



REVUE DE STABILITÉ FINANCIÈRE

2021



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 15 septembre 2021

La rédaction de cette revue a été arrêtée au 31 mai 2021. Les données les plus récentes incluses sont celles du 1^{er} trimestre 2021.

SOMMAIRE

AVANT-PROPOS	7
1 L'ENVIRONNEMENT MACROÉCONOMIQUE NATIONAL ET INTERNATIONAL	
1. Contexte économique international	14
2. Évolutions conjoncturelles au Luxembourg	17
3. Marché immobilier	19
2 LES MARCHÉS FINANCIERS : ÉVOLUTIONS RÉCENTES ET RISQUES	
1. Introduction	36
2. Évolution des marchés des actions et les risques pour le secteur financier au Luxembourg	39
2.1 Performance des actions	39
2.2 Les expositions des acteurs financiers luxembourgeois aux actions	43
3. Évolution des marchés obligataires et les risques pour le secteur financier	44
3.1 Les rendements des obligations	44
3.2 Les expositions obligataires des acteurs financiers luxembourgeois	46
4. Les conditions et risques de financement à court terme	46
5. Évolution des marchés de change et les risques pour les acteurs financiers	49
3 LE SECTEUR FINANCIER : LES ÉVOLUTIONS RÉCENTES	
1. Le secteur bancaire luxembourgeois	55
1.1 L'évolution du nombre d'établissements de crédit et de l'emploi dans le secteur bancaire	55
1.2 Le bilan des établissements de crédit	56
1.3 Décomposition des crédits et des dépôts de la clientèle non bancaire	63
1.4 Le compte de profits et pertes des établissements de crédit	73
1.4.1 Évolutions des revenus	77
1.4.2 Évolution des coûts	79
1.4.3 Résultats et indicateurs de rentabilité	80
1.5 La solvabilité	82
1.6 Le ratio de levier	91
1.7 La liquidité	92
1.8 Évaluation de la vulnérabilité du secteur bancaire	98
1.8.1 Indicateur de vulnérabilité	98
1.8.2 L'excès du crédit domestique : l'apport des fonctions d'efficacité du récepteur dans l'analyse des risques macro-prudentiels	99
1.8.3 Les tests d'endurance en tant qu'outils macro-prudentiels	105

1.8.4 L'indice alpha et la densité du réseau bancaire : mesure de l'intensité des interconnexions bancaires et de la concentration des liens interbancaires	108
1.8.5 Les interconnexions entre les établissements de crédit et les fonds d'investissement	112
2. Les autres acteurs du secteur financier	115
2.1 Les organismes de placement collectif	115
2.1.1 Les OPC non monétaires	116
2.1.2 Les OPC monétaires	122
2.2 Évaluation de la fragilité des fonds d'investissement : apport des probabilités de défaut conditionnelles	125
2.3 Les assurances	128

4 ANNEXES

1. Exposition du secteur financier luxembourgeois au risque climatique	132
2. Optimal levels of borrower-based measures in the presence of mortgage default	140
3. Household indebtedness in luxembourg	158
4. The impact and effectiveness of macroprudential capital buffers: evidence from luxembourg	180

LISTE DES ENCADRÉS DE LA REVUE DE STABILITÉ FINANCIÈRE 2021

1	L'ENVIRONNEMENT MACROÉCONOMIQUE NATIONAL ET INTERNATIONAL	
	<u>Encadré 1.1 :</u>	
	Caractérisation de la dynamique des prix de l'immobilier résidentiel à partir de modèles économétriques	23
	<u>Encadré 1.2 :</u>	
	Mesure de l'endettement des ménages et évaluation de leur vulnérabilité	25
	<u>Encadré 1.3 :</u>	
	Limites différenciées du ratio prêt sur valeur : quels effets sur les prix des logements ?	29
2	LES MARCHÉS FINANCIERS : ÉVOLUTIONS RÉCENTES ET PERSPECTIVES	
	<u>Encadré 2.1 :</u>	
	Mesure de l'attitude des investisseurs face au risque : analyse du marché des actions de la zone euro	39
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	60
	<u>Encadré 3.2 :</u>	
	Évolution des principales sources de financement et des crédits accordés par les banques de la place financière	63
	<u>Encadré 3.3 :</u>	
	L'enquête trimestrielle sur la distribution du crédit bancaire au Luxembourg	65
	<u>Encadré 3.4 :</u>	
	L'impact de la pandémie sur l'évolution de la qualité de l'actif des banques au Luxembourg	74
	<u>Encadré 3.5 :</u>	
	Profitabilité bancaire et résilience	83
	<u>Encadré 3.6 :</u>	
	L'indice z-score et la probabilité théorique de défaut des banques luxembourgeoises : indicateurs de stabilité financière	87
	<u>Encadré 3.7 :</u>	
	Régulations bancaires/supervision prudentielle : actualités en 2020	94
	<u>Encadré 3.8 :</u>	
	La sensibilité des banques luxembourgeoises aux chocs de liquidité	96
	<u>Encadré 3.9 :</u>	
	L'évaluation des risques systémiques cycliques à travers l'analyse du cycle financier	101
	<u>Encadré 3.10 :</u>	
	Analyse de la qualité des portefeuilles des fonds d'investissement	119
	<u>Encadré 3.11 :</u>	
	La détention de titres publics par les organismes de placement collectif	124

Avant-propos

La pandémie de COVID-19 constitue un choc économique sévère de par son ampleur et la rapidité de sa propagation. D'après les estimations les plus récentes du Fonds monétaire international (FMI), la croissance mondiale a reculé de 3,3 % en 2020. Ainsi, la crise de la COVID-19 a causé une récession plus importante que celle observée lors de la crise financière mondiale de 2008. Les mesures strictes de confinement décidées au printemps 2020 n'ont pas permis de contenir la propagation du virus ni de limiter ses répercussions successives sur les économies. Si chaque crise est entourée de nombreuses incertitudes, celle de la COVID-19 rend le travail d'analyse et de prévision particulièrement complexe, car elle est exogène à la sphère économique réelle et financière. Ainsi, la prédiction des dommages causés à terme à l'économie demeure incertaine ; elle fait l'objet de nombreuses interrogations.

Après plus d'un an de crise sanitaire, l'accélération de la campagne vaccinale et le relâchement progressif des mesures de confinement dans les économies avancées offriraient aux agents économiques des perspectives plus optimistes pour l'année 2021. En outre, le déploiement des plans de relance en Europe et aux États-Unis, dans un contexte de politiques monétaires pour le moins très accommodantes, apporterait le stimulus nécessaire à une reprise économique soutenue.

Au mois d'avril 2021, le plan de relance adopté aux États-Unis, d'une enveloppe de 1 900 milliards de dollars, prévoit des aides directes et fiscales pour les ménages ainsi que de vastes financements d'infrastructures. Le plan européen « Next Generation EU » de 750 milliards d'euros est en phase d'approbation par les parlements des États membres, étape conditionnant la capacité de la Commission européenne à émettre les premières émissions obligataires, prévues initialement au mois de juin 2021. Adossée au cadre financier pluriannuel (budget de l'Union européenne), l'enveloppe globale du plan européen prévoit quelque 1 800 milliards d'euros d'investissements de long terme dans la recherche et l'innovation, la transition climatique et la santé.

Le 22 avril 2021, la Banque centrale européenne (BCE) a annoncé que les taux d'intérêt resteraient à leur niveau actuel ou plus bas jusqu'à ce qu'une convergence durable de l'inflation vers un niveau suffisamment proche de, mais inférieur à 2 % soit constatée. De plus, l'Eurosystème poursuivra ses achats nets d'actifs dans le cadre du programme d'achats d'urgence face à la pandémie (Pandemic Emergency Purchase Programme, PEPP), dont l'enveloppe totale s'élève à 1 850 milliards d'euros, au moins jusqu'à fin mars 2022 et, dans tous les cas, jusqu'à ce que le Conseil des gouverneurs juge que la crise sanitaire est résolue. En outre, les remboursements au titre du principal des obligations arrivant à échéance acquises dans le cadre du PEPP seront réinvestis au moins jusqu'à la fin de 2023. Le programme d'achats d'actifs (Asset Purchase programme, APP) se poursuivra à un rythme mensuel de 20 milliards d'euros aussi longtemps que nécessaire pour renforcer les effets accommodants des taux directeurs. Enfin, la BCE prévoit de fournir davantage de liquidités à travers ses opérations de refinancement ciblées à plus long terme (TLTRO III)¹.

Les mesures vigoureuses prises par le Conseil des gouverneurs de la BCE dès l'émergence de la crise de la Covid-19 pour stabiliser le système financier de la zone euro face à un choc brutal pour l'ensemble des agents économiques ont constitué un soutien substantiel pour le secteur financier luxembourgeois face à un fort besoin de liquidité par l'ensemble des acteurs, y compris les fonds d'investissement.

1 Targeted Longer-Term Refinancing Operations

Aux États-Unis, la Réserve fédérale a annoncé le 28 avril 2021 qu'elle ne modifierait pas son taux d'intérêt principal tant que l'inflation ne dépasserait pas modérément la cible de 2 %. Par ailleurs, ses avoirs en bons du Trésor et en titres adossés à des créances hypothécaires continueront d'augmenter respectivement d'au moins 80 milliards de dollars et 40 milliards de dollars par mois, jusqu'à ce que des progrès substantiels aient été réalisés en matière d'emploi et de stabilité des prix.

Dans ce contexte de financement favorable, les différentes institutions internationales (BCE, FMI et OCDE) anticipent un rebond de l'économie au sein de la zone euro avec une croissance du PIB en volume comprise entre 3,9 % et 4,4 % pour l'année 2021. Au Luxembourg, les plus récentes projections du STATEC prévoient également un rebond de la croissance économique à 6 % en 2021 après la baisse contenue, par rapport aux pays de la zone euro, de 1,3 % du PIB réel en 2020.²

Les mesures de soutien mises en place par les autorités publiques et privées se sont révélées efficaces pour amortir le choc à court terme au Luxembourg et dans le reste de l'Europe. Elles ont permis au secteur bancaire d'apporter une contribution positive à la stabilité macroéconomique et financière. Les moratoires, les prêts garantis par l'État, les flexibilités comptables et prudentielles et les mécanismes de chômage partiel ont permis de contenir la progression du risque de défaut des entreprises et des ménages.

Au plus fort des mesures de confinement, les banques luxembourgeoises ont accordé de nombreux moratoires sur les crédits aux entreprises et aux ménages, contribuant ainsi à endiguer la crise de liquidité affectant les secteurs d'activité les plus exposés aux mesures de confinement. À la fin du mois de juin 2020, les moratoires, acceptés par les banques domestiques dans près de 98 % des cas, représentaient environ 7 % de l'encours de crédit au secteur privé non financier. En termes relatifs, les petites et moyennes entreprises (PME) ont davantage bénéficié du soutien du secteur bancaire. Les PME représentaient 65 % des moratoires aux sociétés non financières et 62 % des flux de crédits garantis par l'État au mois d'avril 2021. En 2020, l'encours de crédit aux PME a également progressé de près de 40 %. Les interventions de l'État et du secteur bancaire ont permis de contenir la croissance des faillites au Luxembourg, dont le nombre enregistré à la fin de 2020 est qualitativement identique à celui des années antérieures.

Cependant, les mesures de soutien n'auraient probablement que retardé la matérialisation des risques d'insolvabilité de certaines entreprises. La contraction de la demande de crédit des sociétés non financières au Luxembourg depuis le troisième trimestre 2020 et l'augmentation de la perception des risques par les banques suggèrent que le maintien de tout ou partie de ces mesures sera nécessaire tant que la reprise ne sera pas fermement installée.

Pour les ménages luxembourgeois, bien que la progression des défauts de paiement ait été contenue en 2020, les vulnérabilités constatées depuis plusieurs années ont continué de s'accroître. En dépit de la crise sanitaire, la croissance du crédit immobilier hypothécaire s'est accélérée dans un contexte d'augmentation annuelle des prix de l'immobilier de près de 17 %.

Face à la poursuite de la tendance ascendante de l'endettement des ménages, le Comité du risque systémique (CdRS) a recommandé à la CSSF d'activer le ratio prêt-valeur (loan-to-value, LTV). Ainsi, depuis

² STATEC (2021). Note de conjoncture 1-2021. Juin.

le 1^{er} janvier 2021, une limite différenciée du LTV s'applique pour l'attribution de nouveaux crédits pour l'achat d'un bien résidentiel situé au Luxembourg. Les primo-acquéreurs d'une résidence principale sont soumis à une limite de 100 % du ratio prêt-valeur, alors que ceux qui font l'acquisition d'une résidence principale et qui ne sont pas des primo-acquéreurs sont soumis à une limite de 90 % du LTV. Pour ces derniers, les prêteurs disposent d'une marge de manœuvre de 15 % de leur production annuelle de crédits immobiliers pour laquelle le LTV peut être supérieur à 90 % mais inférieur à 100 %. Pour toute autre situation, le ratio prêt-valeur ne peut dépasser 80 %, y compris pour l'investissement locatif. La mise en place de ces mesures macroprudentielles s'inscrit dans une stratégie graduelle de limitation de l'endettement excessif des ménages, mais aussi de renforcement de la résilience du système bancaire luxembourgeois. L'activation de cet instrument macroprudentiel par les autorités nationales a été très appréciée par le FMI dans son évaluation lors de la mission « Article IV » réalisée en début d'année 2021.

La mise en place de mesures macroprudentielles à destination des emprunteurs et le maintien du taux de coussin de fonds propres contracyclique au Luxembourg à 0,5 % permettent d'envisager une reprise économique robuste dans un contexte de stabilité financière renforcée. L'impact contenu de la pandémie constitue, en effet, la preuve de l'efficacité de la réglementation et de l'importance d'un secteur financier résilient pour assurer la poursuite des flux de crédits à l'économie en temps de crise. La crise sanitaire a également mis en lumière la nécessité d'une meilleure réglementation du secteur non bancaire et notamment de la mise à disposition d'instruments macroprudentiels auprès des autorités nationales.

C'est pourquoi le renforcement de la régulation macroprudentielle du secteur d'intermédiation non bancaire est nécessaire, en particulier pour les fonds d'investissement monétaires. Ces derniers ont subi des retraits massifs de parts en mars 2020, dans un environnement de pénurie de liquidité et de volatilité accrue des marchés financiers. L'Eurosystème et la Réserve fédérale étaient alors intervenus vigoureusement afin d'apaiser les tensions en activant des instruments tels que les lignes de swaps en dollars, l'achat de titres et, pour les États-Unis, la réactivation, pour la première fois depuis la crise de 2008, de la facilité de liquidité pour les fonds monétaires (Money Market Mutual Fund Liquidity Facility).

La réponse des banques centrales a été à la mesure des enjeux pour contenir la contagion et atténuer les tensions sur les marchés monétaires, qui constituent l'une des sources fondamentales de financement à court terme des établissements bancaires. Afin d'apporter une réponse macroprudentielle aux insuffisances structurelles propres au secteur des fonds monétaires en Europe, le Comité européen du risque systémique (CERS) a publié au mois de mai 2021 un rapport dans lequel il a posé les principes d'une régulation efficace et avancé plusieurs pistes de réformes. De même, les rapports du Conseil de stabilité financière et de l'Autorité européenne des marchés financiers sont attendus pour le second semestre de l'année 2021. Pour l'Union européenne, ces nouvelles propositions viendront nourrir les réflexions de la Commission européenne, qui réévaluera au mois de juillet 2021 la pertinence de la réglementation actuelle des fonds monétaires. Les décisions futures en matière de réglementation seront particulièrement importantes pour le Luxembourg, compte tenu de la taille du secteur.

Comme chaque année, la Revue de stabilité financière de la BCL traite de multiples enjeux ayant trait à la stabilité financière au Luxembourg à travers trois chapitres, complétés par des encadrés thématiques ad hoc ainsi qu'une annexe présentant les résultats d'études de problématiques spécifiques.



Le chapitre premier fait le bilan de la situation macroéconomique de l'année 2020, laquelle fut marquée par une crise sanitaire dont les répercussions ont été d'une sévérité rare. Les incertitudes concernant les perspectives de l'économie mondiale et du Luxembourg en 2021 sont discutées à la lumière de l'accélération de la campagne vaccinale, des politiques monétaires accommodantes et des différents plans gouvernementaux de soutien. Ce premier chapitre offre également une large part à l'analyse du marché de l'immobilier domestique compte tenu de son importance pour l'économie et la stabilité financière. La question de l'endettement excessif et persistant des ménages ainsi que sa soutenabilité à terme est analysée. Dans ce cadre, une première évaluation de l'activation des limites différenciées au ratio prêt-valeur est présentée sous la forme d'un encadré. Les résultats montrent que cette mesure devrait contribuer à une croissance raisonnable des prix de l'immobilier pour les ménages désireux d'acquérir un bien résidentiel.

Le second chapitre met en perspective l'évolution des marchés financiers sur l'année écoulée et les risques pour le secteur bancaire et les fonds d'investissement au Luxembourg. Le mois de mars 2020 a été marqué par d'importantes corrections de prix d'actifs dans un contexte d'incertitude prononcée au regard de l'impact de la pandémie de COVID-19. Le soutien des banques centrales et des gouvernements a permis d'atténuer substantiellement la volatilité des marchés et les contraintes de financement. Malgré une liquidité abondante ayant alimenté une certaine appétence pour le risque sur les marchés des actions suivant les deux premiers mois de la crise sanitaire, l'indicateur d'aversion pour le risque de la BCL ne révèle pas d'exubérance particulière en matière de prise de risque de la part des investisseurs.

Le troisième chapitre présente les développements ayant affecté le secteur financier luxembourgeois en 2020. Le secteur bancaire, dont l'actif total a enregistré un léger repli par rapport à l'année précédente, s'est révélé dans l'ensemble résilient au choc de la crise sanitaire. Les résultats issus des outils d'évaluation de la vulnérabilité du secteur bancaire développés par la BCL, tels que le test de résistance (stress test) macroprudentiel ou le z-score, confirment la résilience du secteur. Pour les banques, la pandémie s'est principalement traduite par des profits en baisse face au besoin accru de provisionnement pour risque de crédit. En outre, la qualité de l'actif est restée relativement robuste malgré certains signes précurseurs de détérioration. Toutefois, cette robustesse serait conditionnée par la poursuite des moratoires, le maintien de politiques monétaires accommodantes et le prolongement des mesures publiques de soutien à l'économie. Pour cette raison, l'évolution des prêts non performants dans le secteur privé non financier demeurera dans les prochains trimestres au cœur de la surveillance macroprudentielle au Luxembourg.

Au cours de l'année 2020, le secteur des fonds d'investissement a progressivement effacé les pertes enregistrées aux mois de mars et avril à travers la combinaison d'effets de valorisation positifs et d'émissions nettes de parts. Cette évolution positive masque toutefois une progression de la prise de risque dans un environnement de taux d'intérêt bas, prenant la forme d'un allongement de la durée moyenne des portefeuilles et d'une plus ample transformation de la liquidité des fonds obligataires.

La première analyse présentée en annexe propose une étude descriptive de l'importance du risque climatique pour le secteur financier luxembourgeois et de son impact éventuel sur la stabilité financière. Le risque physique et le risque de transition sont évalués pour les banques et les fonds d'investissement à travers leurs expositions aux secteurs économiques carbonés. Les résultats suggèrent que le risque physique est relativement faible compte tenu de l'exposition limitée des institutions financières



luxembourgeoises aux régions du globe les plus exposées aux catastrophes climatiques. Néanmoins, l'analyse montre que peu d'efforts ont été réalisés en direction des investissements « bas-carbone », exposant davantage le secteur financier domestique à un risque de transition à terme.

