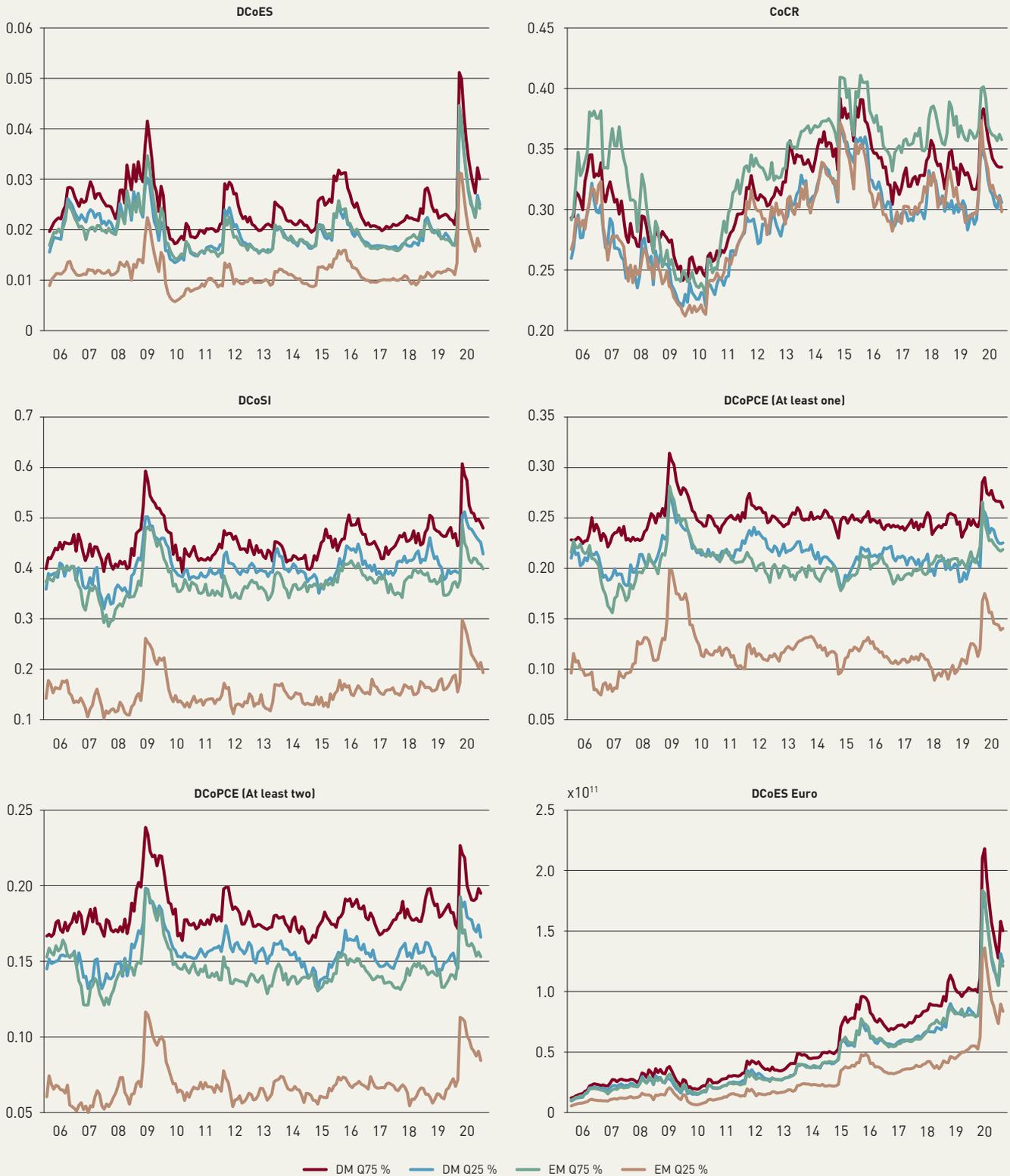
Figure 7A

Interquartile ranges of CoSR measures of Luxembourg IF flows under market stress originating in DMs and EMs



Sources: CSSF, OECD. Calculation: BCL. Period: March 2005 - December 2020.

Figure 7B
 Interquartile ranges of CoSR measures of Luxembourg IF NAVs under market stress originating in DMs and EMs



Sources: CSSF, OECD. Calculation: BCL. Period: March 2005 - December 2020.

diversification benefits for the Luxembourg investment fund sector, particularly during significant market stress episodes, thereby helping to attenuate the risk of redemptions.

Figure 7A depicts the six CoSR measures for flow returns. Overall, but with some variation, the inter-quartile ranges of DMs were all higher than those of EMs, especially at the lower 25th percentile. With the exception of $\Delta^E CoES$, which increased persistently since 2010, all risk measures have remained low since the GFC. All measures experienced a sharp upturn in early 2020, coinciding with the onset of the COVID-19 pandemic. As for NAV returns, as depicted in Figure 7B, the concentration risk measure for EMs was at least as high as for DMs on average. For the other measures, the impacts from DMs were still stronger than those from EMs. It can be seen that all risk measures under market stress in both DMs and EMs increased during the COVID-19 pandemic.