La deuxième analyse étudie, à l'aide d'un modèle d'équilibre général stochastique, le calibrage optimal des limites au ratio prêt-valeur et au ratio service de la dette-revenu tenant compte du risque de défaut de paiement sur les prêts immobiliers. L'optimalité du calibrage des instruments macroprudentiels est évaluée sous l'hypothèse d'un double choc d'offre et de demande, caractérisant la pandémie de COVID-19. Les simulations du modèle, exploitant les données du Luxembourg, révèlent que les calibrages permettant d'atteindre la maximisation du bien-être et la stabilisation macroéconomique seraient de 85% pour le ratio prêt-valeur et de 32% pour le ratio service de la dette-revenu.

La troisième analyse tente de déterminer empiriquement, dans une première étape, le niveau de la dette « soutenable » des ménages au Luxembourg à partir de l'estimation de deux modèles économétriques. Dans une seconde étape, l'étude quantifie le ratio prêt-valeur moyen (LTV) nécessaire pour que le ratio de la dette des ménages par rapport au revenu disponible converge vers son niveau « soutenable ». Les résultats montrent que le ratio LTV moyen devrait baisser de 3,3 points de pourcentage pour que le ratio d'endettement des ménages atteigne un niveau « soutenable » estimé à 146,8 %. Cela correspond à une diminution du ratio de l'endettement des ménages par rapport au revenu disponible de 25,8 points de pourcentage par rapport à son niveau actuel.

La quatrième analyse évalue l'efficacité sur le secteur bancaire des deux instruments macroprudentiels que sont le coussin de conservation des fonds propres et le coussin pour les « Autres institutions d'importance systémique » activés au Luxembourg respectivement en 2014 et 2016. L'efficacité de ces instruments est évaluée au regard de l'impact de leurs activations sur la croissance du crédit, la solidité des banques mesurée par le z-score et l'efficacité opérationnelle. Les estimations réalisées sur un panel de banques luxembourgeoises semblent indiquer que l'activation du coussin pour les « Autres institutions d'importance systémique » a eu plus d'impact à la fois sur la croissance du crédit et sur la résilience du secteur bancaire luxembourgeois.

1 L'ENVIRONNEMENT MACROÉCONOMIQUE NATIONAL ET INTERNATIONAL

1. Contexte économique international	14
2. Évolutions conjoncturelles au Luxembourg	17
3. Marché immobilier	19

L'ENVIRONNEMENT MACROÉCONOMIQUE NATIONAL ET INTERNATIONAL

1. CONTEXTE ÉCONOMIQUE INTERNATIONAL

La récession mondiale qui a été observée en 2020, suite à la propagation du virus COVID-19, est sans précédent à bien des égards. Le PIB mondial a ainsi reculé de 3,3 % en 2020 (après +2,8 % en 2019), ce qui ne s'était jamais vu depuis la Grande Dépression des années 30. À titre d'exemple, le PIB mondial n'avait reculé que de 0,1 % suite à la crise financière de 2009³.

Au tournant de l'année 2020/2021, la découverte de plusieurs vaccins a considérablement réduit l'incertitude entourant les perspectives macroéconomiques. Ainsi, les scénarios économiques de base ont été modifiés en faveur d'une récession moins sévère que prévu. Les scénarios très défavorables, auxquels on attachait encore une probabilité très élevée il y a un an, sont devenus à la fois moins sévères et moins probables⁴. Toutefois, et en dépit des découvertes de vaccins et des campagnes massives de vaccinations, de grandes incertitudes demeurent quant aux perspectives sanitaires mondiales. L'accès aux vaccins reste très inégal et une grande partie des pays émergents et en développement seront tributaires du bon fonctionnement du dispositif qui vise à assurer un accès équitable à la vaccination, au niveau mondial, pour tenter d'enrayer la progression des contaminations.

Dans ce contexte sanitaire particulier, les incertitudes autour de la croissance à moyen terme de l'économie mondiale restent élevées. Il en ressort que les projections des principales organisations internationales (voir le tableau 1.1) doivent être interprétées avec précaution. Les projections de l'OCDE et de la BCE sont exposées plus brièvement que celles du FMI, car elles sont plus anciennes.

Les dernières perspectives économiques de l'OCDE prévoient un taux de croissance du PIB mondial de 5,6 % en 2021 et de 4,0 % en 2022. Ce taux pourrait être relevé de respectivement 1,5 p.p. et 1 p.p. en 2021 et 2022 dans le cas d'un scénario plus favorable (diffusion plus large des vaccins) et abaissé de respectivement 1 p.p. et 1,25 p.p. dans le cas d'un scénario plus défavorable. Concernant la zone euro, l'OCDE prévoit un rebond de la croissance du PIB à 3,9 % en 2021 suivi d'une croissance de 3,8 % en 2022. Les dernières projections macroéconomiques de la BCE anticipent, de leur côté, une progression de la croissance de la zone euro à 4 % en 2021 et 4,1 % en 2022, suivie d'un ralentissement à 2,1 % en 2023.

La BCE a ainsi marginalement révisé à la hausse ses prévisions de croissance pour la zone euro. Cette révision mineure s'explique en partie par la non-prise en compte de l'intégralité du paquet fiscal (ARP) de 1900 milliards de dollars adopté par les États-Unis.

La BCE considère également deux scénarios alternatifs : un scénario modéré caractérisé par une résolution de la crise sanitaire d'ici la fin 2021 ; et un scénario sévère selon lequel la pandémie perdurerait plus longtemps. Le scénario dit modéré entraînerait des révisions à la hausse des prévisions de croissance de 2,4 p.p. en 2021 et 2022 tandis que le second se traduirait par un abaissement des taux de l'ordre 2 p.p. au cours de ces deux mêmes années.

³ Le bilan humain est de son côté inédit par rapport aux épisodes précédents d'épidémies. Au total, fin avril 2021, le nombre des décès dus au COVID-19 cumulés depuis le début de la pandémie mondiale aurait dépassé les 3 millions de morts, d'après l'Université Johns Hopkins. Voir sous <https://gisanddata.maps.arcgis.com/apps/opsdashboard/index.html#/bda7594740fd40299423467b48e9ecf6>.

⁴ Voir BCL (2020) Revue de stabilité de financière de 2020, p. 16.

Tableau 1.1 :

Projections de croissance économique (PIB en volume) des principales organisations internationales et révisions par rapport aux exercices précédents (en taux annuel, respectivement en p.p.)

	PROJECTIONS			RÉVISIONS	
	2020	2021	2022	2021	2022
	OCDE*				
Monde	-3,4	5,6	4,0	1,4	0,3
Zone euro	-6,8	3,9	3,8	0,3	0,5
États-Unis	-3,5	6,5	4,0	3,3	0,5
Chine	2,3	7,8	4,9	-0,2	0,0
	BCE**				
Zone euro	-6,9	4,0	4,1	0,1	0,1
	FMI***				
Monde	-3,3	6,0	4,4	0,8	0,2
Zone euro	-6,6	4,4	3,8	-0,8	0,7
États-Unis	-3,5	6,4	3,5	3,3	0,6
Chine	2,3	8,4	5,6	0,2	-0,2

Source : BCL

* Publiées le 9 mars 2021. Révisions par rapport aux perspectives économiques de décembre 2020.

** Publiées le 11 mars 2021. Révisions par rapport aux projections macroéconomiques de décembre 2020.

*** Publiées le 6 avril 2021. Révisions par rapport aux perspectives économiques mondiales d'octobre 2020.

Plus récemment, le FMI a publié ses perspectives économiques mondiales. Le scénario de référence du FMI s'appuie sur l'hypothèse d'une distribution des vaccins échelonnée et inégale selon les régions. Il en résulte une croissance du PIB mondial de 6 % en 2021 et de 4,4 % en 2022. Ce dernier scénario, plus favorable que celui de l'OCDE, apparaît en hausse par rapport à celui qui prévalait en octobre dernier pour plusieurs raisons. Les statistiques du second semestre 2020 se sont avérées meilleures qu'initialement prévu, en raison notamment de l'assouplissement de mesures de confinement dans la plupart des régions du monde. De manière générale, les perspectives de croissance mondiale sont naturellement plus favorables suite aux campagnes de vaccinations entamées dans de nombreux pays. Il n'en reste pas moins que les révisions à la hausse de la croissance mondiale pour les années 2021 et 2022 s'expliquent en très grande partie par des mesures économiques supplémentaires de grande envergure mises en œuvre depuis le début de l'année aux États-Unis et au Japon. Le plan de sauvetage ARP devrait, par ailleurs, avoir des retombées notables sur les partenaires commerciaux des États-Unis. Ainsi, pour l'année 2021, les prévisions de croissance ont été revues à la hausse de 3,3 p.p. pour les États-Unis (à +6,4 %), de 1,0 p.p. pour le Japon (à +3,3 %), de 0,2 p.p. (à +8,4 %) pour la Chine et de 1,5 p.p. (à +5,0 %) pour le Mexique. Les perspectives pour la zone euro semblent moins favorables, dans la mesure où le FMI a abaissé sa prévision de croissance de 0,8 p.p. Mais avec une hausse projetée de +4,4 %, ce dernier scénario demeure le plus optimiste des institutions internationales pour la zone euro en 2021.

Les prévisions de croissance du PIB pour 2022 ont, néanmoins, été révisées à la hausse, de 0,7 p.p. (à 3,8 %) dans la zone euro, soit approximativement autant que celles des États-Unis et du Japon. Enfin, les prévisions du groupe des pays émergents et pays en développement ont été révisées à la hausse de 0,4 p.p. en 2021 (à +6,6 %) et à la baisse de 0,1 p.p. (à +6,6 %) en 2022, étant entendu que des divergences notables existent au sein de ce groupe, en particulier en matière d'accès à la vaccination. Il convient également de noter que les prévisions du FMI ont été finalisées préalablement au 25 mars 2021, soit bien avant l'envolée des contaminations observées en Inde depuis le début du mois d'avril. De ce fait, le scénario central de l'Inde, qui table sur une croissance du PIB de 12,5 % en 2021, soit une hausse de 3,7 p.p. par rapport aux projections d'octobre, pourrait d'ores et déjà apparaître comme dépassé.



Avec prudence, le FMI considère que la balance des risques autour de son scénario central est équilibrée à court terme et que les perspectives sont plus favorables par la suite. Compte tenu de la forte incertitude entourant la trajectoire de la pandémie, il considère néanmoins deux scénarios additionnels, chacun comportant des hypothèses alternatives pour l'évolution de la pandémie. Dans le premier scénario, favorable, la reprise est beaucoup plus forte que celle prévue dans le scénario de référence, car la distribution des vaccins permet aux secteurs avec contacts humains fréquents de retrouver rapidement leur niveau d'activité d'avant la crise. Dans le second scénario, défavorable, il est supposé que la distribution des vaccins ne se déroule pas aussi bien que dans le scénario de référence et que les variants se révèlent plus résistants aux vaccins. Par conséquent, des modifications supplémentaires doivent être apportées à la composition des vaccins, ce qui retarde considérablement le processus d'immunité collective et donc la reprise dans les secteurs où les contacts sont fréquents.

Les résultats indiquent que dans le premier cas la croissance mondiale en 2021 serait augmentée par rapport au scénario de référence de près de 0,5 p.p. en 2021 et de près de 1 p.p. en 2022. Le second scénario impliquerait pour sa part une baisse de la croissance mondiale d'environ 1,5 p.p. en 2021 et d'1 p.p. en 2022.

Ces incertitudes, liées au développement de la pandémie, pourraient fragiliser durablement la confiance et la demande des acteurs économiques. Par ailleurs, les mesures de restrictions - mises en œuvre pour endiguer les recrudescences de nouveaux cas de contaminations - tendent à amplifier les inégalités, du fait de leurs répercussions qui diffèrent tant au niveau des pays qu'aux niveaux sectoriels. À côté de ces incertitudes il coexiste un certain nombre de facteurs à risques. Parmi eux, le plan « Next Generation EU »⁵ pourrait contribuer à une reprise plus rapide, plus forte et plus uniforme dans la zone euro. De manière plus générale, la combinaison des politiques monétaires accommodantes et de la vigueur des mesures de soutiens budgétaires adoptées dans toutes les régions du monde pourrait avoir des retombées plus favorables que prévu. D'un autre côté, le choc sanitaire pourrait avoir causé de profondes mutations de nos économies qui, en l'absence de réponses suffisamment bien ciblées des pouvoirs publics et/ou de nécessaires flexibilités sur les marchés de certains pays, pourrait s'accompagner d'effets négatifs sur leur potentiel de production. Ceux-ci se manifesteraient notamment au niveau de la hausse du chômage structurel, la baisse du taux d'activité et l'accroissement du nombre d'entreprises non viables financièrement (entreprises « zombies »). Ainsi, dans son scénario macroéconomique, le FMI estime que le niveau de production de l'économie mondiale en 2025 serait inférieur de 3 % à son niveau projeté avant la crise sanitaire. Cette « réduction du potentiel de production » à long terme serait particulièrement élevée dans les économies en développement, mais beaucoup moins prononcée dans les économies avancées.

Au vu de l'importance de la sévérité du choc économique provoqué par la pandémie, les banques centrales ont lancé de vastes programmes de soutien à l'économie. Ainsi, le 22 avril dernier, le Conseil des gouverneurs de la BCE a confirmé une nouvelle fois l'orientation très accommodante de sa politique monétaire. Il continuera dès lors d'effectuer des achats nets d'actifs dans le cadre du programme d'achats d'urgence face à la pandémie (*Pandemic emergency purchase programme*, PEPP), dont l'enveloppe totale est de 1 850 milliards d'euros, au moins jusqu'à fin mars 2022 et, dans tous les cas, jusqu'à ce qu'il juge que la crise du coronavirus est terminée. En outre, les achats nets effectués dans le cadre de son programme d'achats d'actifs (*Asset purchase programme*, APP) se poursuivront à un rythme mensuel de 20 milliards d'euros. Par ailleurs, le taux d'intérêt des opérations principales de

5 « Next Generation EU » est un instrument temporaire de relance de 750 milliards d'euros destiné à aider à réparer les dommages économiques et sociaux immédiats causés par la pandémie de COVID-19. Il vise, sur la période 2021-2027, à rendre l'Europe de l'après-COVID-19 plus verte, plus numérique, plus résiliente et mieux adaptée aux défis actuels et à venir.

refinancement ainsi que ceux de la facilité de prêt marginal et de la facilité de dépôt demeureront inchangés, à respectivement 0,00 %, 0,25 % et -0,50 %. Enfin, le Conseil des gouverneurs continuera à fournir une liquidité abondante par le biais de ses opérations de refinancement.

2. ÉVOLUTIONS CONJONCTURELLES AU LUXEMBOURG

Dans le contexte de la pandémie du COVID-19, l'activité au Luxembourg s'est détériorée en 2020 mais de manière modérée, notamment par rapport aux pays de la zone euro. Selon une première estimation, le taux de croissance du PIB en volume en 2020 s'est établi à 1,3 %, ce qui est bien supérieur aux projections⁶. Selon ces estimations, la décreue de l'activité économique aurait également été moins importante que lors de la crise financière de 2008/2009. La récession a été sévère, mais de courte durée. En effet, le taux de croissance trimestriel du PIB a été fortement négatif lors des deux premiers trimestres de 2020 avant de rebondir, au troisième et au quatrième trimestre. Fin 2020, le niveau du PIB aurait déjà atteint son niveau d'avant la pandémie. L'acquis de croissance pour 2021 à l'issue du quatrième trimestre 2020 serait de 3,7 %.

L'activité dans le secteur bancaire et des services financiers, qui avait fortement progressé en 2019, a décéléré en 2020 mais est restée positive. Sur l'ensemble de 2020, la valeur nette d'inventaire des OPC a connu une progression de 5,4 % et le produit bancaire est en hausse de 4 %. La profitabilité dégagée par les banques en 2020 est, néanmoins, affectée par la pandémie suite à une forte hausse des provisions nettes et des dépréciations.

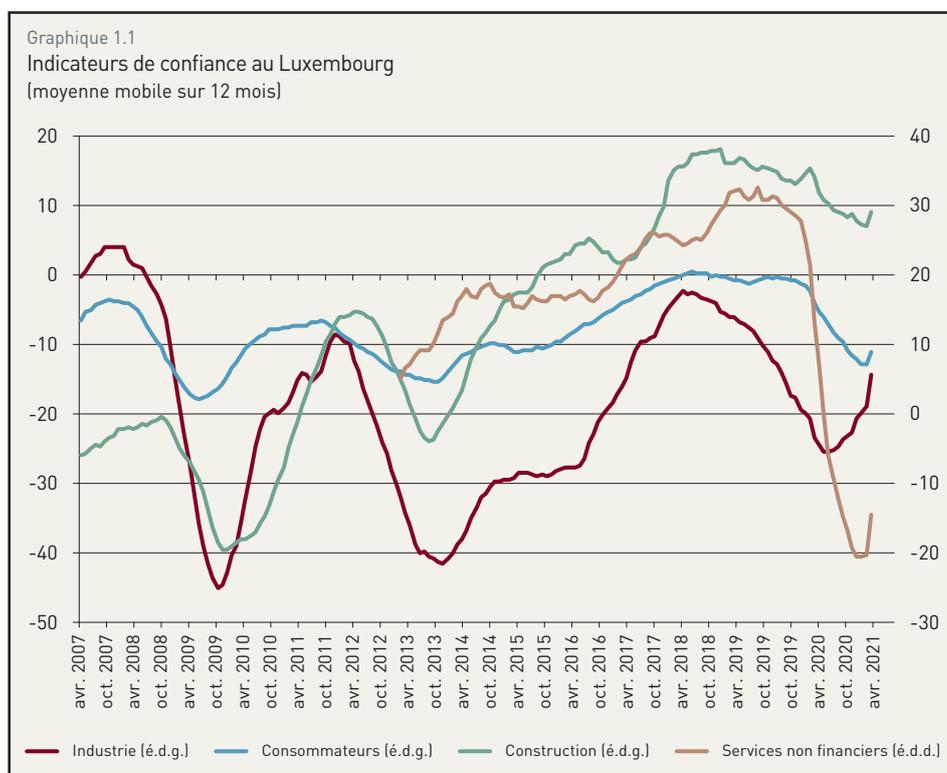
Les indicateurs de confiance (graphique 1.1) étaient en recul depuis début 2018, mais leurs niveaux d'avant la pandémie se situaient assez haut, à l'exception de celui de l'industrie. Ils se sont, toutefois, effondrés au mois d'avril 2020 suite à la crise du COVID-19. La confiance des consommateurs s'est particulièrement détériorée, alors que la confiance dans la construction et l'industrie reculait à un niveau similaire à celui observé avant la pandémie. Dans l'industrie, la confiance s'est, néanmoins, nettement améliorée depuis l'été 2020. Malgré ces évolutions contrastées, les niveaux des indicateurs de confiance restent relativement élevés, à l'exception de la confiance des consommateurs. La dynamique de la production a toutefois été fortement négative puisque la production industrielle a reculé de 11 % en 2020 alors que celle du secteur de la construction affichait une baisse de 8 %.

Sur l'ensemble de l'année 2020, l'emploi salarié a progressé de 1,9 % en moyenne, une progression bien en deçà de la dynamique observée les années précédentes. Selon des estimations, à interpréter avec prudence eu égard à leur caractère provisoire, la progression moyenne de l'emploi se serait établie à 1,8 % au cours des trois premiers mois de 2021. L'emploi frontalier, qui est davantage sensible aux fluctuations cycliques en raison de sa répartition sectorielle, a été plus affecté par la pandémie, décélérant à 2,1 % de croissance en moyenne en 2020, par rapport à 4,5 % observé en 2019. L'emploi résident a également décéléré, atteignant 1,7 % en 2020, par rapport à 2,9 % en 2019. Le taux de chômage, qui était légèrement inférieur à 5,5 % début 2020, se situe désormais à un niveau proche de 6,1 %, après avoir effleuré 7,0 % début de l'été 2020.

Ces évolutions atypiques – une hausse de l'emploi et un chômage en légère progression dans un contexte économique très difficile – n'auraient pas été possibles sans le recours massif des entreprises

6 Voir Encadré 1 « Estimation de la perte d'activité liée aux mesures de confinement selon l'approche « production » du PIB dans BCL (2020) Bulletin 2020-1, pp. 56-57.

Graphique 1.1
Indicateurs de confiance au Luxembourg
(moyenne mobile sur 12 mois)



Sources : STATEC, BCL, calculs BCL

au chômage partiel⁷. Ce dispositif, réservé à un secteur en crise et principalement utilisé dans l'industrie, avait été élargi dans le contexte de la pandémie à la plupart des secteurs privés. Il a permis le maintien des salariés dans leur emploi pendant une période d'inactivité prolongée⁸. Au début de la pandémie, en mars et avril 2020, plus de 30 % des employés étaient en chômage partiel. Ce taux a baissé par la suite avec le relâchement des mesures contre la propagation de la COVID-19. En mai 2021, il s'élevait à environ 7 %, ce qui reste considérable. Le chômage partiel reste un outil particulièrement prisé dans les secteurs principalement touchés par les mesures restrictives, notamment l'HORECA, le commerce ou encore les transports.

Une récession, quelle que soit sa profondeur et sa durée, a généralement une incidence adverse sur les

résultats des entreprises non financières ; les profits s'affichent en baisse et/ou les pertes deviennent plus importantes. Certaines entreprises cessent leur activité en pleine récession ou dans la période subséquente si le redressement économique s'avère insuffisant. À l'heure actuelle, il est encore trop tôt pour établir un bilan de la crise sur les résultats des entreprises non financières. Les incidences sur le nombre des entreprises semblent contenues pour le moment⁹, ce qui s'explique sans doute par la poursuite des mesures gouvernementales de soutien économique. Par ailleurs, les perspectives macroéconomiques se sont nettement améliorées avec la découverte de plusieurs vaccins. Dans son actualisation du programme de stabilité et de croissance, le Gouvernement luxembourgeois prévoit un rebond du PIB en volume de 4 % en 2021, suivi d'une croissance du même niveau en 2022¹⁰.

7 Voir l'encadré 2 « Ajustement du facteur travail dans le contexte de la crise actuelle », publié dans le Bulletin BCL 2020/1 (p. 61-68) pour plus de détails.

8 Le coût budgétaire de cette mesure pourrait s'élever à 600 millions d'euros (0,9 % du PIB) en 2020.

9 Le nombre de faillites en 2020 s'est élevé à 1206, soit dans le même ordre de grandeur qu'en 2019 et 2018.

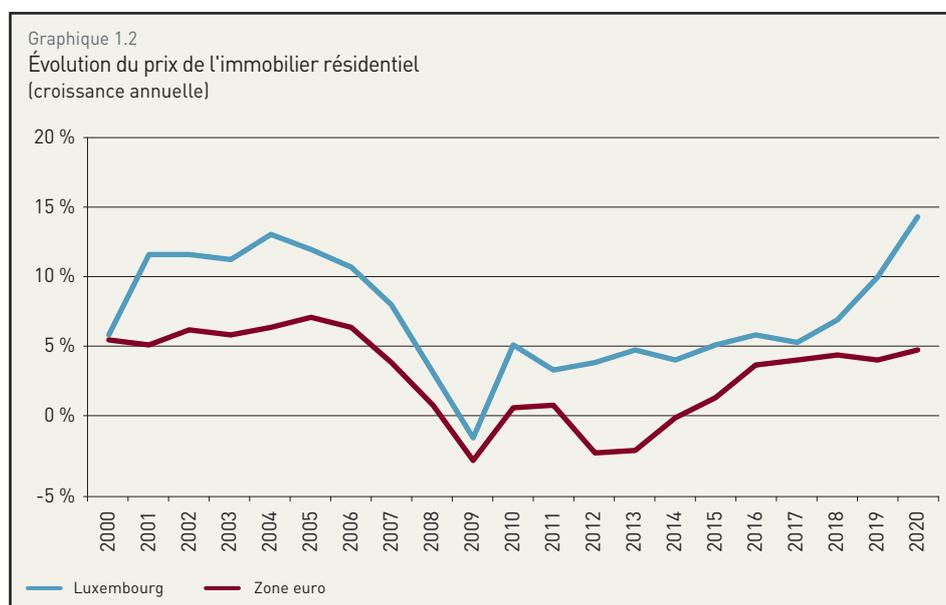
10 Voir sous <https://gouvernement.lu/dam-assets/documents/actualites/2021/04-avril/27-programme-stabilite-gramegna/Programme-de-stabilite-et-de-croissance.pdf>.

3. MARCHÉ IMMOBILIER

Entre 2000 et 2007, les prix de l'immobilier résidentiel ont connu une progression annuelle moyenne de 10,7 % au Luxembourg et de 6,1 % dans la zone euro (graphique 1.2). En 2009, la baisse des prix immobiliers a été plus limitée au Luxembourg que dans la zone euro. Depuis, la progression annuelle au Luxembourg a suivi un rythme plus faible entre 2010 et 2018 (5 % en moyenne), mais elle a accéléré depuis 2019 pour atteindre un taux annuel de 14,5 % en 2020. La progression en 2020 est la plus importante recensée depuis 1988. Dans la zone euro, la reprise des prix immobiliers a été bien plus modérée, principalement en raison des corrections enregistrées dans les pays plus vulnérables. Entre 2016 et 2018, les prix de l'immobilier de la zone euro ont brièvement convergé vers les taux enregistrés au Luxembourg, mais depuis 2019 les évolutions au sein de la zone euro demeurent modérées par rapport à l'accélération observée au Luxembourg. Au quatrième trimestre 2020, les prix de l'immobilier résidentiel au Luxembourg étaient de 99 % supérieurs à leur niveau de 2009, tandis que la progression cumulée pour la zone euro ne s'élevait qu'à 23 %.

Le graphique 1.3 retrace l'évolution de deux indicateurs souvent utilisés pour évaluer d'éventuels déséquilibres du marché immobilier¹¹. Le graphique de gauche décrit le rapport entre les prix de l'immobilier résidentiel et le revenu disponible par tête. Cet indicateur fournit une mesure brute de la capacité d'accéder à la propriété. Ainsi, sa progression traduit une augmentation plus rapide des prix immobiliers par rapport au revenu disponible, ce qui indique une réduction de la capacité d'achat des ménages. Après une stabilisation en 2008, cet indicateur a temporairement baissé au Luxembourg en 2009, avant de reprendre sa progression. En 2020, cet indicateur se situe nettement au-dessus de son niveau moyen calculé sur la période 2000-2020. Au niveau de la zone euro, cet indicateur a baissé entre 2007 et 2015 et est remonté en fin de période pour légèrement dépasser son niveau moyen en fin de période analysée.

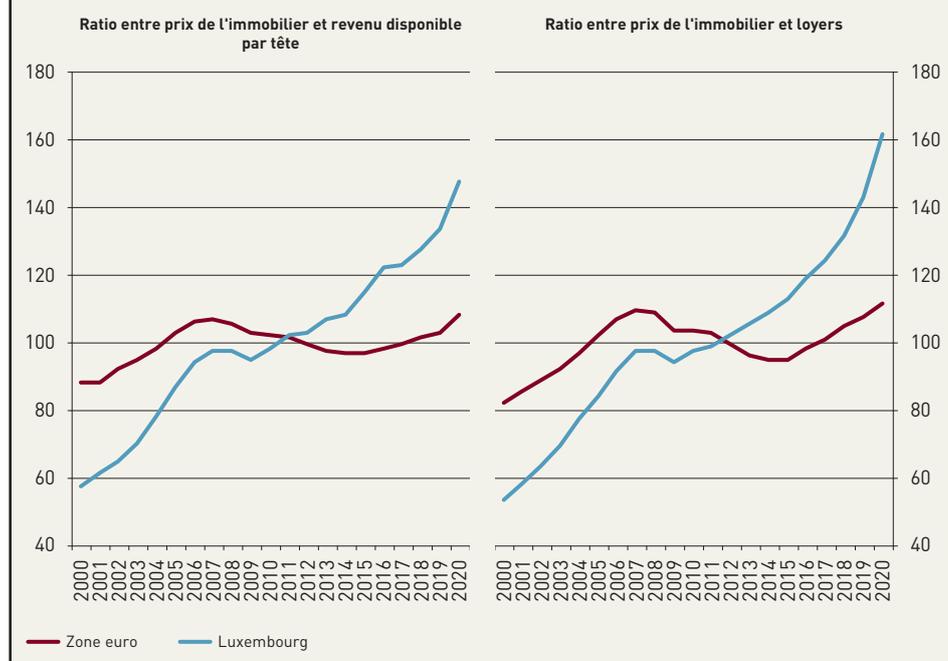
Le graphique 1.3 à droite présente le rapport entre les prix de l'immobilier résidentiel et la composante « loyers » de l'indice des prix à la consommation. En principe, le prix d'un bien immobilier devrait être approximativement égal à la somme actualisée des flux de revenus futurs correspondants aux loyers qu'il est susceptible de générer. Au niveau de la zone euro, ce ratio a baissé entre 2008 et 2014, quand la hausse de l'indice des loyers a dépassé celle de l'indice des prix immobiliers. La reprise des prix immobiliers entamée en



Sources : Eurostat, STATEC, BCL. Note : au Luxembourg, l'indice des prix immobiliers est compilé par le STATEC à partir de données provenant des actes notariaux déposés à l'Administration de l'enregistrement et des domaines. À partir de 2007, le STATEC applique un ajustement pour la qualité des logements. Avant 2007, cet indice est complété par les taux de progression d'un indice calculé par la BCL à partir des données du STATEC (voir l'analyse 2.2 du Bulletin 2000/2).

¹¹ Voir par exemple : « Statistical valuation metrics for residential property markets » BCE, Financial Stability Review, mai 2015, encadré 3.

Graphique 1.3
Indicateurs du marché immobilier
(moyenne 2000-2020 = 100)



Sources : Eurostat, Statec, calculs BCL

2015 a conduit à une convergence de cet indicateur vers son niveau moyen en 2017 et un léger dépassement en fin de période. Au Luxembourg, ce ratio a progressé régulièrement sur la période analysée, ce qui constitue un signe de surévaluation des prix immobiliers (ou d'une sous-évaluation des loyers).

Cependant, la croissance de cet indicateur pourrait aussi être attribuée à d'autres facteurs. En effet, pour que ce ratio converge vers sa moyenne historique, le marché locatif doit être caractérisé par un équilibre compétitif. Or, cette hypothèse est peu vraisemblable au Luxembourg selon une analyse publiée par la Commission européenne¹². De plus, la fiscalité au Luxembourg favorise l'accès à la propriété (au détriment de la location) par le truchement d'un impôt foncier très bas et par des allègements fiscaux relatifs aux loge-

ments occupés par les propriétaires¹³. Finalement, la progression régulière de cet indicateur pourrait également signaler une baisse du rendement locatif des biens immobiliers, en ligne avec la diminution des rendements sur les actifs financiers et des taux d'intérêts en général¹⁴.

Les deux indicateurs présentés ci-dessus sont souvent utilisés afin d'évaluer les tensions sur le marché immobilier et il convient de ne pas ignorer les messages qu'ils envoient, en particulier pour le Luxembourg. Ceci étant, il faut aussi préciser que ces ratios ignorent d'importants facteurs de demande sur le marché immobilier et ne tiennent compte d'aucune information concernant la situation de l'offre sur le marché immobilier.

La baisse des taux d'intérêt sur les emprunts hypothécaires et leur maintien à un faible niveau ont contribué à l'augmentation de la demande des biens immobiliers. Suite à la crise financière, les décisions de politique monétaire ont eu pour effet une baisse substantielle des taux d'intérêt nominaux sur les prêts immobiliers accordés aux ménages (graphique 1.4). Au Luxembourg, la prépondérance des prêts immobiliers à taux variable a conduit à une baisse des taux sur les crédits en 2009 qui s'est révélée beaucoup plus rapide et prononcée que celle constatée dans les pays limitrophes. Le niveau très bas des taux de référence de l'Eurosystème sur une période prolongée et le programme d'achats d'actifs de l'Eurosystème ont permis une convergence vers un niveau bas des taux de crédits immobiliers

12 Cuerdo, Kalantaryan et Pontuch (2014) « Rental market regulation in the European Union » European Economy Economic Papers N° 515.

13 Voir « Les interventions de l'État sur le marché immobilier au Luxembourg », BCL, Bulletin 2018/1 chapitre 4, p. 49.

14 Voir John H. Cochrane (2011) « Presidential Address: Discount rates » Journal of Finance 66, 1047-1108.

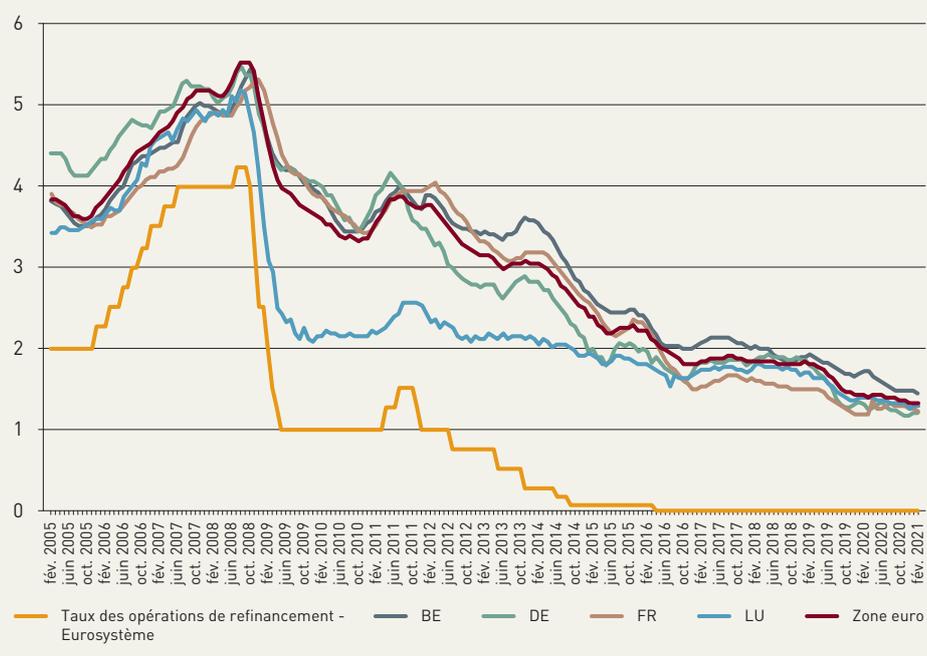
appliqués dans l'ensemble des pays de la zone euro. Ces taux ont poursuivi leur baisse en 2020 au Luxembourg ainsi que dans la zone euro.

D'autres facteurs ont pu contribuer à assouplir les conditions de financement de logements au Luxembourg, comme l'allongement de la durée des prêts immobiliers ainsi que l'augmentation de la quotité d'emprunt (valeur du prêt par rapport à la valeur du bien immobilier). Selon l'enquête sur la distribution du crédit bancaire conduite par la BCL, les banques ont régulièrement assoupli leurs conditions d'octroi pour les crédits immobiliers au cours des dernières années¹⁵. La crise du COVID-19 a cependant mené à un resserrement de ces conditions qui n'est pourtant pas encore visible dans les flux de crédits (graphique 1.5).

Enfin, la croissance de la population, sous l'impulsion d'une immigration particulièrement importante depuis 2011, a augmenté la demande de logements, alors que l'offre a été peu flexible. Entre 2000 et 2018, le nombre des ménages résidents a augmenté de 4 500 unités par an en moyenne, alors que sur la même période 2 900 nouveaux logements ont été construits par année (graphique 1.6). Le nombre de logements achevés a augmenté graduellement depuis le creux de 2011 pour se situer à presque 4 000 unités en 2018. Pourtant, ce niveau reste toujours inférieur à la demande potentielle en logements, estimée

15 Voir l'encadré 3.3 « L'enquête trimestrielle sur la distribution du crédit bancaire ».

Graphique 1.4
Évolution des taux de crédits immobiliers accordés aux ménages
(en pourcentages)

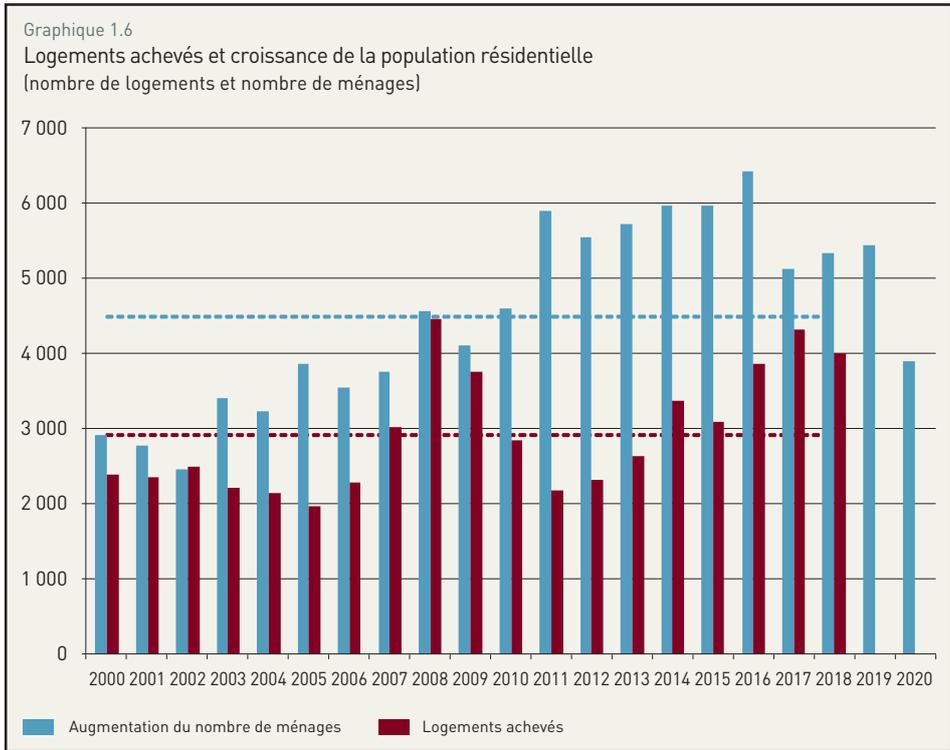


Source : BCE, toutes maturités confondues pondérées par une moyenne mobile des volumes

Graphique 1.5
Évolution des crédits immobiliers octroyés aux ménages résidents
(variation annuelle en points de pourcentage, moyenne mobile sur trois mois)



Sources : BCE, BCL, variations de stock calculées à partir des données bilantaires des banques (BSI)



Sources : STATEC. Notes : logements dans bâtiments résidentiels, semi-résidentiels et autres. La dernière observation disponible pour les logements achevés (pour l'année 2018) a été publiée en novembre 2020. 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 montrent les moyennes respectives entre 2000 et 2018.

entre 5 600 et 7 500 logements par an selon le scénario de croissance du STATEC¹⁶. Même si la crise de la COVID-19 a mené à une légère décélération de la population en 2020, il est probable que celle-ci sera de nature temporaire.

Une analyse de la BCL, basée sur un modèle économétrique qui inclut des éléments démographiques et les conditions de financement, conclut que la surévaluation des prix de l'immobilier demeure modérée et que la croissance des prix immobiliers s'explique par le déséquilibre structurel entre l'offre et la demande de logements (voir encadré 1.1).