4. ECONOMIC DETERMINANTS OF FORWARD-LOOKING CONDITIONAL SYSTEMIC RISK MEASURES

It is well documented that both market uncertainty and search for yield behavior of investors that tend to be more exposed to less liquid, and thus riskier, assets contribute to changes in investment fund flows and NAV. Various studies report increasing exposures of investment funds to emerging markets and the corporate bond market. Ananchotikul and Zhang (2014) find that the short-run dynamics of the portfolio flows to emerging markets are driven mostly by global “push” factors. Goldstein, Jiang and Ng (2017) find that the outflows of corporate-bond mutual funds are sensitive to bad performance much more than their inflows are sensitive to good performance. Kroencke, Schmeling and Schrimpf (2015) show that global asset reallocations of US fund investors have a strong factor structure, with two factors accounting for more than 90% of the overall variation. The first factor captures switches between US bonds and equities. The second reflects reallocations from the US to international assets. Reallocations of both retail and institutional investors show return-chasing (i.e., search for yield) behavior. Institutional investors tend to reallocate portfolios towards riskier, high-yield fixed income segments, consistent with a search for yield.

In an effort to better understand the CoSR measures of investment funds discussed this paper, the linear predictive regressions of the CoSR measures on various macroeconomic determinants are investigated as follows:

$$CoSR_{j,t} = c + \alpha_j CoSR_{j,t-1} + \sum_{n=1}^N \gamma_{j,k} Macrofactors_{n,t-1} + \varepsilon_{j,t}. \quad (18)$$

The selected macroeconomic variables include a set of macro variables which are reasonable metrics of the state of the economy in the EA and the US, respectively, as well as measures of market uncertainty and liquidity risk.

More precisely the set of explanatory variables considered in this paper consists of¹⁵²:

- Short-term interest rates: 3-month short-term interest rates
- Interest rate spreads: 10-year interest rates minus 3-month interest rates
- Liquidity spreads: 3-month Libor rates minus 3-month US T-bill rates for the US or 3-month Euribor rates minus 3-month Germany T-bill rates¹⁵³ for the EA
- Log business confidence index
- Log consumer confidence index
- Log volatility index: VSTOXX for the EA or VIX for the US
- One-year log returns of market price index

All macroeconomic variables are obtained from Bloomberg, the BIS, Eurostat, the OECD and the ECB. In order to compare the predictability of the macroeconomic variables for the EA and the US, the business confidence index and consumer confidence index are all taken from the OECD. We only consider the CoSR measures for investment funds under market stress in the EA.

Table 5A reports the regression results of the CoSR measures of flow returns for the period of March 2005-December 2020. Regressions are run with Newey-West robust standard errors using a Bartlett kernel. As regards the EA macroeconomic variables, all of the variables were significant in $\Delta CoES$ at the 5% level, except for market volatility and business confidence. It suggests that under weak economic conditions (e.g., low short-term interest rates and interest rate spreads, high liquidity spreads, and low consumer confidence) resulted in portfolio rebalancing, flow risk would be high in the next period. The market returns also played a significant role in $\Delta^e CoES$ as NAVs were determined by the overall market performance. In addition, as shown by $CoCR$, these explanatory variables underscored the “herding behavior” of investors driven either by search-for-yield behaviour or fire sales under market stress. The $\Delta CoSI$, which focuses on the expected number of distressed fund categories, was mainly driven by liquidity spreads, interest rate spreads, business confidence and market returns. Finally, for the cascade effects as measured by $\Delta CoPCE$, under a scenario in which at least one investment fund category becomes distressed, it was driven solely by market volatility. In contrast, only market returns were weakly significant for $\Delta CoPCE$ where at least two investment fund categories become distressed. The regression results of these CoSR measures on macro variables from the US and EU suggest that the CoSR measures were dominated by the EA macro variables.

152 The EUR/USD exchange rate is not included in the set of explanatory variables as it is driven endogenously by some considered explanatory variables and it is not significant in our separate robust test.

153 This spread represents the European equivalent of the TED spread, which is the difference between the interest rates on interbank loans and on short-term government debt (“T-bills”). Market participants look at this difference as a proxy for short-term liquidity risk. Clearly, it cannot be excluded that the proxy also captures some credit risk, and one could even argue an implicit government guarantee. However, the correlation between this measure and other proxies for liquidity also used in the literature, such as Euribor-OIS 3M spread, is almost 94%.

Table 5A:

Macroeconomic determinants of Luxembourg IF Flow CoSR measures under market stress in the EA