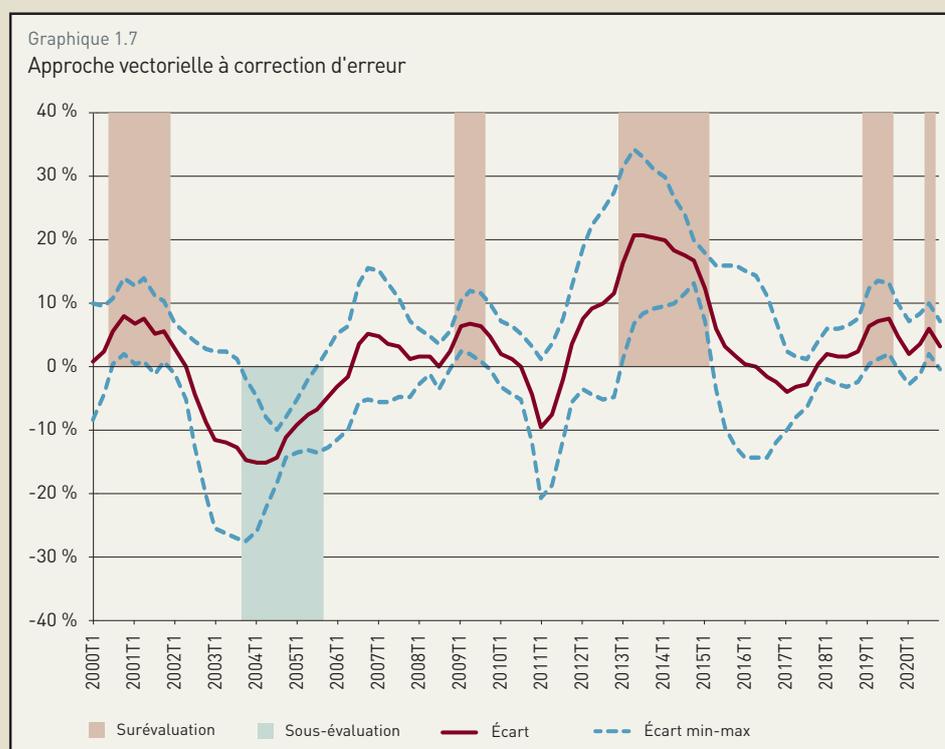
16 Voir F. Peltier, « Projections des ménages et de la demande potentielle en logements : 2018-2060 », Économie et Statistiques N° 106, avril 2019.

Encadré 1.1 :

CARACTÉRISATION DE LA DYNAMIQUE DES PRIX DE L'IMMOBILIER RÉSIDENTIEL À PARTIR DE MODÈLES ÉCONOMÉTRIQUES

Le développement de vulnérabilités dans le secteur de l'immobilier résidentiel peut avoir d'importantes implications pour la stabilité du système financier national. Un risque de nature systémique spécifique au marché de l'immobilier peut se manifester par une chute sévère des prix, résultant d'une déconnexion excessive antérieure des prix par rapport au niveau d'équilibre, lequel est déterminé par des fondamentaux économiques présumés¹⁷. Lorsque les prix de l'immobilier diminuent, le patrimoine des ménages propriétaires décroît. Dans ce contexte économique, il peut en résulter une hausse du risque de défaut de paiement sur leurs dettes hypothécaires et/ou sur toute autre dette gagée par le patrimoine des ménages. Autrement dit, le taux de défaut sur les prêts hypothécaires accordés par les établissements de crédit est susceptible de progresser. La hausse des défauts sur les crédits associés à la perte de valeur des garanties hypothécaires peut menacer la solvabilité d'une ou plusieurs banques pour lesquelles le financement de l'acquisition de biens immobiliers représente une partie importante de leurs portefeuilles d'actifs. Compte tenu des interconnexions entre les intermédiaires financiers, la stabilité de l'ensemble du système financier est susceptible d'être fragilisée. 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 respectivement de surévaluation ou de sous-évaluation. La seconde s'appuie sur des modèles économétriques multivariés ou d'équilibre général pour quantifier les possibles 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, tels que le revenu disponible des ménages, les loyers, le coût de la construction et les crédits immobiliers consentis aux ménages. Afin d'atténuer l'incertitude quant à la fiabilité des résultats issus d'un seul modèle, la BCL a adopté quatre types de modèles : modèle à correction d'erreur,



Sources : calculs BCL. Période d'estimation : 1980T1-2020T4

17 Les fondamentaux sont les variables macroéconomiques et financières qui affectent la demande et l'offre sur le marché de l'immobilier résidentiel.

la régression quantile, modèle à régimes multiples et enfin un modèle vectoriel à correction d'erreur. C'est ce dernier modèle qui est décrit dans la suite de cet encadré.

Ce modèle tient compte de l'importance des interdépendances dynamiques entre le crédit hypothécaire et l'évolution des prix de l'immobilier résidentiel. Afin de modéliser ces interdépendances et de tenir compte de la possible endogénéité des variables, le choix d'une approche vectorielle à correction d'erreur est privilégié. 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 de l'année 2020 s'explique en partie par les mesures de soutien apportées par les autorités dans le contexte de la pandémie de COVID-19. La pandémie pourrait également avoir impacté les préférences des ménages en matière d'acquisitions immobilières en considération, notamment, du développement du télétravail. Néanmoins, l'analyse confirme le caractère fondamental des facteurs structurels pour le marché immobilier luxembourgeois. Le graphique 1.7 représente l'écart du niveau des prix de l'immobilier résidentiel par rapport à sa valeur fondamentale à partir du modèle vectoriel¹⁸. Pour le quatrième trimestre 2020, le modèle indique une surévaluation moyenne des prix de 3,23 %. Compte tenu de l'incertitude d'estimation, la surévaluation des prix à partir du modèle vectoriel est comprise entre -0,58 % et 7,04 %.

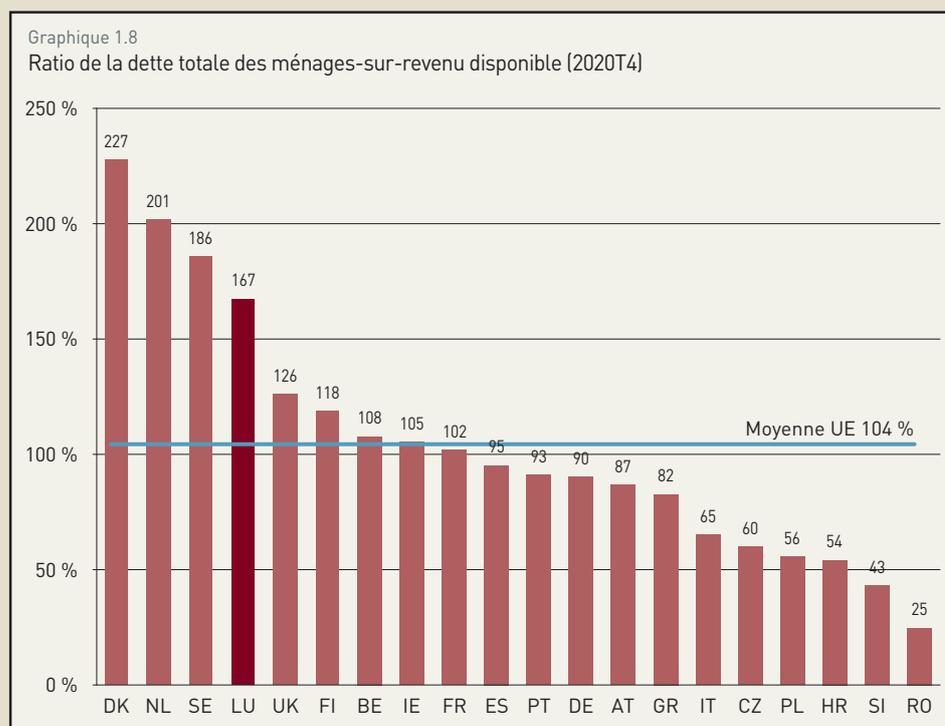
18 Il s'agit d'une mise à jour des résultats présentés dans le Cahier d'études de la BCL N° 117, "Housing Prices and Mortgage Credit in Luxembourg", dans laquelle le PIB a été remplacé par les données de revenu disponible des ménages.

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 1.2). Cet endettement résulte en particulier d'une forte progression des crédits à l'habitat (graphique 1.5). Plus récemment, cette progression des crédits à l'habitat s'est encore accélérée pour s'élever à 9,8 % par an en février 2021. 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.

Encadré 1.2 :

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 1.8) 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 167 % au quatrième trimestre 2020, soit un niveau largement supérieur à la moyenne de l'Union européenne (104 %).



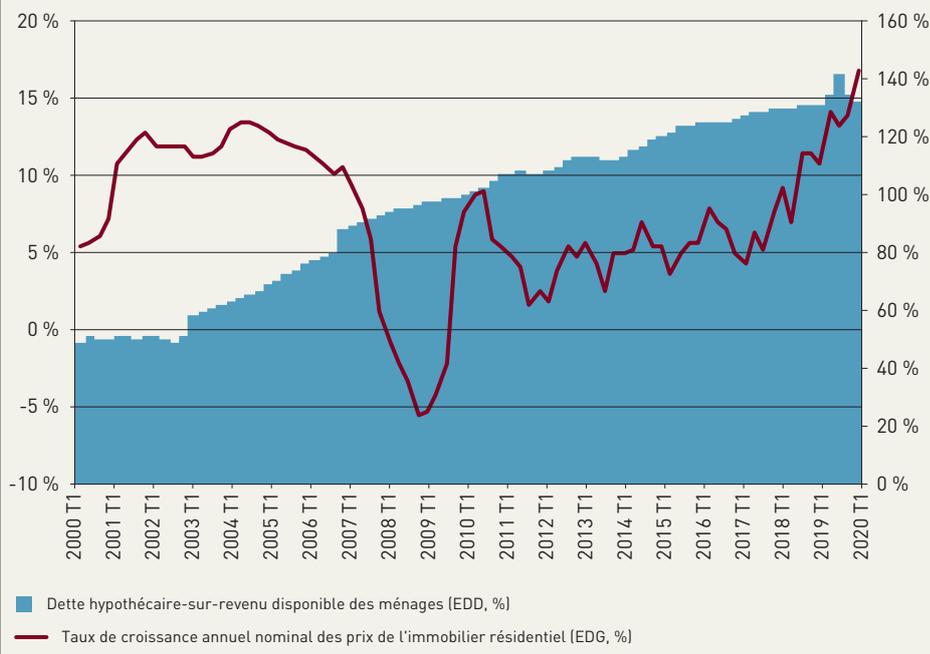
Sources : CERS (ESRB) et calculs BCL pour le Luxembourg (LU) ; NB : le ratio représente la dette totale des ménages et ISBL sur les revenus disponibles des ménages estimés au cours des quatre derniers trimestres. Les données officielles du STATEC, de fréquence annuelle, sont disponibles jusqu'en 2019. Les données sont trimestrialisées par interpolation et font l'objet d'une projection entre 2019T4 et 2020T4. Le graphique rapporte les valeurs pour 2020T4 lorsqu'elles sont disponibles. Pour HR il s'agit de 2016T4, pour RO de 2019T4, pour UK, BE, FR, AT, GR et PL de 2020T3.

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 1.9). En 2020, le taux de croissance réel annuel moyen du revenu disponible des ménages était 0,4 %, tandis que celui des prix de l'immobilier résidentiel avoisinait les 5,3 %. 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)¹⁹, environ 46 % de la population luxembourgeoise est propriétaire de son logement et détient un prêt hypothécaire ou un crédit immobilier.

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 1.9). En 2020, le taux de croissance réel annuel moyen du revenu disponible des ménages était 0,4 %, tandis que celui des prix de l'immobilier résidentiel avoisinait les 5,3 %. 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)¹⁹, environ 46 % de la population luxembourgeoise est propriétaire de son logement et détient un prêt hypothécaire ou un crédit immobilier.

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

Graphique 1.9
Évolution de la dette hypothécaire sur revenu disponible

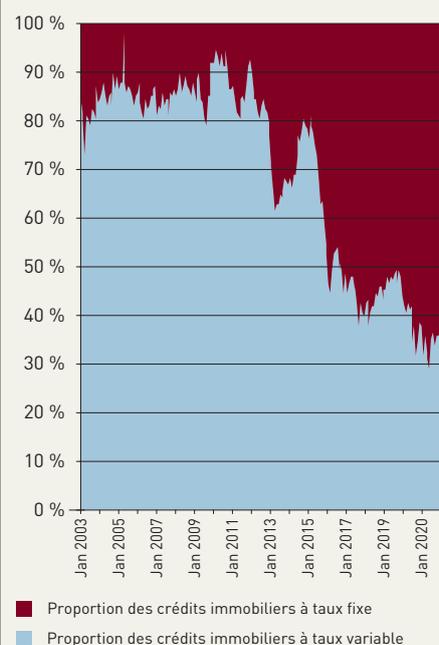


Sources : BCE, STATEC, calculs BCL

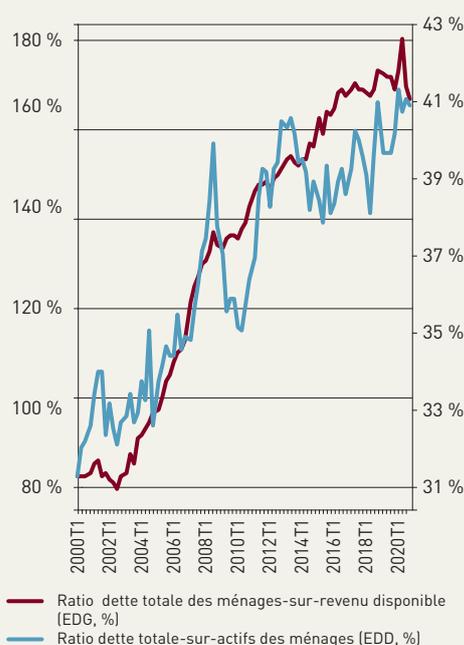
Par ailleurs, on observe depuis 2000 une hausse de l'endettement hypothécaire par rapport au revenu disponible. Au quatrième trimestre 2020, la dette hypothécaire des ménages atteignait 132 % de leur revenu disponible.

Le stock de dette hypothécaire des ménages au Luxembourg est majoritairement à taux variable. Entre janvier 2012 et décembre 2020, la part moyenne des crédits immobiliers à taux variable en proportion du montant total des nouveaux prêts immobiliers accordés, s'élevait à 53 %. 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 bien qu'un tel scénario de normalisation à la hausse des taux demeure peu probable à moyen terme dans la zone euro. Toutefois, la part des nouveaux contrats de prêts à taux fixe a augmenté de manière significative ces dernières années (graphique 1.10). 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 34 %. Au cours des derniers trimestres, cette baisse s'est accélérée, la part des nouveaux crédits immobiliers à taux variable étant inférieure à 40 % depuis le mois de juillet 2019.

Graphique 1.10
Nouveaux crédits immobiliers à taux variable et à taux fixe



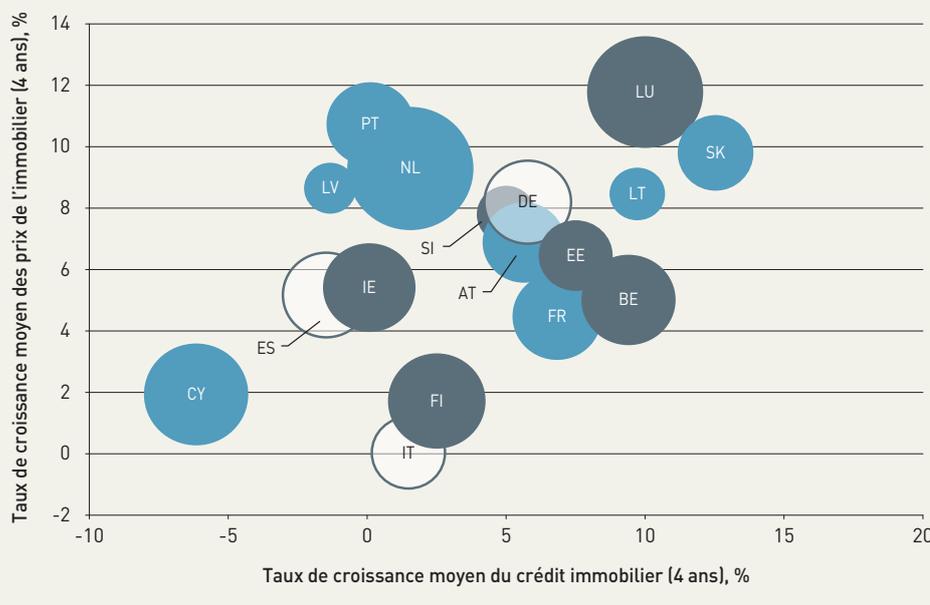
Graphique 1.11
Ratio dette-sur-revenu disponible et ratio dette-sur-actifs



Sources : STATEC, BCL, calculs BCL

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-sur-revenu disponible des ménages est plus prononcée que celle du ratio dette-sur-actifs des ménages (graphique 1.11). Cela signifie que l'accumulation de la dette par rapport au revenu disponible évolue beaucoup plus vite que l'accumulation d'actifs des ménages.

Graphique 1.12
Marchés de l'immobilier, crédit bancaire, endettement des ménages et mesures macro-prudentielles applicables en Europe



Source : CERS, BCE et BCL ; calculs BCL. Données pour 2020T4. La taille des bulles est fonction du ratio de la dette des ménages-sur-le revenu disponible. La couleur des bulles est fonction du type de mesure : bleu pour mesures à destination des emprunteurs, gris pour mesures à destination des emprunteurs et pondérations pour le risque, blanc pour aucune mesure. Les mesures prises en 2020 et actives à partir de 2021 sont également incluses.

La mise en place de mesures macro-prudentielles 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 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 1.12). Comme on peut le constater, ceux-ci sont parfois combinés à d'autres mesures telles que les seuils plancher relatifs aux pondérations pour risques appliquées par les banques aux crédits garantis par un bien immobilier résidentiel.

On observe sur le graphique que le Luxembourg fait partie des pays ayant activé à la fois des mesures à destination des emprunteurs et un plancher pour les pondérations pour le risque. Au Luxembourg, le Comité du risque systémique (CdRS) avait adressé en 2016 une recommandation à l'autorité désignée 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 expositions²⁰. En septembre 2019, le Comité européen du risque systémique (CERS) à travers sa recommandation 2019/6 adressée au gouvernement luxembourgeois²¹, a recommandé de finaliser le processus législatif engagé en 2017 et d'activer dès que possible des instruments macroprudentiels à destination des emprunteurs. Le processus législatif s'est concrétisé en 2019 par le vote de la Loi du 4 décembre qui introduit la possibilité pour l'autorité désignée, la CSSF, d'activer ces instruments sur recommandation du Comité du risque systémique 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

20 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.

21 Recommandation du CERS du 27 juin 2019 sur les vulnérabilités à moyen terme du secteur immobilier résidentiel au Luxembourg (CERS/2019/6). La Recommandation a été publiée par le CERS le 23 septembre 2019.

niveau optimal du ratio prêt-valeur²². 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 COVID-19, le CdRS a recommandé en novembre 2020²³ à la CSSF d'activer le ratio prêt-valeur. 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 applicables depuis le 1^{er} janvier 2021.

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

23 Recommandation du Comité du risque systémique du 09 novembre 2020 (CRS/2020/005) relative aux crédits portant sur des biens immobiliers à usage résidentiel situés sur le territoire du Luxembourg.

Il convient aussi de rappeler que, même si la part des nouveaux crédits hypothécaires assortis d'un taux fixe a fortement augmenté depuis 2014, environ la moitié des crédits hypothécaires au Luxembourg restent assortis d'un taux d'intérêt variable²⁴. Cette situation peut constituer un levier d'augmentation du risque d'insolvabilité de certains ménages en cas de remontée rapide des taux sur le marché monétaire ou d'un choc économique sévère. Les conséquences de la COVID-19 sur l'emploi et les revenus des ménages méritent un suivi particulier. Ce risque est d'autant plus important que le pourcentage des ménages endettés est élevé au Luxembourg par rapport au reste de la zone euro. En effet, 42 % des ménages luxembourgeois détenaient une dette hypothécaire en 2019, contre seulement 27 % dans la zone euro²⁵. De plus, si une baisse significative des prix immobiliers devait se produire, les effets de richesse négatifs qui en résulteraient seraient susceptibles de peser sur la consommation privée, compte tenu de la part élevée de l'immobilier dans le patrimoine total des ménages luxembourgeois²⁶.