	DCoES			CoCR			DCoSI			DCoPCE (AT LEAST 1)			DCoPCE (AT LEAST 2)			DCoES EURO		
	ESTIMATE	tSTAT	pVALUE	ESTIMATE	tSTAT	pVALUE	ESTIMATE	tSTAT	pVALUE	ESTIMATE	tSTAT	pVALUE	ESTIMATE	tSTAT	pVALUE	ESTIMATE	tSTAT	pVALUE
Constant	0.0683	1.579	0.114	0.678	1.304	0.192	1.203	1.937	0.053	0.032	0.117	0.907	0.387	1.548	0.122	-8.18E+09	-0.106	0.916
Lagged	0.7439	12.067	0.000	0.881	23.101	0.000	0.713	11.167	0.000	0.758	16.191	0.000	0.712	11.264	0.000	8.38E-01	12.302	0.000
EA Short-term Interest Rates	-0.0001	-2.148	0.032	-0.002	-1.239	0.215	-0.001	-1.067	0.286	0.000	-0.874	0.382	-0.001	-1.271	0.204	-6.56E+08	-1.986	0.047
EA Interest Rates Spread	-0.0008	-2.477	0.013	-0.008	-3.279	0.001	-0.004	-1.588	0.112	0.000	-0.291	0.771	-0.001	-1.335	0.182	-1.91E+09	-1.556	0.120
EA Liquidity Spreads	<i>0.0011</i>	<i>1.840</i>	<i>0.066</i>	<i>0.006</i>	<i>1.635</i>	<i>0.102</i>	0.012	1.503	0.133	0.002	1.006	0.315	<i>0.004</i>	<i>1.299</i>	<i>0.194</i>	4.87E+08	0.699	0.485
EA Log Business Confidence Index	0.0005	0.073	0.942	0.072	0.674	0.500	-0.254	-2.223	0.026	0.049	1.037	0.300	-0.042	-1.087	0.277	-1.65E+10	-0.752	0.452
EA Log Consumer Confidence Index	<i>-0.0156</i>	<i>-1.821</i>	<i>0.069</i>	-0.218	-1.424	0.155	-0.004	-0.032	0.975	-0.051	-0.744	0.457	-0.040	-0.690	0.490	1.63E+10	0.633	0.526
EA Log Volatility Index	0.0008	0.844	0.399	0.012	1.299	0.194	0.011	0.882	0.378	<i>0.005</i>	<i>1.628</i>	<i>0.103</i>	0.004	0.942	0.346	4.21E+09	1.068	0.285
EA 1-year log Return of Market Price Index	0.0032	2.825	0.005	0.020	1.432	0.152	<i>0.029</i>	<i>1.803</i>	<i>0.071</i>	0.002	0.447	0.655	0.008	1.575	0.115	<i>6.45E+09</i>	<i>1.689</i>	<i>0.091</i>
R-squared	0.81			0.88			0.73			0.73			0.70			0.91		
Constant	-0.0161	-0.391	0.696	1.042	1.187	0.235	-0.076	-0.090	0.928	0.500	1.172	0.241	0.140	0.494	0.621	-2.64E+11	-1.684	0.092
Lagged	0.7833	13.119	0.000	0.883	22.399	0.000	0.762	14.108	0.000	0.762	16.094	0.000	0.733	12.921	0.000	8.40E-01	13.575	0.000
US Short-term Interest Rates	-0.0003	-2.523	0.012	-0.004	-2.854	0.004	-0.002	-1.510	0.131	-0.001	-1.230	0.219	<i>-0.001</i>	<i>-1.619</i>	<i>0.105</i>	-9.13E+08	-2.116	0.034
US Interest Rates Spread	-0.0005	-2.459	0.014	-0.005	-3.039	0.002	-0.002	-0.801	0.423	0.000	-0.591	0.555	-0.001	-0.900	0.368	<i>-1.43E+09</i>	<i>-1.719</i>	<i>0.086</i>
US Liquidity Spreads	0.0011	1.499	0.134	0.006	1.234	0.217	0.008	0.902	0.367	0.001	0.507	0.612	0.003	0.755	0.450	5.64E+08	0.643	0.520
US Log Business Confidence Index	-0.0024	-0.187	0.852	-0.264	-1.418	0.156	-0.080	-0.393	0.694	-0.057	-0.745	0.456	-0.040	-0.606	0.545	-1.80E+10	-0.571	0.568
US Log Consumer Confidence Index	0.0057	0.529	0.597	0.042	0.190	0.850	0.095	0.579	0.562	-0.045	-0.731	0.465	0.011	0.196	0.845	7.36E+10	1.488	0.137
US Log Volatility Index	0.0008	1.002	0.316	0.009	0.810	0.418	0.014	1.231	0.218	0.003	1.030	0.303	0.005	1.290	0.197	4.61E+09	1.218	0.223
US 1-year log Return of Market Price Index	0.0033	2.675	0.007	0.032	2.156	0.031	0.021	1.309	0.190	0.008	1.402	0.161	0.009	1.600	0.110	<i>6.83E+09</i>	<i>1.681</i>	<i>0.093</i>
R-squared	0.81			0.88			0.73			0.73			0.70			0.91		

Sources: BIS, Bloomberg, CSSF, ECB, Eurostat, OECD. Calculation: BCL. Period: March 2005 - December 2020. Notes: This table reports the regression results of the conditional systemic risk measures of IF flow returns under market stress in the euro area. Regressions are run in levels with Newey-West robust standard errors using a Bartlett kernel. A bold coefficient value indicates significance at the 5% level, and an italic coefficient value denotes significance at the 10% level.

Table 5A:

Macroeconomic determinants of Luxembourg IF Flow CoSR measures under market stress in the EA (continued)