Le niveau élevé de l'endettement des ménages pourrait être relativisé par rapport au niveau de leurs actifs financiers. Celui-ci s'est élevé, selon les comptes financiers, à 245 % de l'endettement au quatrième trimestre 2020. Cependant, ce constat global peut cacher des hétérogénéités entre les différentes classes de ménages qui peuvent être sources de vulnérabilités. Une analyse plus détaillée de l'endettement des ménages a montré que les actifs financiers étaient concentrés parmi les ménages les plus aisés et que l'endettement des ménages par rapport à leurs actifs a été bien plus élevé pour les ménages les plus modestes²⁷. Ceci étant, cette analyse a aussi montré que pour 92 % des ménages endettés la charge liée au remboursement de la dette représentait moins de 40 % de leur revenu disponible.

Dans ce contexte, 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 luxembourgeois²⁸. Selon le CERS, de telles vulnérabilités constituent un risque pour la stabilité financière et, à terme, pourraient également engendrer des effets négatifs non-négligeables pour l'économie réelle. En septembre 2019, le CERS a émis

24 Voir le rapport sur le mécanisme d'alerte publié par la Commission européenne en novembre 2020 dans le cadre du Semestre européen, p. 58.

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

26 Selon l'enquête HFCN, l'immobilier constitue 81 % du patrimoine brut total des ménages au Luxembourg. Voir Y. Chen, T. Mathä, G. Pulina, B. Schuster, M. Ziegelmeyer, « The Luxembourg Household and Consumption Survey: Results from the 3rd Wave », BCL, cahier d'études N° 142, mars 2020.

27 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.

28 Voir l'alerte du CERS disponible sous les liens <https://www.esrb.europa.eu/news/pr/date/2016/html/pr161128.en.html> et https://www.esrb.europa.eu/pub/pdf/warnings/161128_ESRB_LU_warning.en.pdf.

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. En décembre 2019, le Parlement a voté une loi²⁹ autorisant la CSSF à fixer des conditions pour l'octroi de crédits immobiliers. Sur base de cette loi ainsi que sur recommandation du Comité du Risque Systémique, la CSSF a ainsi activé, avec effet au 1^{er} janvier 2021, des limites maximales pour le rapport entre le montant du prêt et la valeur du bien (LTV)³⁰. Cette mesure étant implémentée récemment, son impact sur le marché immobilier reste à déterminer. L'encadré 1.3 propose ainsi une tentative d'analyse ex ante de l'impact potentiel de cette mesure sur les prix de l'immobilier résidentiel.

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

30 Voir le règlement CSSF N° 20-08 du 3 décembre 2020 fixant des conditions pour l'octroi de crédits relatifs à des biens immobiliers à usage résidentiel situés sur le territoire du Luxembourg.

Encadré 1.3:

LIMITES DIFFÉRENCIÉES DU RATIO PRÊT SUR VALEUR : QUELS EFFETS SUR LES PRIX DES LOGEMENTS ?

L'activation de limites au ratio LTV a pour objectif de limiter la progression excessive de l'endettement des ménages. La recommandation émise par le CdRS adopte un ratio prêt-valeur maximal différencié selon trois catégories d'emprunteurs. Les primo-acquéreurs qui acquièrent leur résidence principale sont soumis à un plafond de LTV de 100 %. Les non primo-acquéreurs qui acquièrent leur résidence principale sont soumis à un ratio prêt-valeur de 90 %. Pour ces derniers, les prêteurs disposent d'une marge de flexibilité égale à 15% de leur production annuelle de prêts hypothécaires leur permettant de proposer des crédits immobiliers dont le LTV peut être supérieur à 90 % mais inférieur à 100 %. Les autres prêts hypothécaires, y compris le segment de l'investissement locatif, doivent se conformer à une limite de LTV plus stricte de 80 %.

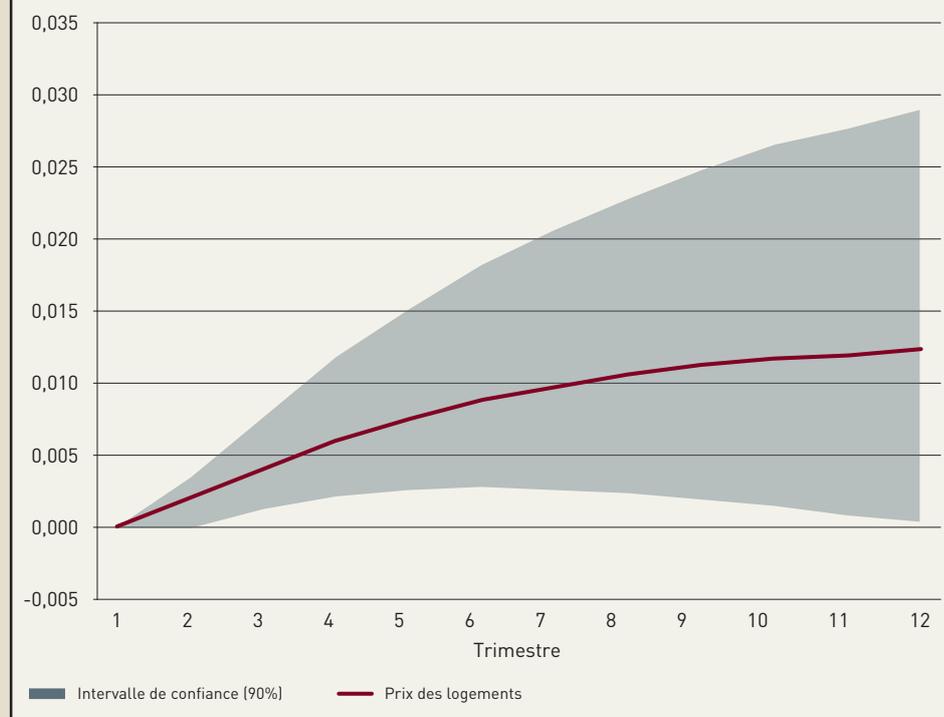
Afin d'évaluer l'impact potentiel de la limitation du flux de LTV sur les crédits hypothécaires, les données de l'enquête semestrielle de la CSSF sur l'immobilier résidentiel ont été utilisées. Les simulations, réalisées à partir des données du premier semestre de 2020, suggèrent que 14,2 %³¹ des nouveaux crédits ne seraient pas octroyés suite à l'introduction des limites différenciées de LTV. Cette valeur ne tient pas compte d'éventuels effets de réallocation dus à des décisions micro-économiques (par exemple, les emprunteurs peuvent disposer de liquidités supplémentaires pour satisfaire aux nouvelles exigences) et doit donc être considérée comme une limite supérieure.

Les limites différenciées du ratio prêt-valeur ne sont pas destinées à réguler ou à contrôler les prix des logements. Les prix des logements sont déterminés par les conditions de l'offre et de la demande de logements. Le principal objectif de la mesure est d'accroître la résilience des emprunteurs et des prêteurs afin de préserver la stabilité financière. Néanmoins, en limitant l'accès au crédit bancaire aux emprunteurs, les limites du ratio prêt-valeur peuvent affecter la demande de logements et, par ricochet, les prix. Dans la littérature, l'effet sur les prix est généralement estimé en combinant des éléments micro et macroéconomiques. En particulier, l'impact sur les nouveaux crédits hypothécaires est estimé à l'aide des données d'enquête, puis utilisé pour calibrer le choc dans un modèle macro-économique (voir Cussen et al., 2015³²). En suivant la même approche, et en considérant qu'une part de 14,2 % des nouveaux crédits hypothécaires ne serait pas accordée, le modèle vectoriel à correction d'erreurs (VECM) de la BCL peut fournir une estimation de l'impact attendu des limites différenciées de LTV sur les prix des logements.

31 Cette part est calculée sur les montants monétaires des nouveaux prêts hypothécaires accordés au premier semestre 2020.

32 Cussen, M., O'Brien, M., Onorante, L., and O'Reilly, G., 2015, "Assessing the impact of macroprudential measures", Central Bank of Ireland, Economic Letter Series, Vol. 2015, No. 3.

Graphique 1.13
Réponse des prix des logements à un choc d'un écart-type sur les prêts hypothécaires



Sources : calculs BCL

D'après les résultats de l'estimation du VECM, l'élasticité à long terme des prix des logements par rapport à la dette hypothécaire est proche de 1. Si l'on considère que les limites de LTV devraient exclure 14,2 % des nouveaux prêts hypothécaires, alors l'élasticité à long terme se traduirait par une baisse similaire des prix des logements. Cependant, l'ajustement des prix des logements est relativement lent, avec une correction de 1,7 % de l'écart par rapport aux fondamentaux par trimestre. Dans ce cas, les fonctions de réponse impulsionnelles peuvent fournir une autre mesure de la dynamique complète du système. Le graphique 1.13 présente la réponse de la dynamique des prix des logements à un choc d'un écart-type sur les nouveaux crédits hypothécaires.

Elle montre qu'un choc positif sur les nouveaux crédits hypothécaires entraîne une augmentation permanente des prix des logements, bien qu'il y ait une incertitude significative reflétée par les larges intervalles de confiance, et particulièrement pour les horizons supérieurs à 12 trimestres³³.

En utilisant les estimations de la fonction de réponse impulsionnelle et en tenant compte du fait qu'un choc d'un écart-type sur le crédit hypothécaire correspond à une baisse de 7,0 % des flux de prêts hypothécaires, il est possible de calculer l'effet sur les prix des logements d'une restriction du crédit induite par les limites des ratios LTV. En particulier, les effets sur les prix des logements sont calculés après un an, deux ans, et à plus long terme. Les résultats indiquent que les prix des logements seraient inférieurs par rapport à l'équilibre de long terme, de 1,2 % après un an ; de 2,2 % après deux ans et de 2,9 % à long terme. Cependant, les horizons plus longs sont associés à une incertitude significative des paramètres. Ces estimations sont globalement conformes à la littérature et doivent être interprétées comme des écarts par rapport au scénario de base, c'est-à-dire en l'absence de changement de politique. Par exemple, Cussen et al. (2015) obtiennent un résultat similaire pour l'Irlande, en considérant une réduction de 9 % de la valeur des nouveaux prêts hypothécaires causée par l'introduction de plafonds de LTV. Les auteurs constatent qu'après la première année, les prix des logements seraient inférieurs d'environ 0,8 % par rapport à un contexte à politique inchangée, cet effet passant à 1,3 % après trois

33 Les chocs sont orthogonalisés à l'aide de la décomposition de Cholesky, où l'ordre des variables suit, dans une large mesure, le séquençage de Bloor et McDonald (2013) : solde migratoire, permis de construire, coût de construction, prix des logements, prêts hypothécaires, revenu disponible brut et taux hypothécaire. Voir Bloor, C., et McDonald, C., 2013, « Estimating the impact of restrictions on high LVR lending », Reserve Bank of New Zealand, Analytical Notes AN2013/05, octobre 2013.

ans. Ils constatent également que les prix des logements sont durablement plus bas après l'introduction du plafonnement du ratio prêt sur valeur. Plus généralement, le CERS (2019) présente un résumé des effets des mesures LTV estimés par plusieurs études empiriques et montre que l'impact sur le niveau des prix des logements après un an est d'environ -1 %³⁴.

Comme déjà évoqué, ce résultat s'interprète en termes d'écart par rapport à un scénario à politique inchangée. Afin d'estimer l'effet de cette mesure en termes de taux de croissance des prix des logements, la stratégie suivante peut être employée. Tout d'abord, les résultats de l'estimation du VECM sont utilisés pour prévoir de manière dynamique le niveau des prix des logements hors échantillon jusqu'au quatrième trimestre 2021, c'est-à-dire quatre trimestres après l'activation des plafonds LTV. Ensuite, le niveau prévu des prix des logements au quatrième trimestre 2021 est diminué de 1,2 % afin de simuler l'effet estimé des limites de LTV après un an. Enfin, le taux de croissance annuel des prix des logements est calculé entre la valeur pour le quatrième trimestre 2020 et le niveau ajusté du quatrième trimestre 2021. Ainsi, la croissance annuelle des prix réels des logements serait de 8,1 % dans le scénario avec LTV différenciées. Ce taux de croissance des prix des logements de 8,1 % est inférieur à la moyenne du taux de croissance annuel réel de 9,1 % enregistré depuis 2018, et nettement inférieur à la moyenne de 13,5 % observée au cours de 2020.

34 Voir CERS, "Methodologies for the assessment of real estate vulnerabilities and macroprudential policies: residential real estate", Working Group on Real Estate Methodologies, septembre 2019.

Le marché immobilier luxembourgeois a aussi fait l'objet d'analyses par différentes institutions internationales. En décembre 2020, la Commission européenne a jugé, dans son rapport sur le mécanisme d'alerte, qu'un examen approfondi du Luxembourg n'était pas nécessaire. Le marché immobilier figure parmi les quatorze indicateurs examinés par la Commission qui a conclu qu'« aucun déséquilibre macroéconomique n'avait été constaté ». La Commission y notait toutefois des risques liés à la hausse des prix immobiliers et de l'endettement des ménages.

Lors de sa consultation au titre de l'article IV en 2021, le FMI a accueilli favorablement les mesures macroprudentielles introduites pour limiter l'endettement des ménages et a préconisé une réévaluation de ces mesures si l'endettement des ménages continuait 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.

L'OCDE a similairement noté dans son étude économique sur le Luxembourg³⁵ 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. L'OCDE préconisait des réformes structurelles et, en particulier, une augmentation de l'impôt foncier ainsi qu'une abolition de la déductibilité des intérêts débiteurs sur les prêts immobiliers pour limiter la progression des prix et de l'endettement persistant des ménages.

À court terme, les risques liés au marché immobilier au Luxembourg semblent contenus. Certains indicateurs « simples » suggèrent une possible correction des prix immobiliers qui pourrait se matérialiser par un ralentissement, voire une baisse des prix. Cependant, des analyses économétriques montrent que, même si les prix immobiliers 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.

35 L'étude est disponible sous ce lien : www.oecd.org/fr/eco/etudes/etude-economique-luxembourg.htm.



La crise sanitaire de la COVID-19 serait susceptible d'atténuer à court terme la progression du déséquilibre actuel entre l'offre et à la demande à travers la baisse des revenus des ménages et le ralentissement de la création de nouveaux emplois et par ricochet le flux de nouveaux résidents au Luxembourg. Cet effet conjoncturel sur la demande n'est pourtant pas en mesure d'alléger significativement la sévérité de la contrainte de l'offre. 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 peut perdurer sans affecter le système bancaire et le système économique national dans son ensemble. Dans ce contexte, une vigilance particulière doit être de mise, notamment en raison d'une 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.



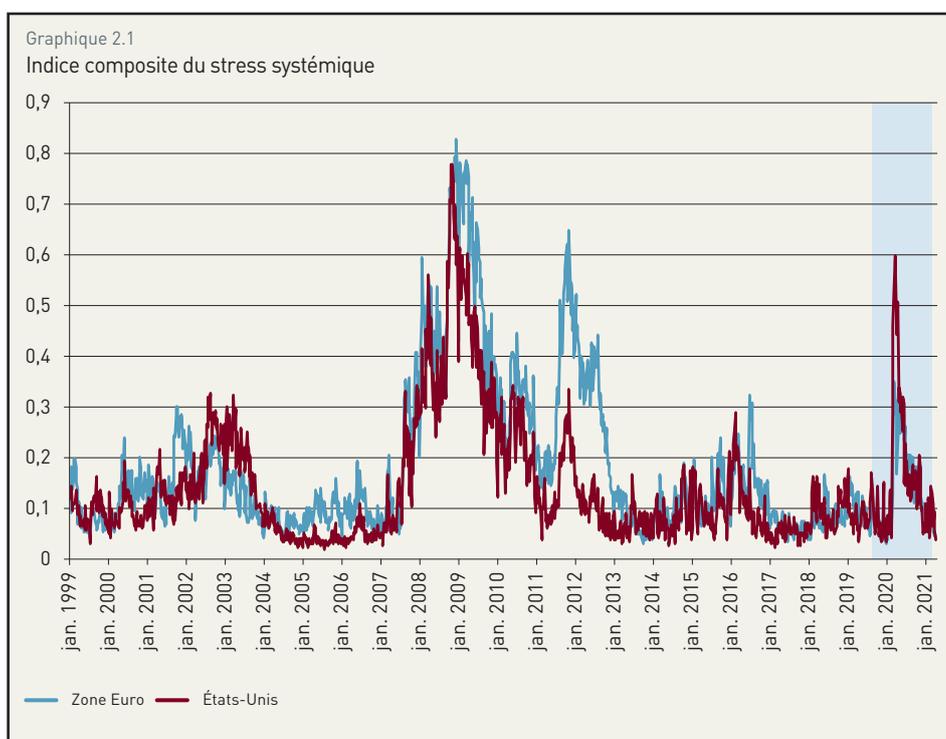
2 LES MARCHÉS FINANCIERS : ÉVOLUTIONS RÉCENTES ET RISQUES

1. Introduction	36
2. Évolution des marchés des actions et les risques pour le secteur financier au Luxembourg	39
2.1 Performance des actions	39
2.2 Les expositions des acteurs financiers luxembourgeois aux actions	43
3. Évolution des marchés obligataires et les risques pour le secteur financier	44
3.1 Les rendements des obligations	44
3.2 Les expositions obligataires des acteurs financiers luxembourgeois	46
4. Les conditions et risques de financement à court terme	46
5. Évolution des marchés de change et les risques pour les acteurs financiers	49

LES MARCHÉS FINANCIERS : ÉVOLUTIONS RÉCENTES ET RISQUES

1. INTRODUCTION

Au cours de l'année 2020, les marchés financiers ont été marqués par l'avènement de la crise sanitaire liée au coronavirus. Après un début d'année caractérisé par des performances exceptionnelles, les marchés financiers se sont effondrés en mars 2020 suite à des mesures de confinement et à l'arrêt abrupt de l'activité économique dans plusieurs pays dans le monde. Les indices boursiers majeurs ont chuté de plus de 20 % en l'espace de quelques semaines courant mars. En Europe, les écarts de rendements entre les obligations allemandes et celles des pays dits « périphériques » se sont fortement accrus et les écarts de crédit se sont envolés. Dans un mouvement de panique et de stress important, les conditions de financement sur les marchés monétaires se sont tendues. Les banques centrales sont rapidement intervenues avec l'activation de mesures exceptionnelles et des annonces de programmes d'achats d'actifs très importants. Les mesures fiscales ont été entreprises par les États pour atténuer les contraintes de liquidité des entreprises et des ménages. La majorité des gouvernements a lancé des programmes d'aide sans précédent pour préserver l'emploi et assurer des liquidités suffisantes aux entreprises non financières. Les plans de relance les plus importants ont été décidés aux États-Unis et en Europe. À la suite de ces mesures de soutien, les marchés financiers ont très vite effacé les pertes enregistrées au pic de la pandémie. Les indices boursiers ont surperformé sur le reste de l'année 2020 ; les écarts de rendements obligataires se sont réduits et les conditions de financement se sont améliorées sur les marchés.