	DCoES			CoCR			DCoSI			DCoPCE (AT LEAST 1)			DCoPCE (AT LEAST 2)			DCoES EURO		
	ESTIMATE	tSTAT	pVALUE	ESTIMATE	tSTAT	pVALUE	ESTIMATE	tSTAT	pVALUE	ESTIMATE	tSTAT	pVALUE	ESTIMATE	tSTAT	pVALUE	ESTIMATE	tSTAT	pVALUE
Constant	0.1096	0.991	0.322	1.716	1.063	0.288	1.096	0.737	0.461	1.222	1.947	0.051	0.886	1.348	0.178	-1.48E+11	-0.539	0.590
Lagged	0.6770	7.885	0.000	0.881	18.980	0.000	0.679	9.570	0.000	0.739	15.890	0.000	0.692	9.909	0.000	8.03E-01	10.482	0.000
EA Short-term Interest Rates	-0.0007	-1.995	0.046	-0.004	-1.130	0.258	-0.007	-1.536	0.125	-0.002	-1.118	0.263	<i>-0.003</i>	<i>-1.680</i>	<i>0.093</i>	<i>-9.36E+08</i>	<i>-1.653</i>	<i>0.098</i>
EA Interest Rates Spread	-0.0010	-2.229	0.026	<i>-0.013</i>	<i>-1.729</i>	<i>0.084</i>	-0.009	-1.536	0.124	-0.001	-0.689	0.491	<i>-0.004</i>	<i>-1.671</i>	<i>0.095</i>	<i>-1.58E+09</i>	<i>-1.352</i>	<i>0.176</i>
EA Liquidity Spreads	<i>0.0006</i>	<i>1.624</i>	<i>0.104</i>	0.008	1.272	0.203	0.008	1.171	0.241	0.000	-0.033	0.974	0.002	0.725	0.468	1.88E+08	0.214	0.830
EA Log Business Confidence Index	0.0133	1.557	0.120	<i>0.153</i>	<i>1.637</i>	<i>0.102</i>	-0.328	-1.958	0.050	0.096	1.337	0.181	<i>-0.021</i>	<i>-0.355</i>	<i>0.722</i>	1.21E+09	0.050	0.960
EA Log Consumer Confidence Index	-0.0470	-2.538	0.011	-0.404	-1.990	0.047	-0.250	-1.167	0.243	0.001	0.012	0.990	-0.123	-1.457	0.145	-3.26E+10	-1.083	0.279
EA Log Volatility Index	0.0006	0.674	0.500	0.003	0.291	0.771	0.015	1.099	0.272	0.001	0.298	0.766	0.002	0.495	0.621	1.82E+09	0.760	0.448
EA 1-year log Return of Market Price Index	0.0045	2.828	0.005	0.004	0.155	0.877	0.018	0.741	0.459	-0.009	-1.024	0.306	0.003	0.375	0.708	<i>7.46E+09</i>	<i>1.647</i>	<i>0.100</i>
US Short-term Interest Rates	0.0005	1.598	0.110	0.005	0.941	0.347	0.008	1.462	0.144	0.001	0.627	0.530	<i>0.003</i>	<i>1.624</i>	<i>0.104</i>	8.59E+07	0.141	0.888
US Interest Rates Spread	0.0003	1.083	0.279	0.008	1.062	0.288	0.007	1.177	0.239	0.002	0.716	0.474	<i>0.003</i>	<i>1.611</i>	<i>0.107</i>	-4.28E+08	-0.523	0.601
US Liquidity Spreads	0.0008	1.134	0.257	<i>-0.008</i>	<i>-1.080</i>	<i>0.280</i>	0.009	0.949	0.343	0.000	-0.064	0.949	0.002	0.557	0.577	6.92E+08	0.615	0.538
US Log Business Confidence Index	0.0069	0.471	0.637	-0.315	-1.442	0.149	0.275	1.138	0.255	-0.217	-2.226	0.026	-0.025	-0.265	0.791	1.96E+10	0.554	0.580
US Log Consumer Confidence Index	0.0022	0.101	0.920	0.191	0.595	0.552	0.060	0.185	0.853	-0.139	-1.170	0.242	-0.024	-0.180	0.858	4.13E+10	0.715	0.474
US Log Volatility Index	0.0009	1.331	0.183	0.013	1.138	0.255	0.004	0.395	0.693	0.003	0.668	0.504	0.004	1.045	0.296	3.97E+09	1.425	0.154
US 1-year log Return of Market Price Index	-0.0012	-1.051	0.293	0.025	0.978	0.328	0.016	0.597	0.550	<i>0.018</i>	<i>1.838</i>	<i>0.066</i>	0.010	1.090	0.276	-6.23E+08	-0.176	0.860
R-squared	0.83			0.89			0.75			0.74			0.71			0.92		

Sources: BIS, Bloomberg, CSSF, ECB, Eurostat, OECD. Calculation: BCL. Period: March 2005 - December 2020. Notes: This table reports the regression results of the conditional systemic risk measures of IF flow returns under market stress in the euro area. Regressions are run in levels with Newey-West robust standard errors using a Bartlett kernel. A bold coefficient value indicates significance at the 5% level, and an italic coefficient value denotes significance at the 10% level.

Moving to the regression results of the CoSR measures for NAV returns for the EA macro variables shown in Table 5B, with the exception of market volatility, other EA macro variables were significant for at least one of these measures. $\Delta^e CoES$ was driven by short-term interest rates and interest rate spreads, while $\Delta CoES$ was also well explained by the interest rate spread and market returns. In addition, liquidity spreads played an important role in $\Delta CoSI$ and $\Delta^e CoPCE$. The concentration risk, $CoCR$ captured the search-for-yield behavior of investors under market stress driven by short-term interest rates, interest rate spreads, consumer confidence, business confidence and market returns. When these CoSR measures were regressed on US macro variables, in contrast to flow returns, the number of significant variables increased (e.g., consumer confidence). However, the EA macroeconomic variables remained the primary determinants when considering all macro variables from both the EA and the US. It is interesting to note that the signs of some significant US macro variables were opposite of those of the EA. This was the case, for example, for the short-term interest rates, the interest rate spread and business confidence index and likely reflects the risk transmission mechanism, which is not further explored in this study.

Table 5B:

Macroeconomic determinants of Luxembourg IF NAV CoSR measures under market stress in the EA

	DCoES			CoCR			DCoSI			DCoPCE (AT LEAST 1)			DCoPCE (AT LEAST 2)			DCoES EURO		
	ESTIMATE	tSTAT	pVALUE	ESTIMATE	tSTAT	pVALUE	ESTIMATE	tSTAT	pVALUE	ESTIMATE	tSTAT	pVALUE	ESTIMATE	tSTAT	pVALUE	ESTIMATE	tSTAT	pVALUE
Constant	0.016	0.200	0.841	0.060	0.175	0.861	0.466	0.700	0.484	0.676	2.025	0.043	0.283	1.084	0.278	-4.75E+11	-1.545	0.122
Lagged	0.669	8.217	0.000	0.802	17.300	0.000	0.761	16.162	0.000	0.616	6.825	0.000	0.697	8.726	0.000	8.50E-01	12.551	0.000
EA Short-term Interest Rates	0.000	0.882	0.378	-0.003	-3.189	0.001	-0.002	-1.185	0.236	0.000	-0.306	0.759	0.000	-0.689	0.491	-2.30E+09	-2.080	0.038
EA Interest Rates Spread	-0.002	-2.383	0.017	-0.006	-2.309	0.021	<i>-0.005</i>	<i>-1.644</i>	<i>0.100</i>	-0.001	-0.779	0.436	<i>-0.002</i>	<i>-1.616</i>	<i>0.106</i>	<i>-5.22E+09</i>	<i>-1.628</i>	<i>0.104</i>
EA Liquidity Spreads	0.001	1.204	0.229	-0.002	-0.588	0.556	0.013	2.110	0.035	0.008	2.538	0.011	0.005	2.363	0.018	-8.21E+08	-0.524	0.600
EA Log Business Confidence Index	0.000	-0.017	0.986	0.133	2.238	0.025	-0.012	-0.110	0.913	-0.053	-1.165	0.244	-0.007	-0.190	0.849	-2.21E+10	-0.369	0.712
EA Log Consumer Confidence Index	-0.004	-0.195	0.846	<i>-0.136</i>	<i>-1.744</i>	<i>0.081</i>	-0.072	-0.536	0.592	-0.078	-1.420	0.156	-0.046	-0.998	0.318	1.21E+11	1.308	0.191
EA Log Volatility Index	0.004	1.344	0.179	0.009	1.163	0.245	0.008	0.571	0.568	0.004	0.858	0.391	0.003	0.706	0.480	1.19E+10	1.270	0.204
EA 1-year log Return of Market Price Index	<i>0.004</i>	<i>1.820</i>	<i>0.069</i>	0.017	2.014	0.044	0.008	0.504	0.614	0.002	0.390	0.697	-0.001	-0.127	0.899	1.04E+10	1.087	0.277
R-squared	0.78			0.89			0.73			0.81			0.78			0.95		
Constant	-0.003	-0.021	0.983	-1.111	-1.920	0.055	-1.052	-1.011	0.312	0.642	1.604	0.109	0.030	0.078	0.938	-1.67E+12	-2.419	0.016
Lagged	0.738	9.641	0.000	0.874	28.372	0.000	0.743	14.986	0.000	0.657	8.482	0.000	0.678	8.137	0.000	8.45E-01	12.416	0.000
US Short-term Interest Rates	0.000	-0.785	0.432	-0.002	-1.992	0.046	-0.003	-1.558	0.119	-0.001	-2.044	0.041	<i>-0.001</i>	<i>-1.644</i>	<i>0.100</i>	-2.50E+09	-1.853	0.064
US Interest Rates Spread	<i>-0.001</i>	<i>-1.779</i>	<i>0.075</i>	-0.002	-1.172	0.241	-0.004	-1.589	0.112	<i>-0.001</i>	<i>-1.797</i>	<i>0.072</i>	-0.001	-2.050	0.040	<i>-3.75E+09</i>	<i>-1.668</i>	<i>0.095</i>
US Liquidity Spreads	<i>0.001</i>	<i>1.836</i>	<i>0.066</i>	0.001	0.318	0.750	0.011	1.366	0.172	0.005	1.312	0.190	0.004	1.417	0.157	-2.08E+08	-0.128	0.898
US Log Business Confidence Index	-0.024	-0.699	0.485	0.018	0.155	0.876	0.107	0.444	0.657	-0.023	-0.293	0.770	0.013	0.174	0.862	2.73E+10	0.326	0.744
US Log Consumer Confidence Index	0.024	0.747	0.455	<i>0.227</i>	<i>1.782</i>	<i>0.075</i>	0.137	0.720	0.472	<i>-0.103</i>	<i>-1.684</i>	<i>0.092</i>	-0.012	-0.233	0.816	3.30E+11	1.886	0.059
US Log Volatility Index	0.003	1.362	0.173	0.010	1.459	0.145	0.014	1.042	0.297	0.006	1.304	0.192	0.006	1.461	0.144	1.53E+10	1.559	0.119
US 1-year log Return of Market Price Index	0.006	2.052	0.040	0.020	1.923	0.054	-0.003	-0.202	0.840	0.002	0.334	0.738	-0.002	-0.334	0.738	1.13E+10	1.165	0.244
R-squared	0.77			0.89			0.74			0.81			0.79			0.95		

Sources: BIS, Bloomberg, CSSF, ECB, Eurostat, OECD. Calculation: BCL. Period: March 2005 - December 2020. Notes: This table reports the regression results of the conditional systemic risk measures of IF NAV returns under market stress in the euro area. Regressions are run in levels with Newey-West robust standard errors using a Bartlett kernel. A bold coefficient value indicates significance at the 5% level, and an italic coefficient value denotes significance at the 10% level.