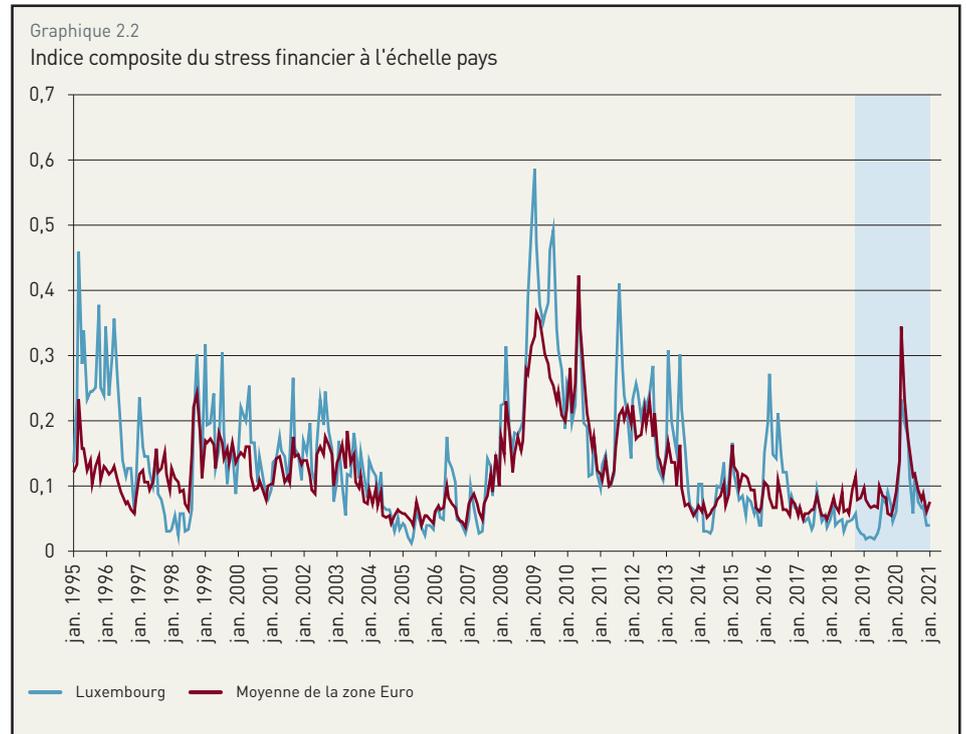


Source : BCE

Ces évolutions ne sont pas sans implications en termes de risques 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 à travers les interconnexions et les expositions directes, soit par le biais des expositions communes.

D'abord, les rebonds de 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 systémique (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). Pour l'année 2019, cet indicateur a été relativement stable pour la zone euro et pour les États-Unis. Les signes de tensions dans les différents segments des marchés financiers suite à la crise sanitaire de la Covid-19 sont reflétés par la hausse soudaine de l'indicateur composite du stress systémique à la fois pour la zone euro et pour les États-Unis au mois de mars 2020. L'indice CISS a, durant le mois de mars 2020, dépassé le pic observé durant la crise de la dette souveraine européenne mais est resté en dessous de son niveau record

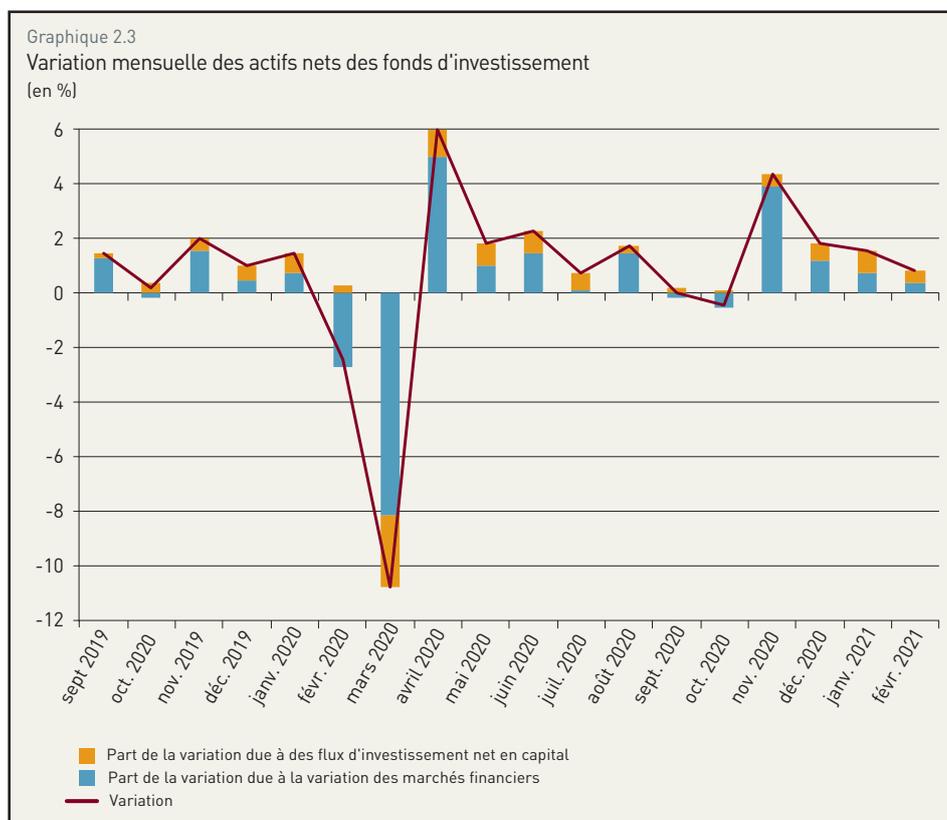


atteint lors de la crise bancaire de 2008. Depuis lors, le stress enregistré sur les marchés s'est atténué suite aux interventions rapides des gouvernements et banques centrales et des perspectives favorables de la vaccination contre la Covid-19. L'indice CISS pour la zone euro et les États-Unis a retrouvé son niveau d'avant la crise sanitaire dès le dernier trimestre de l'année 2020.

Le niveau élevé du stress dans les différents segments des systèmes financiers mondiaux se transmet au système luxembourgeois à travers différents canaux de transmission notamment les expositions directes des acteurs domestiques aux instruments et aux contreparties étrangers. L'indicateur composite du stress financier (CLIFS- *Country-Level Index of Financial Stress*) pour le Luxembourg a été construit par la BCE. Il ne tient compte que de trois segments des marchés financiers (actions, obligations et change) et indique un niveau de stress financier élevé au Luxembourg à partir de mars 2020 à la suite du choc abrupt de la pandémie de la Covid-19 (graphique 2.2). Après ce pic enregistré en mars 2020, le niveau du stress financier au Luxembourg s'est atténué dans le sillage des marchés internationaux et européens.

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. Lors de l'émergence de la crise sanitaire, les fonds d'investissement luxembourgeois ont subi à la fois des pertes de valorisation et des retraits significatifs. En effet, le choc de la crise sanitaire a eu un impact marqué pour le secteur des fonds d'investissement et a pesé sur les valorisations des actifs et sur le niveau des rachats. 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 la chute brutale des marchés financiers a très largement dominé l'effet volume pendant la crise.

Graphique 2.3
Variation mensuelle des actifs nets des fonds d'investissement
(en %)



Source : BCL

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 à leur tour à travers 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 détenant des actifs en devises, tandis que c'est l'effet inverse qui se produit lorsque l'euro s'apprécie.

Les projections sur la pandémie de la Covid-19 et les perspectives de l'activité économique mondiale et en Europe restent encore incertaines en dépit de la progression de la vaccination. À court terme, les risques associés à la pandémie du coronavirus et leurs effets sur les économies européennes et luxembourgeoise sont contenus.

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 LES RISQUES POUR LE SECTEUR FINANCIER AU LUXEMBOURG

2.1 PERFORMANCE DES ACTIONS

Les marchés des actions avaient atteint des niveaux historiquement élevés au début de l'année 2020 suite à l'atténuation des tensions commerciales internationales et des prévisions généralement favorables à la croissance économique mondiale. En effet, l'indice Euro Stoxx 50 a progressé de 21,5 % en janvier 2020 par rapport à son niveau de la même période en 2019 et l'indice S&P 500 a enregistré un rebond de 25 % sur la même période (graphique 2.6).

Cependant, les mesures de confinement décidées à travers le monde pour endiguer la propagation du coronavirus ont occasionné des chutes brutales des bourses mondiales en mars et avril 2020. Elles reflètent la baisse soudaine de l'appétit des investisseurs pour le risque et des anticipations pessimistes sur l'activité économique et sur les profits des entreprises. Ainsi, de fin janvier 2020 à fin mars 2020, l'indice S&P 500 a perdu 21 % de sa valeur, soit près de la valeur cumulée sur un an tandis que l'indice Euro Stoxx 50 a enregistré une baisse de 25 % sur la même période sous l'effet des pressions à la vente des actions et d'une forte volatilité. Cependant, suite aux interventions des banques centrales apportant des liquidités aux marchés et aux perspectives favorables de la vaccination contre la Covid-19, l'aversion aux risques des investisseurs s'est inversée et la progression des cours des actions depuis la fin du mois de mars a comblé les pertes antérieures (voir encadré 2.1). Ainsi, à la fin de 2020 l'indice Euro Stoxx 50 avait progressé de 30 % par rapport à son niveau de la fin du premier trimestre de la même année, tandis que l'indice S&P 500 avait bondi de 46 % sur la même période. Cette dynamique a continué au premier trimestre 2021 avec des progressions respectives de 9 % et 6 % pour les indices Euro Stoxx 50 et S&P 500.

Encadré 2.1 :

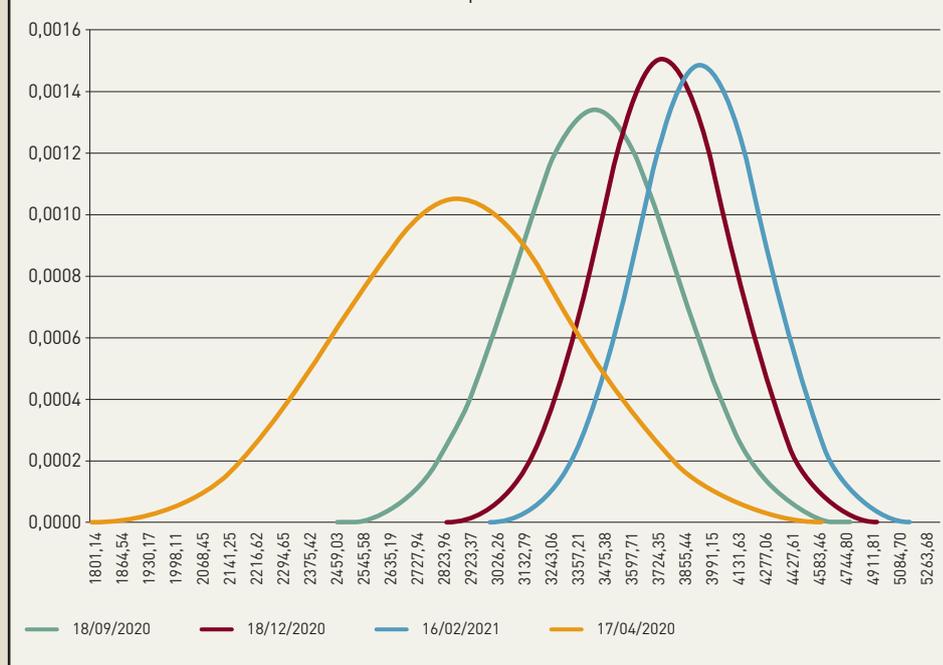
MESURE DE L'ATTITUDE DES INVESTISSEURS FACE AU RISQUE : ANALYSE DU MARCHÉ DES ACTIONS DE LA ZONE EURO

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 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 associés 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.

Graphique 2.4

Évolution des fonctions de densité neutres au risque



Source : Bloomberg, Calcul : BCL

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 le début de la crise sanitaire de la Covid-19, l'étalement des distributions neutres au risque est devenu largement prononcé, en particulier en mars et en avril. L'importance de la progression de la dispersion de la distribution du mois d'avril (voir la courbe de densité du mois d'avril 2020) s'explique principalement par l'importance des incertitudes sur les conséquences de la Covid-19 à la fois sur la croissance économique mondiale et sur l'emploi, mais aussi sur la solvabilité des entreprises non financières et des ménages. La multiplicité des confinements depuis le début de la pandémie a été un facteur de perturbation de l'activité économique. Elle devrait se traduire, à terme, par une progression des créances non performantes. L'importance des encours de prêts bancaires affectés serait tributaire à la fois de la poursuite ou non des aides publiques aux entreprises et aux ménages, mais aussi du maintien des flexibilités introduites par les autorités de supervision en matière de règles comptables et prudentielles.

À court terme, les interventions publiques combinées aux apports massifs des principales banques centrales et leur action coordonnée d'offre de liquidités par le biais de swaps ont, tout d'abord, été déterminantes pour estomper la liquidation ultra-rapide (*fire sale*) de titres provoquée par d'importants retraits au niveau des fonds d'investissement monétaires. Puis, elles ont permis l'atténuation des dysfonctionnements enregistrés sur le marché des titres commerciaux. Enfin, les interventions des banques centrales majeures se sont traduites par un tassement des excès de volatilité des marchés boursiers. En effet, ces derniers ont été très impactés par la diffusion rapide de la pandémie en Europe et aux États-Unis, avec des baisses journalières des indices S&P 500 et Euro Stoxx de près de 9 % au cours des deux premiers mois de la pandémie.

En dépit de l'accroissement de l'incertitude qui caractérise la distribution neutre au risque de mars-avril 2020, la reprise par les banques centrales des mesures non conventionnelles et la mise en œuvre de programmes gouvernementaux de garanties ont permis l'installation d'une accalmie et une stabilisation des marchés financiers, sans réussir pour autant à réduire l'incertitude et ses effets sur la progression de l'aversion des investisseurs au risque. Celle-ci est reflétée dans la persistance d'une volatilité sur les marchés plus élevée que son niveau d'avant crise sanitaire.

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.

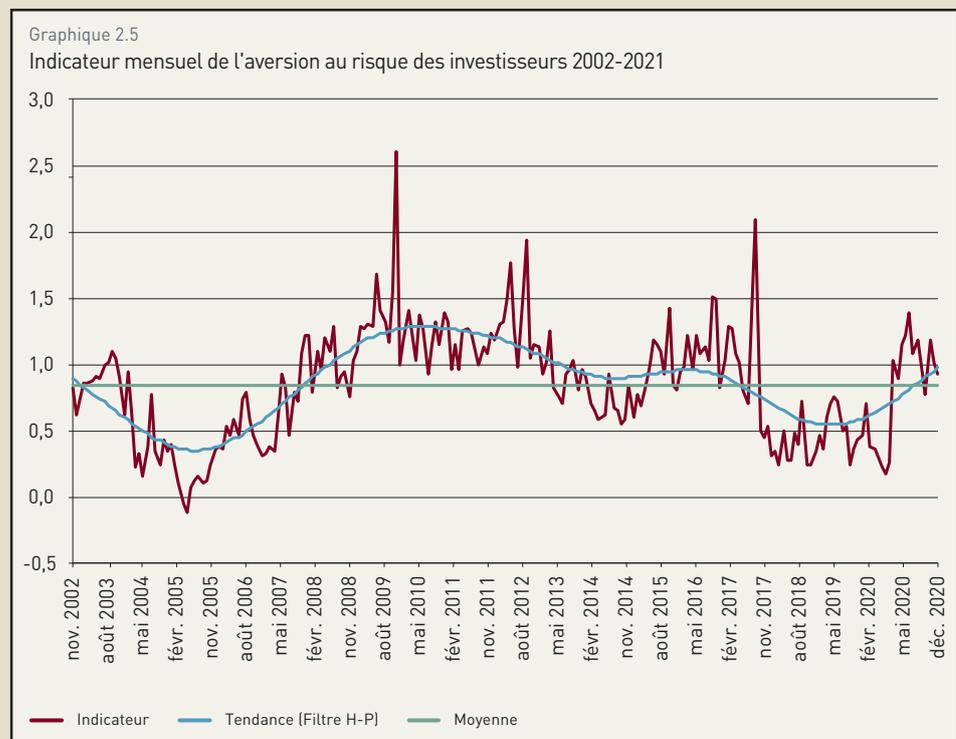
Une fois les deux distributions (objective et subjective) estimées, la méthode de Tarashev et al. (2003) pour le calcul de l'indicateur de l'aversion des investisseurs au risque est utilisée. L'indicateur est exprimé en termes de rapport entre :

- 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 février 2020. Le niveau de cet indicateur est plus élevé lorsque la tolérance de l'investisseur à l'égard du risque est plus faible. L'indicateur affichait des valeurs supérieures à sa moyenne historique depuis le milieu de l'année 2008 avec des phases d'amplification de l'aversion au risque au cours des années 2009, 2011, 2012, 2017 et 2020. Ces périodes de hausse persistante de l'aversion au risque coïncident avec l'amplification des turbulences financières, de la crise de la dette souveraine en Europe, de l'annonce de la normalisation de la politique

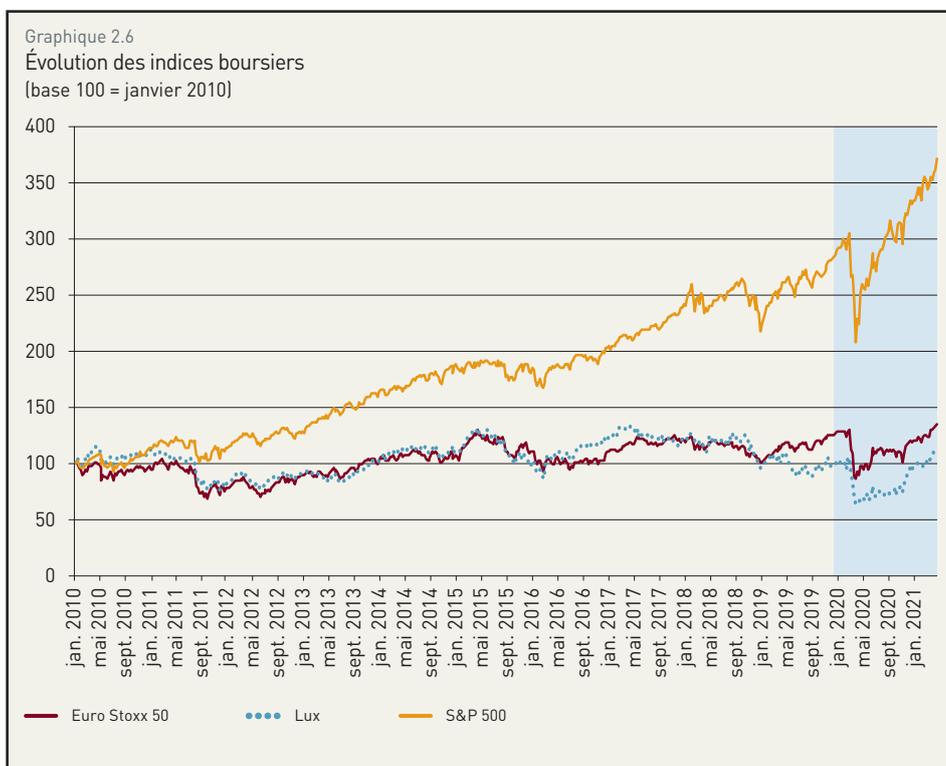


Source : BCL

monétaire aux États-Unis, dans le contexte du Brexit et de la pandémie du Covid-19. Le niveau de l'indice a affiché un rebond sans précédent, après avoir évolué en dessous de sa moyenne historique au cours des trois dernières années. La poursuite d'une telle évolution serait même un facteur d'instabilité financière, si l'aversion au risque des investisseurs s'amplifiait, encourageant ainsi la liquidation ultra-rapide de leurs positions. La baisse des prix des actifs qui en découle affecterait la capacité des acteurs du secteur financier à amortir de tels chocs et à poursuivre le financement de l'économie.

La volatilité enregistrée aux mois de mars-avril 2020 fut sévère et abrupte. Les interventions des banques centrales ont permis de réduire l'incertitude et de rassurer les investisseurs à court terme. Toutefois, les craintes ne se sont pas complètement dissipées dans la mesure où l'indice d'aversion au risque évolue au-dessus de sa moyenne historique. Par conséquent, il est important que les autorités demeurent vigilantes vis-à-vis des évolutions futures et poursuivent leur collecte et leur suivi des informations et des données à fréquence élevée afin de choisir les moyens de soutien à l'économie les plus appropriés.