Table 5B:

Macroeconomic determinants of Luxembourg IF NAV CoSR measures under market stress in the E (continued)

	DCoES			CoCR			DCoSI			DCoPCE (AT LEAST 1)			DCoPCE (AT LEAST 2)			DCoES EURO		
	ESTIMATE	tSTAT	pVALUE	ESTIMATE	tSTAT	pVALUE	ESTIMATE	tSTAT	pVALUE	ESTIMATE	tSTAT	pVALUE	ESTIMATE	tSTAT	pVALUE	ESTIMATE	tSTAT	pVALUE
Constant	0.140	0.692	0.489	-0.029	-0.027	0.979	-0.310	-0.197	0.844	1.784	2.409	0.016	0.806	1.503	0.133	-1.25E+12	-2.041	0.041
Lagged	0.609	7.081	0.000	0.748	12.507	0.000	0.696	11.795	0.000	0.552	6.651	0.000	0.596	7.107	0.000	8.08E-01	11.313	0.000
EA Short-term Interest Rates	<i>-0.001</i>	<i>-1.674</i>	<i>0.094</i>	-0.007	-2.025	0.043	-0.005	-0.952	0.341	-0.003	-1.591	0.112	<i>-0.003</i>	<i>-1.669</i>	<i>0.095</i>	-2.76E+09	-1.679	0.093
EA Interest Rates Spread	-0.003	-2.957	0.003	-0.011	-2.190	0.029	-0.004	-0.604	0.546	0.000	-0.026	0.979	-0.001	-0.653	0.514	-5.79E+09	-2.055	0.040
EA Liquidity Spreads	0.001	0.830	0.406	-0.003	-0.541	0.589	0.014	1.463	0.143	<i>0.005</i>	<i>1.785</i>	<i>0.074</i>	<i>0.004</i>	<i>1.655</i>	<i>0.098</i>	1.52E+09	0.541	0.589
EA Log Business Confidence Index	<i>0.031</i>	<i>1.606</i>	<i>0.108</i>	0.330	3.025	0.002	0.154	1.053	0.292	0.043	0.647	0.517	<i>0.088</i>	<i>1.813</i>	<i>0.070</i>	1.45E+10	0.259	0.795
EA Log Consumer Confidence Index	-0.079	-2.542	0.011	-0.518	-2.907	0.004	-0.660	-2.736	0.006	-0.145	-1.582	0.114	-0.236	-2.826	0.005	-6.41E+10	-1.075	0.282
EA Log Volatility Index	0.002	1.091	0.275	-0.003	-0.378	0.705	0.002	0.166	0.868	-0.001	-0.217	0.828	-0.003	-0.607	0.544	1.85E+09	0.376	0.707
EA 1-year log Return of Market Price Index	0.008	2.135	0.033	0.038	2.189	0.029	0.028	1.250	0.211	0.004	0.506	0.613	0.003	0.387	0.699	1.06E+10	1.073	0.283
US Short-term Interest Rates	0.001	2.123	0.034	0.005	1.284	0.199	0.005	0.753	0.452	0.002	0.913	0.361	0.002	1.217	0.224	7.72E+08	0.504	0.614
US Interest Rates Spread	0.001	1.431	0.152	<i>0.007</i>	<i>1.698</i>	<i>0.089</i>	0.002	0.250	0.802	0.000	0.163	0.870	0.001	0.474	0.636	3.24E+08	0.155	0.876
US Liquidity Spreads	0.000	-0.108	0.914	-0.001	-0.228	0.820	0.002	0.167	0.868	0.004	1.094	0.274	0.001	0.397	0.692	-2.59E+09	-0.863	0.388
US Log Business Confidence Index	-0.004	-0.126	0.899	-0.043	-0.235	0.815	0.138	0.478	0.632	-0.122	-1.137	0.256	-0.069	-0.782	0.434	6.14E+10	0.902	0.367
US Log Consumer Confidence Index	0.021	0.444	0.657	0.245	1.000	0.318	0.449	1.199	0.230	-0.145	-1.021	0.307	0.052	0.473	0.636	2.51E+11	1.666	0.096
US Log Volatility Index	<i>0.003</i>	<i>1.804</i>	<i>0.071</i>	0.017	2.411	0.016	0.017	1.389	0.165	0.007	1.510	0.131	0.009	2.443	0.015	1.62E+10	2.000	0.046
US 1-year log Return of Market Price Index	-0.003	-0.957	0.339	-0.025	-1.316	0.188	-0.031	-1.338	0.181	0.001	0.117	0.907	-0.004	-0.597	0.551	6.26E+08	0.076	0.939
R-squared	0.80			0.90			0.75			0.82			0.80			0.96		

Sources: BIS, Bloomberg, CSSF, ECB, Eurostat, OECD. Calculation: BCL. Period: March 2005 - December 2020. Notes: This table reports the regression results of the conditional systemic risk measures of IF NAV returns under market stress in the euro area. Regressions are run in levels with Newey-West robust standard errors using a Bartlett kernel. A bold coefficient value indicates significance at the 5% level, and an italic coefficient value denotes significance at the 10% level.

Overall, the CoSR measures were driven mostly by the EA macroeconomic variables,¹⁵⁴ and the predictive regressions provide some support for the findings relative to short-term interest rates, interest rate spreads, liquidity risk, consumer confidence and market returns in the EA. The results seem to be dominated by the GFC of 2007-2009, the European sovereign debt crisis and the recent the COVID-19 pandemic when the market was under stress and investors' portfolios were more correlated.

154 In a separate robust test, we regress the CoSR measures under market stress in the US on the same set of macro variables from both the EA and the US. We find that the EA macroeconomic variables were still the dominant determinants compared with those of the US.



5. CONCLUSIONS AND MACRO-PRUDENTIAL POLICY IMPLICATIONS

In this paper, a set of measures for assessing systemic risk in the Luxembourg investment fund sector is proposed. The framework is based on a dynamic multivariate copula approach, which calibrates the shocks by focusing on the conditional expected returns and forward-looking conditional systemic risk measures not only for each category of investment fund but also for the investment fund sector (consisting of seven categories of investment funds).

We show that the CoSR measures were similar, on average, under market stress in the EA as those in the US, while the impacts from China are much more muted. However, the impacts from China on the concentration risk in both flows and NAVs were also strong, reflecting the increasing global market share of the Chinese equity markets. Our results suggest that all CoSR measures under market stress in the EA deteriorated since the beginning of 2020, but improved quickly upon the EA prompt and decisive policy support. Nevertheless, the deceleration in the improvement of systemic risk towards the end of 2020 could be interpreted as a sign that market participants were becoming increasingly concerned about the cumulative impact of the persistence of COVID-19 pandemic shocks on the global economy. The interactions between these CoSR measures and macroeconomic variables also shed light on the links between fund flows and market valuation effects, market uncertainty, macroeconomic risks and financial distress.

The framework provides a possible addition to the financial stability toolkit for assessing risks in the investment fund sector. In addition, this study provides the basis for a monitoring toolkit that can track changes in systemic risk in the investment fund sector, with a view to identifying the build-up of vulnerabilities. Given that this paper's approach explicitly links the systemic risk measures with the state of the macroeconomy, it can help to facilitate a more informed assessment of the policy responses to rising stress in investment funds.

REFERENCES

- [1] Adrian, Tobias, and Markus K Brunnermeier, 2016. CoVaR. *American Economic Review*, 106(7):1105-1141.
- [2] Adrian, T., Fleming, M., Shachar, O., and Vogt, E., 2016. Market liquidity after the financial crisis. Staff report 796, The Federal Reserve Bank of New York.
- [3] Ananchotikul N., and Zhang R., 2014. Portfolio Flows, Global Risk Aversion and Asset Prices in Emerging Markets. Working Paper No. 14/156, International Monetary Fund.
- [4] Banegas, A., Montes-Rojas, G., and Siga, L., 2016. Mutual fund flows, monetary policy and financial stability. Finance and Economics Discussion Series 2016-071, Washington: Board of Governors of the Federal System.
- [5] Baranova, Y., Coen, J., Lowe, P., Noss, J., and Silvestri, L. 2017. Simulating stress across the financial system: the resilience of corporate bond markets and the role of investment funds. Bank of England Financial Stability Paper No. 42.
- [6] Barberis, N., Shleifer, A., and Vishny, R. W., 1998. A model of investor sentiment. *Journal of Financial Economics* 49, 307-343.
- [7] Bollerslev, T., 1990. Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: A multivariate generalised ARCH model. *Review of Economics and Statistics* 72, 498-505.
- [8] Brunnermeier, M. K., and Pedersen, L. H., 2009. Market liquidity and funding liquidity. *Review of Financial Studies* 22, 2201-2238.
- [9] Chen, Q., Goldstein, I., and Jiang, W., 2010. Payoff complementarities and financial fragility: Evidence from mutual fund outflows. *Journal of Financial Economics* 97, 239-262.
- [10] Chevalier, J., Ellison, G., 1997. Risk taking by mutual funds as a response to incentives. *Journal of Political Economy* 105, 1167-1200.
- [11] Christoffersen, P., V. Errunza, K. Jacobs and Jin, X., 2014. Correlation Dynamics and International Diversification Benefits. *International Journal of Forecasting* 30, 807-824.
- [12] Christoffersen, P., Errunza, V., Jacobs, K., and Langlois, H., 2012. Is the potential for international diversification disappearing? a dynamic copula approach. *The Review of Financial Studies* 25, 12, 3711-3751.
- [13] Coval J. and Stafford E., 2007. Asset fire sales (and purchases) in equity markets. *Journal of Financial Economics* 86, 479-512
- [14] Daul, S., Lindskog, F., ETH Zurich, R., McNeil, A., and Zurich, E. 2003. The grouped t-copula with an application to credit risk. *Journal of Risk* 16, 73-76.
- [15] ECB Financial Stability Review November 2016.