Le redressement important des marchés des actions après les turbulences de mars 2020 laisse présager une déconnexion entre l'évolution du cours des actions et les fondamentaux économiques sous-jacents. Globalement, le ratio cours sur bénéfices attendus (P/E) a enregistré une forte baisse en mars 2020 pour atteindre son niveau le plus bas depuis 2013 (graphique 2.7). Ainsi, le ratio mensuel cours-bénéfices attendus pour l'indice S&P 500, estimé par Bloomberg, a baissé de 15,6 % en mars 2020 par rapport à la même période de 2019. Le même ratio estimé par Bloomberg pour l'Euro Stoxx 50 a enregistré une baisse de 17,7 % en mars 2020 par rapport à son niveau de la fin mars 2019. Cependant, la forte reprise des bourses mondiales après la panique de mars 2020 s'est reflétée dans les ratios cours sur bénéfices attendus. En effet, le ratio cours sur bénéfices attendus pour l'indice S&P 500 a progressé de 83 % entre la fin de mars 2020 et la fin de l'année 2020. La progression a été de 62 % pour l'indice Euro Stoxx 50 sur la même période. Les ratios cours sur bénéfices se sont réduits au premier trimestre 2021 sans pour autant redescendre à leurs niveaux d'avant la crise sanitaire. Ceci dit, la performance actuelle des actions reflète les anticipations futures de profits des entreprises par les investisseurs ainsi que leur degré d'appétit pour le risque.



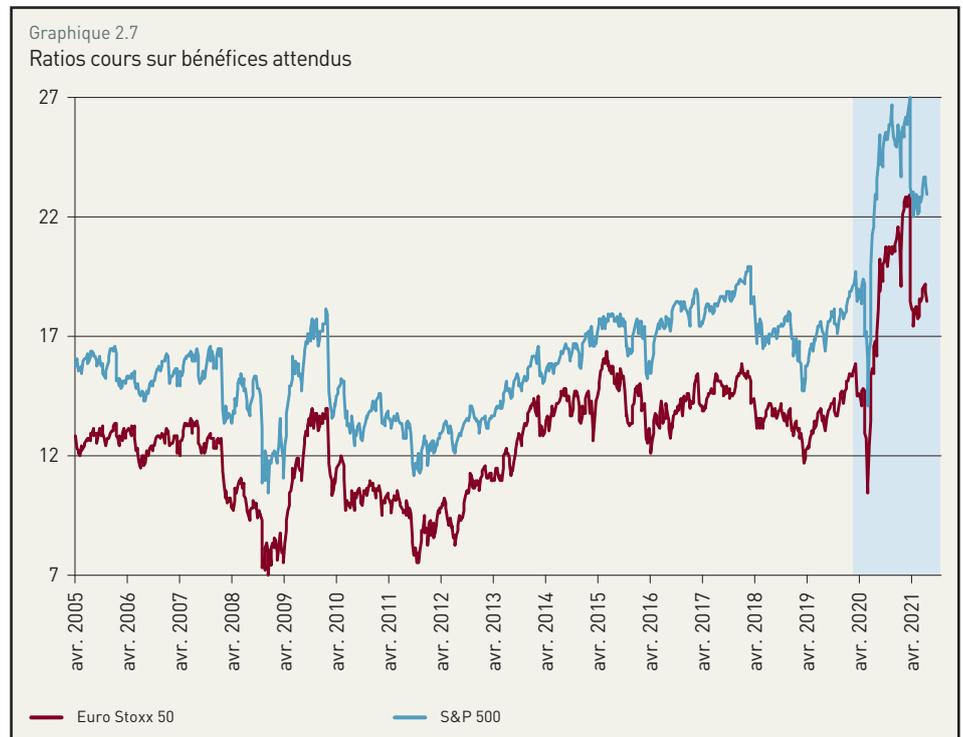
Source : Bloomberg

Bien que les performances des indices boursiers aient atteint leurs niveaux d'avant crise sanitaire, l'incertitude demeure quant aux évolutions futures de ces indices. Cette incertitude est reflétée par la persistance de la volatilité des marchés. Après le pic enregistré lors du premier confinement, les niveaux des indices de volatilité implicite (VIX) demeurent plus élevés que ceux d'avant crise sanitaire (graphique 2.8). Ainsi, les volatilités des indices boursiers ont diminué depuis mars 2020 sans pour autant atteindre leurs niveaux de 2019.

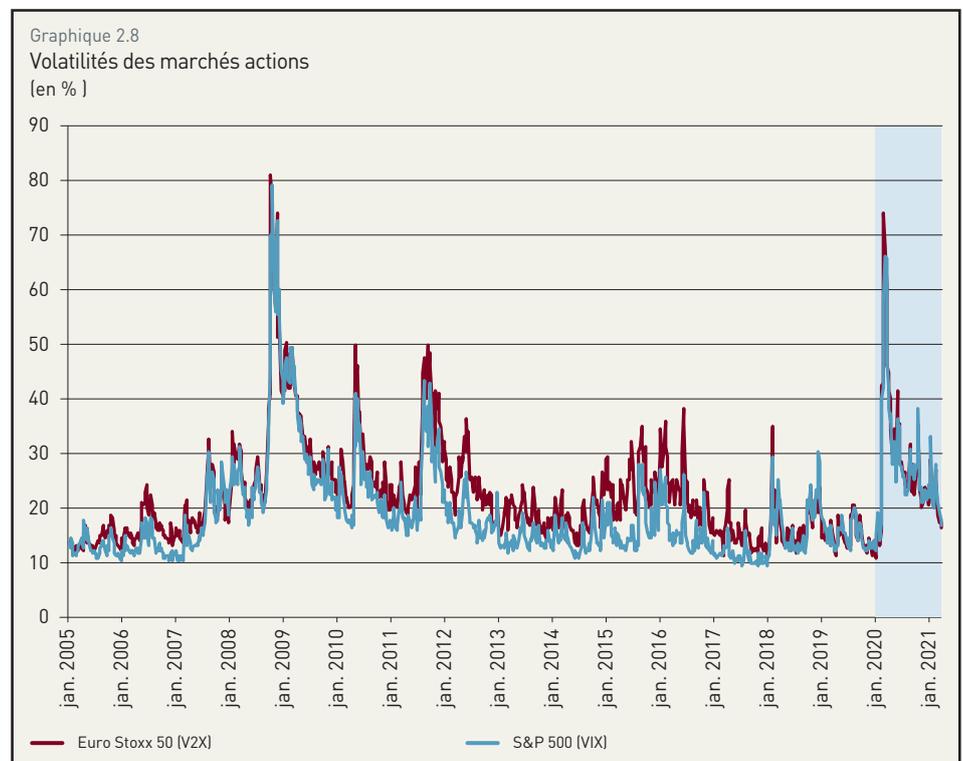
2.2 LES EXPOSITIONS DES ACTEURS FINANCIERS LUXEMBOURGEOIS AUX ACTIONS

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 incite 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 des parts de fonds) dans l'actif bilanciel des fonds d'investissement non-monnaïres au Luxembourg révèle une légère augmentation

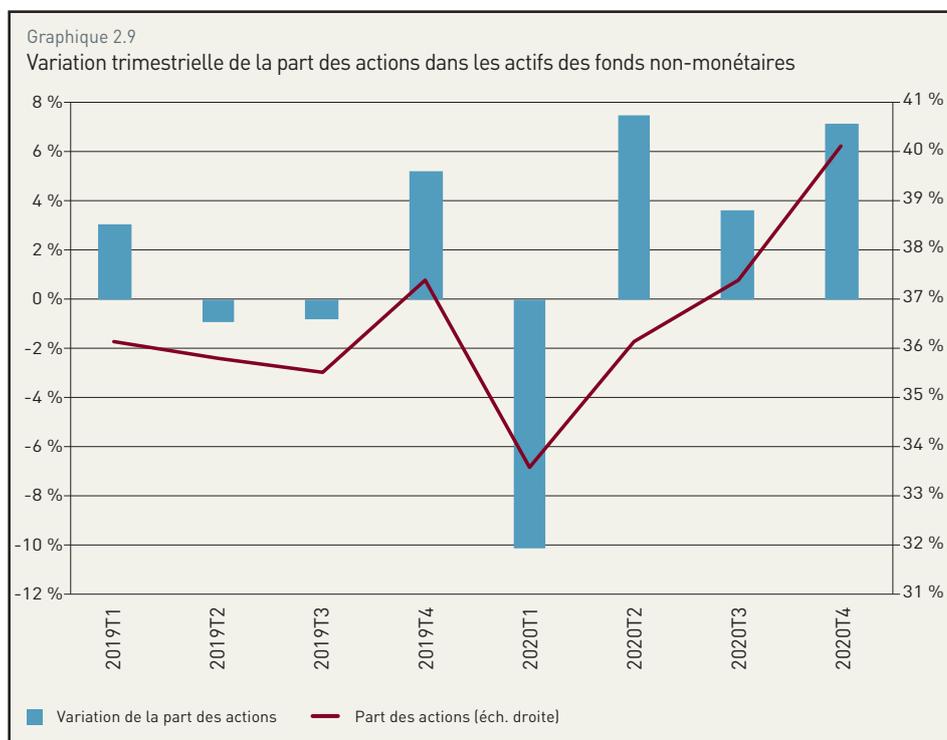


Source : Bloomberg



Source : Bloomberg

Graphique 2.9
Variation trimestrielle de la part des actions dans les actifs des fonds non-monétaires



Source : BCL

de 2.7 points de pourcentage de la détention des actions en 2020 en comparaison avec la fin de l'année 2019 (graphique 2.9). Cette évolution s'est accompagnée par un mouvement inverse en ce qui concerne leur détention de titres de créance. En effet, la part des titres de créance dans l'actif des fonds non-monétaires a baissé de 2 points de pourcentage, passant de 39 % à 37 % au cours de la même période. 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 près de 3 points de pourcentage.

Quant aux expositions des banques, l'année 2020 a été caractérisée par un léger attrait pour les actions du

secteur bancaire et des assurances. En effet, la part des actions du secteur bancaire dans le portefeuille d'actions détenu par les banques au Luxembourg a progressé de 2 points de pourcentage en fin 2020 par rapport à la même période de 2019, pour atteindre 30 %. Celle du secteur des assurances a augmenté seulement d'un point de pourcentage sur la même période. Ces évolutions ont été compensées par la réduction de la part des actions d'autres sociétés financières de 2 points de pourcentage dans le portefeuille des banques au Luxembourg.

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

3.1 LES RENDEMENTS DES OBLIGATIONS

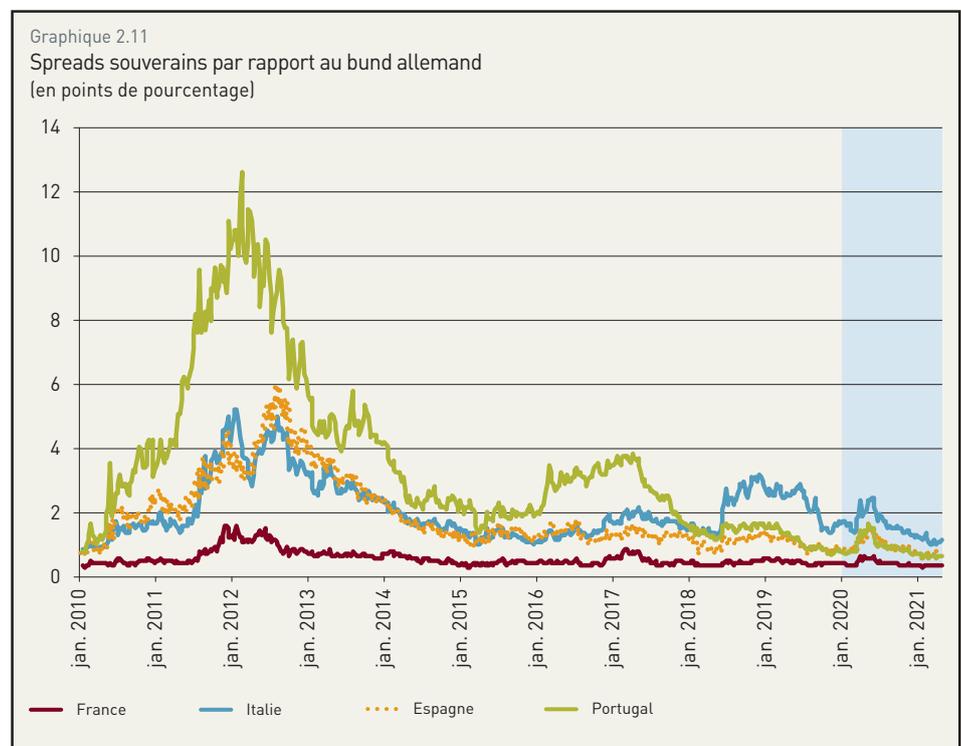
Depuis le milieu de l'année 2019, les rendements d'obligations souveraines de long terme pour certains pays de la zone euro (Allemagne, France, Luxembourg, ...) sont devenus négatifs tandis qu'ils sont restés positifs pour les États-Unis. En fin février 2020, les anticipations pessimistes des effets de la pandémie de la Covid-19 sur la croissance économique mondiale ont généré une forte volatilité et une pression à la baisse des rendements obligataires des valeurs refuges tandis qu'en Europe les rendements des obligations des pays dits « périphériques » ont enregistré une hausse. Par exemple, les rendements des obligations souveraines de long terme pour les États-Unis et l'Allemagne ont fortement baissé pour atteindre des niveaux historiquement bas en mars 2020 (graphique 2.10). Cette baisse a été

beaucoup plus importante pour les bons du trésor américain que pour l'obligation d'État allemand. Sur le reste de l'année 2020, le rendement du Bund allemand a continué à baisser tandis que celui des bons du Trésor américain a augmenté. Cependant, depuis le début de l'année 2021, les rendements obligataires allemands et américains ont progressé respectivement de 39 % et 83 %.

Les écarts de rendements « *spreads* » de certaines obligations souveraines émises par des pays de la zone euro par rapport au Bund allemand avaient baissé au début de 2020 pour atteindre leurs niveaux du début 2018. Cependant, la pandémie de la Covid-19 a occasionné une forte augmentation de ces *spreads*, notamment pour l'Italie, l'Espagne et le Portugal en raison de l'augmentation des rendements obligataires de ces pays alors que ceux de l'Allemagne baissaient (graphique 2.11). Toutefois, la dynamique déclenchée par l'annonce de la BCE des rachats significatifs des titres de créances souveraines 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 des *spreads*. La mise à disposition de liquidités abondantes au système bancaire a été essentielle pour rétablir un fonctionnement normal sur les marchés et a permis une réduction des *spreads*. L'annonce du plan de relance européen a également contribué à réduire les *spreads* au sein de la zone euro.



Source : Bloomberg



Source : Bloomberg



Quant aux écarts de rendements des titres émis par les entreprises par rapport aux titres souverains, ils ont enregistré un rebond important lors de l'émergence de la crise sanitaire en mars 2020. Et les indices de rendement des obligations des entreprises ont chuté fortement durant la même période. Cette phase est suivie d'un rebond très important des indices de rendement pour dépasser leurs niveaux d'avant crise sanitaire. Une évolution similaire a été observée pour les indices de rendements obligataires à haut risque. Ces évolutions positives sont le reflet des soutiens des autorités monétaires et gouvernementales aux économies depuis l'émergence du choc de la Covid-19.

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 créances détenus 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 créances détenus par les banques luxembourgeoises a progressé de 0,2 % par rapport à l'année 2019 pour atteindre 15 % en fin 2020. Après la baisse du premier trimestre 2020, une progression rapide de cette part fut enregistrée comme l'illustre le graphique 2.12. Les banques ont en revanche entamé une réduction de leur exposition aux titres de créances à partir du dernier trimestre de 2020. Cette tendance s'est poursuivie au premier trimestre 2021.

Quant à l'exposition des fonds d'investissement aux obligations durant la même période, elle affichait une progression à l'égard des entreprises non financières de 2 points de pourcentage par rapport à la fin de l'année 2019 pour atteindre un encours de 529,3 milliards d'€ en fin 2020. L'impact de la pandémie sur le secteur des entreprises non financières et l'incertitude sur la durée de la crise font peser un risque de crédit additionnel pour l'industrie des fonds. Ceci est d'autant plus vrai que le portefeuille obligataire des fonds d'investissement affichait en 2020 une certaine détérioration de la qualité des titres détenus liée à la dégradation des notations.

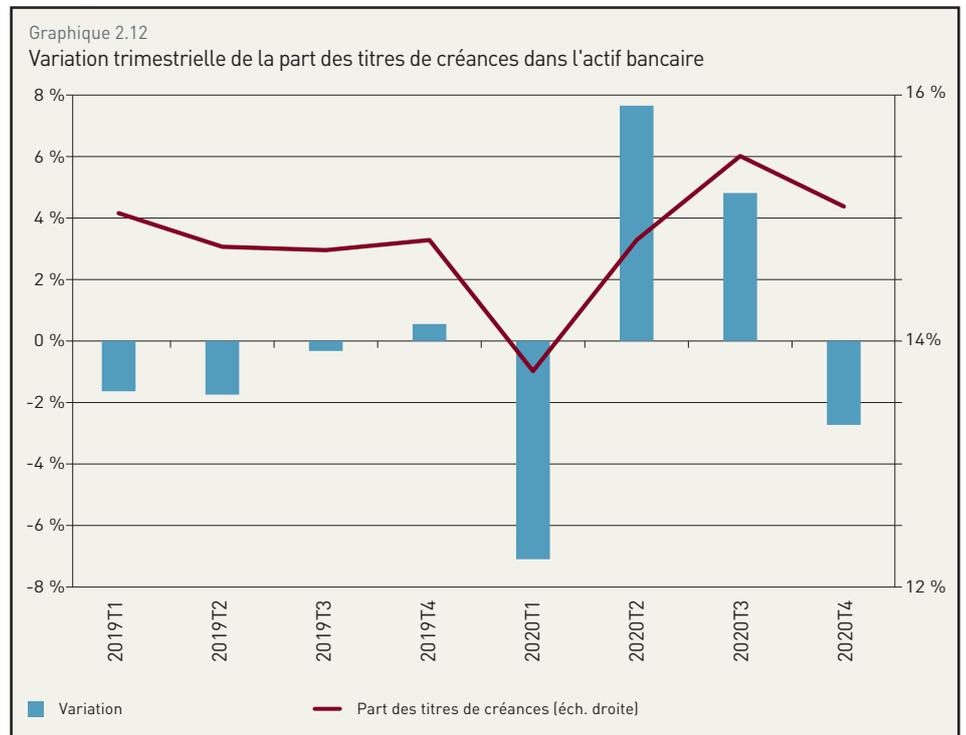
4. LES CONDITIONS ET RISQUES DE FINANCEMENT À COURT TERME

Les taux d'intérêt interbancaires Libor et Euribor ont continué à décroître durant l'année 2020. Cette tendance à la 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. Les taux Euribor continuent d'évoluer dans la zone négative au début de l'année 2021 tandis que le taux Libor reste encore positif.