- 
- [16] ECB Speech November 2020 by Isabel Schnabel. COVID-19 and the liquidity crisis of non-banks - lessons for the future. ECB speech at the Financial Stability Conference on "Stress, Contagion, and Transmission", organised by the Federal Reserve Bank of Cleveland and the Office of Financial Research, Frankfurt am Main.
- [17] ECB Technical note on the Financial Shock Simulator (FSS), 25 February 2019.
- [18] Engle, R. F., Shephard, N., and Sheppard, K., 2008. Fitting vast dimensional time-varying covariance models. Economics series working papers, University of Oxford, Department of Economics.
- [19] Engle, R., 2002. Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate GARCH Models. *Journal of Business and Economic Statistics* 20, 339-350.
- [20] Engle, R., Jondeau, E., and Rockinger M., 2015. Systemic Risk in Europe. *Review of Finance*, European Finance Association, vol. 19(1), pages 145-190.
- [21] ESMA Economic Report Stress simulation for investment funds 2019.
- [22] ESMA Report on Trends, Risks and Vulnerabilities No. 2, 2019.
- [23] European Central Bank. Financial Stability Review, November 2016.
- [24] Falato, A., Hortaçsu, A., Li D., and Shin C., 2018. Fire Sale Spillovers in Debt Markets. Working Paper, Federal Reserve Board.
- [25] Fama, E., MacBeth, J., 1973. Risk, return, and equilibrium: empirical tests. *Journal of Political Economy* 81, 607-636.
- [26] Farmer, J D, A M Kleinnijenhuis, P Nahai-Williamson and T Wetzer (2020). Foundations of system-wide financial stress testing with heterogeneous institutions. Bank of England Staff Working Paper No. 861.
- [27] Fiedor, P. and Katsoulis, P. 2019. An Lonn Dubh: A framework for macroprudential stress testing of investment funds. Central Bank of Ireland Financial Stability Notes, Vol. 2019, No. 2.
- [28] Fricke C., and Fricke D., 2017. Vulnerable Asset Management? The Case of Mutual Funds. Discussion paper, Deutsche Bundesbank. *Journal of Financial Stability*, 2021, vol. 52, issue C.
- [29] Goldstein I., Jiang H., and Ng, D.T., 2017. Investor flows and fragility in corporate bond funds. *Journal of Financial Economics* 126, 592-613.
- [30] Greenwood, R., A. Landier, and Thesmar, D., 2015. Vulnerable banks. *Journal of Financial Economics* 115, 471-485.
- [31] Ippolito, R., 1992. Consumer reaction to measures of poor quality: evidence from the mutual fund industry. *Journal of Law and Economics* 35, 45-70.

- [32] Jin X., 2018. How Much Does Book Value Data Tell Us about Systemic Risk and Its Interactions with the Macroeconomy? A Luxembourg Empirical Evaluation. Cahiers d'études 118, Banque centrale du Luxembourg.
- [33] Kroencke, T.A., Schmeling, M., and Schrimpf, A., 2015. Global Asset Allocation Shifts. BIS Working Papers 497, Bank for International Settlements.
- [34] Lehar, A., 2005. Measuring systemic risk: A risk management approach, *Journal of Banking & Finance*, 29, (10), 2577-2603.
- [35] Morris, S., and Shin, H. S., 2004. Liquidity black holes. *Review of Finance* 8, 1-18.
- [36] Morris S., Shim I., and Shin H. S., 2017. Redemption risk and cash hoarding by asset managers. BIS Working Papers No. 608.
- [37] McNeil, A. J. 1999. Extreme value theory for risk managers. In *Internal Modelling & CAD II: Qualifying and Quantifying Risk within a Financial Institution*, Risk executive report. Risk, pp. 93-113.
- [38] McNeil, A. J., and Frey, R. 2000. Estimation of tail-related risk measures for heteroscedastic financial time series: an extreme value approach. *Journal of Empirical Finance* 7, 3, 271-300. Special issue on Risk Management.
- [39] Patton, A. J., 2011. Copula methods for forecasting multivariate time series, in: *Handbook of Economic Forecasting*, Vol. 2, Elsevier, Oxford.
- [40] Patton, A. J., 2012. A review of copula models for economic time series. *Journal of Multivariate Analysis* 110, 4-18. Special Issue on Copula Modeling and Dependence.
- [41] Radev, D., 2012. Assessing Systemic Fragility – A Probabilistic Perspective. Working Paper, GSEFM Frankfurt-Mainz-Darmstadt and Johannes Gutenberg University Mainz, 2012.
- [42] RiskMetrics Group, 1996. RiskMetrics – Technical Document, New York: J.P. Morgan/Reuters.
- [43] Segoviano, M., 2006. Consistent Information Multivariate Density Optimization Methodology. FMG Discussion Papers #557.
- [44] Segoviano, M. and C. Goodhart, 2009. Banking Stability Measures. IMF Working Paper WP/09/04, International Monetary Fund.
- [45] Shaw, F., & Peter G. Dunne, 2017. Investment Fund Risk: The Tale in the Tails. Working paper 01/RT/17, Central Bank of Ireland.
- [46] Sirri, E., and Tufano, P., 1998. Costly search and mutual fund flows. *Journal of Finance* 53, 1589-1622.
- [47] Sydow, M., et al. 2021. Shock amplification in an interconnected financial system of banks and investment funds. ECB Working Paper Series No. 2581 / August 2021.



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