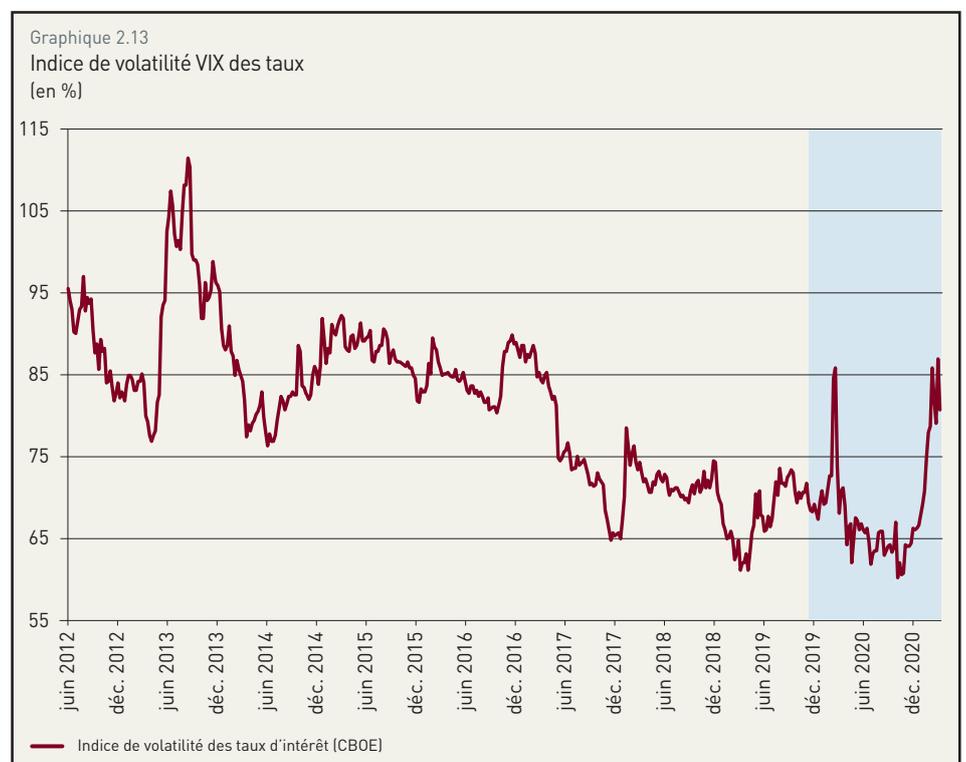
Plus généralement, les taux d'intérêt sur les marchés monétaires ont été relativement stables sur l'année 2019 avec l'indice de volatilité (VIX) des taux du Chicago Board Options Exchange (CBOE) oscillant dans une bande réduite, autour de 70 %. Cependant, l'incertitude née au début de la propagation de la pandémie a engendré des volatilités fortes des taux, exprimées par la hausse brutale de l'indice de volatilité des taux au pic de la crise sanitaire en mars 2020. Depuis cette courte période d'instabilité, les marchés monétaires sont redevenus plus stables sous l'impulsion de l'intervention des banques centrales. Cette stabilité relative dans la deuxième moitié de 2020 est illustrée par l'indice de volatilité des taux du CBOE. Cependant, la fin du premier trimestre 2021 a été marquée par un regain de volatilité des taux (graphique 2.13).

Pour mesurer le niveau de stress sur les marchés interbancaires, il convient d'analyser les écarts (les *spreads*) 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 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 associée, tandis que sa diminution traduit un risque de crédit faible et une solidité financière des banques. Au début de la crise sanitaire de la Covid-19 des tensions sur la liquidité sur l'ensemble des composantes des marchés financiers ont refait surface après une période d'accalmie enregistrée tout au long de l'année 2019. Les conditions de financement et de liquidité sur les marchés interbancaires se sont détériorées rapidement. La hausse de la demande de liquidité de précaution et la baisse de l'offre de prêt interbancaire ont engendré une augmentation des coûts de financement sur les marchés interbancaires, en particulier pour des maturités longues. Au pic du stress en mars 2020, 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 (graphique 2.14).

Les banques centrales à travers le monde sont intervenues pour apporter des liquidités aux marchés sous forme de rachats de titres, conduisant à réduire les tensions sur les marchés. L'Euro-système a contribué à réduire ces

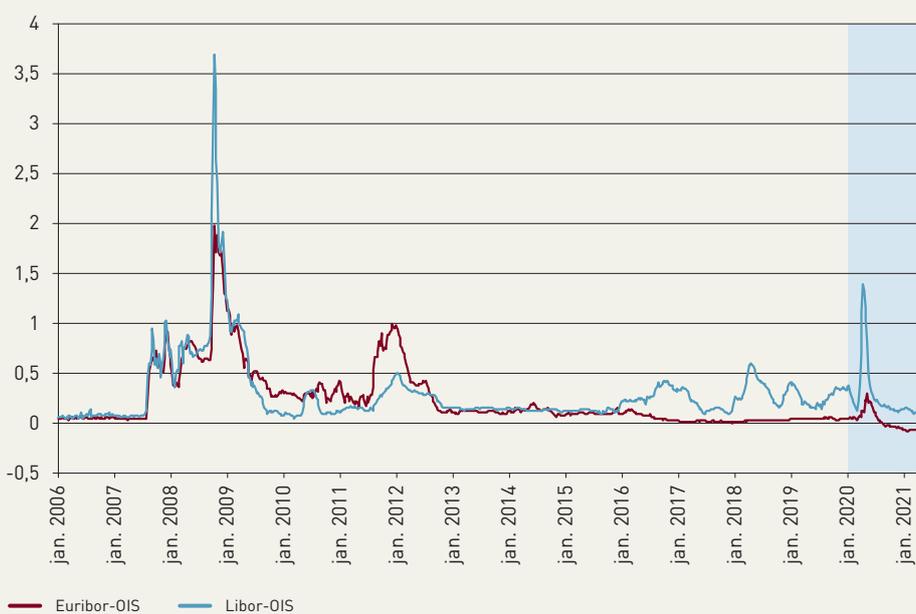


Source : BCL



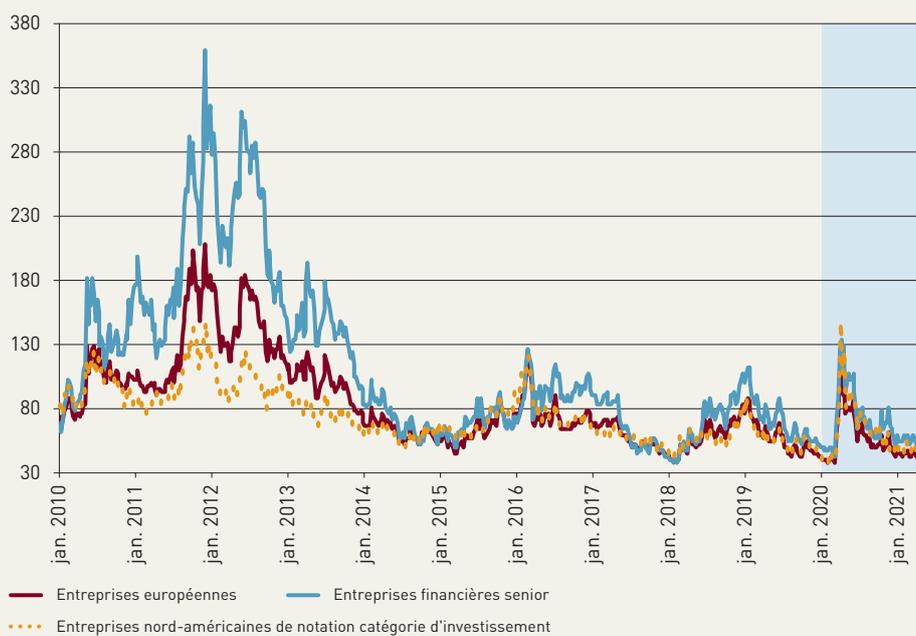
Source : Bloomberg

Graphique 2.14
Spread Euribor-OIS et Libor-OIS à 3 mois
(en points de pourcentage)



Sources : Bloomberg, Calcul de la BCL

Graphique 2.15
Indices composites des Credit Default Swap (CDS) des entreprises
(en points de base)



Source : Bloomberg

contraintes à travers l'augmentation des quantités achetées de titres souverains et des entreprises non financières. Les tensions sur les marchés monétaires se sont atténuées après l'annonce par la BCE des opérations d'urgence de refinancement à plus long terme pour faire face à la pandémie. La *Federal reserve* des États-Unis a aussi effectué des rachats de titres du Trésor américain et a mis en place des facilités de financement (*Commercial Paper Funding Facility*) et de liquidité y compris en faveur des fonds monétaires (*Money Market Mutual Fund Liquidity Facility*). Ces interventions ont contribué à améliorer substantiellement les conditions et la liquidité sur les marchés financiers. Grâce aux interventions conséquentes des banques centrales, la dynamique enregistrée au début de la crise s'est inversée et les *spreads* Euribor-OIS et Libor-OIS ont convergé vers leur niveau d'avant crise.

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 pour l'emprunteur. L'impact négatif de la pandémie sur les conditions de financement des entreprises financières et non financières est matérialisé par la forte hausse des indices CDS au mois de mars 2020 (graphique 2.15). Mais depuis avril 2020, les indices

CDS continuent de baisser graduellement pour s'établir à leurs niveaux d'avant la pandémie en ligne avec les perspectives optimistes liées au succès de la vaccination dans la lutte contre la Covid-19.

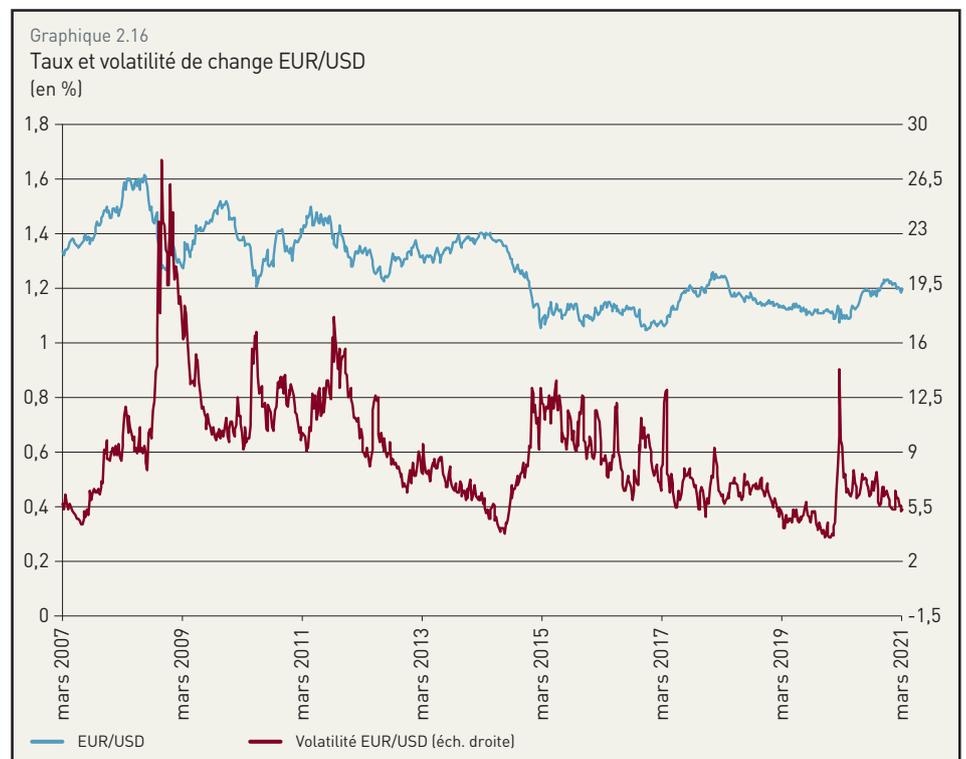
Concernant les implications de ces évolutions en termes de risques pour le secteur financier luxembourgeois, elles demeurent marginales dans la mesure où les interventions des banques centrales massives ont rapidement permis d'atténuer les craintes des investisseurs. Par ailleurs, le ratio de liquidité des banques luxembourgeoises reste très confortable, pour contrecarrer un potentiel risque de liquidité à court terme.

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

L'exposition du secteur financier luxembourgeois au risque de change est principalement tributaire du taux de change euro/dollar 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 2020. La valeur totale agrégée de ces actifs détenus par les banques et les fonds d'investissement représente respectivement près de 31,38 milliards USD et 2269,78 milliards USD en fin 2020. 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 d'investissement luxembourgeois.

L'année 2020 a été marquée par une appréciation de l'euro par rapport au dollar américain de 9 %.

Au pic de la pandémie, le taux de change de l'euro/dollar a chuté très fortement pour atteindre un niveau historiquement bas de 1,11 dollar américain pour un euro en fin mars 2020. Depuis lors, l'euro s'est apprécié par rapport au dollar pour atteindre 1,219 dollars en fin décembre 2020. Il a gagné 13 % par rapport au dollar entre le début d'avril 2020 et la fin de décembre 2020 (graphique 2.16). Cependant, le début de 2021 a été marqué par une légère dépréciation de l'euro par rapport au dollar (3 %) en ligne avec l'augmentation des rendements obligataires américains. Par ailleurs, après l'excès de la volatilité enregistré au début de la pandémie, les indices de volatilité sont redevenus bas au cours de la seconde moitié de 2020 même s'ils n'ont pas encore retrouvé leurs niveaux de la fin de l'année 2019.



Source : Bloomberg



En ce qui concerne les risques potentiels provenant de ces évolutions pour le secteur financier luxembourgeois, il est à noter que les fonds d'investissement au Luxembourg présentent la plus importante exposition aux risques de change. Du côté de l'actif, la part des actions et titres de participation détenus en dollar américain (USD) par les fonds d'investissement luxembourgeois est passée de 36 % au dernier trimestre 2019 à 39 % à la fin 2020. L'exposition des fonds résidents au Luxembourg à la livre sterling sous la forme de créances et de dépôts s'est accrue en passant de 9 % (34,75 milliards d'€) au dernier trimestre 2019 à 11 % (44,98 milliards d'€) au dernier trimestre 2020. Du côté du passif, la part des devises étrangères majeures est restée stable au cours de l'année 2020 ; les changements enregistrés consistaient en une progression de 3 points de pourcentage des dettes libellées dans des devises autres que les trois monnaies principales (USD, GBP et CHF).

L'exposition des banques luxembourgeoises aux devises étrangères a augmenté au cours de 2020. En particulier, la part des actions détenues en livre sterling dans la détention totale des actions a progressé de 2 points de pourcentage par rapport à la fin 2019 pour atteindre 4 % en fin 2020. L'exposition des banques au dollar sous forme de détention des actions a elle aussi augmenté de 1 point de pourcentage sur la même période. On note également une progression de la détention des actions en devises étrangères autres que les trois devises majeures (USD, GBP et CHF), passant de 9 % au dernier trimestre 2019 à 11 % à la fin de 2020. Ces progressions ont continué au premier trimestre de 2021.

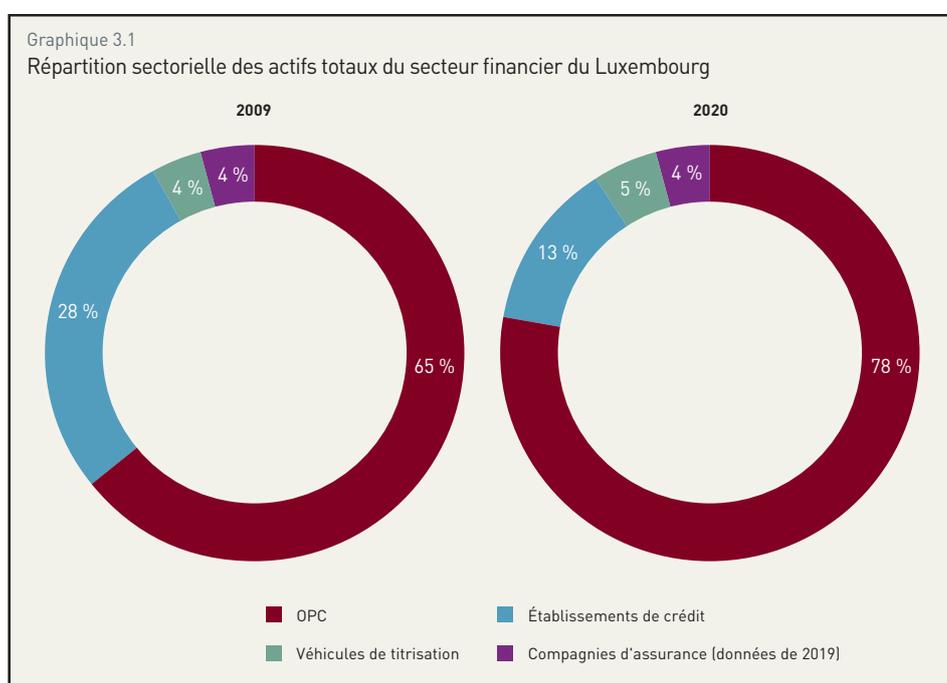
En guise de conclusion, il s'avère que les marchés financiers ont été dominés par la crise sanitaire au cours de l'année 2020. Les fortes performances des marchés au début de l'année ont brusquement laissé place à des pertes importantes entre la mi-février et avril 2020. En effet, les indices boursiers majeurs ont perdu en moyenne plus de 20 % de leur valeur entre la mi-février et avril 2020 à cause de l'incertitude liée à la progression de la pandémie et des mesures de confinement décidées à travers le monde. L'incertitude liée à l'avenir de la pandémie et les anticipations pessimistes sur la croissance mondiale ont été reflétées par des volatilités fortes des marchés et la baisse des rendements obligataires des valeurs refuges tandis que ceux des valeurs moins notées ont enregistré une hausse. Les banques centrales à travers le monde sont très vite intervenues avec des mesures accommodantes qui ont assoupli les conditions de financement et les contraintes de liquidité des marchés. Ces mesures ont été accompagnées par des programmes d'aide aux entreprises et aux ménages entrepris par les gouvernements qui ont également décidé des plans de relances importants. Ces interventions des gouvernements et des banques centrales ont réussi à calmer les tensions sur les marchés au cours de l'année. Les indices boursiers se sont fortement redressés, les écarts de rendements obligataires se sont réduits et les conditions de financements assouplies. Ces évolutions se sont traduites par une adaptation des comportements des acteurs financiers au Luxembourg. Ainsi, l'attrait des banques et des fonds d'investissement pour les actions a progressé dans une optique de recherche de rendements élevés. De plus, l'exposition des fonds d'investissement aux obligations d'entreprises non financières a légèrement progressé sur l'année 2020 avec une dégradation de la qualité des titres détenus due à la baisse des notations. Enfin, l'exposition des fonds et des banques aux devises étrangères a enregistré une légère progression en 2020.

3 LE SECTEUR FINANCIER : LES ÉVOLUTIONS RÉCENTES

1. Le secteur bancaire luxembourgeois	55
1.1 L'évolution du nombre d'établissements de crédit et de l'emploi dans le secteur bancaire	55
1.2 Le bilan des établissements de crédit	56
1.3 Décomposition des crédits et des dépôts de la clientèle non bancaire	63
1.4 Le compte de profits et pertes des établissements de crédit	73
1.4.1 Évolutions des revenus	77
1.4.2 Évolution des coûts	79
1.4.3 Résultats et indicateurs de rentabilité	80
1.5 La solvabilité	82
1.6 Le ratio de levier	91
1.7 La liquidité	92
1.8 Évaluation de la vulnérabilité du secteur bancaire	98
1.8.1 Indicateur de vulnérabilité	98
1.8.2 L'excès du crédit domestique : l'apport des fonctions d'efficacité du récepteur dans l'analyse des risques macro-prudentiels	99
1.8.3 Les tests d'endurance en tant qu'outils macro-prudentiels	105
1.8.4 L'indice alpha et la densité du réseau bancaire : mesure de l'intensité des interconnexions bancaires et de la concentration des liens interbancaires	108
1.8.5 Les interconnexions entre les établissements de crédit et les fonds d'investissement	112
2. Les autres acteurs du secteur financier	115
2.1 Les organismes de placement collectif	115
2.1.1 Les OPC non monétaires	116
2.1.2 Les OPC monétaires	122
2.2 Évaluation de la fragilité des fonds d'investissement : apport des probabilités de défaut conditionnelles	125
2.3 Les assurances	128

LE SECTEUR FINANCIER : LES ÉVOLUTIONS RÉCENTES

En dépit de la sévérité de la récession économique mondiale induite par la pandémie de la Covid-19, la place financière a su maintenir son attrait en 2020. Les actifs du secteur financier luxembourgeois dans son ensemble ont ainsi connu en 2020 une évolution positive et s'élèvent à près de 6 413 milliards d'euros fin décembre 2020, soit une progression de 5 % par rapport à fin décembre 2019. Au niveau des OPC, le volume d'actifs nets sous gestion est passé de 4 719 milliards d'euros fin décembre 2019 à 4 974 milliards d'euros fin décembre 2020, soit une augmentation de 5 %, ce qui renforce la position dominante des organismes de placements collectifs (OPC) dans la répartition sectorielle des actifs totaux du secteur financier luxembourgeois (graphique 3.1).



Sources : BCL, CSSF, CAA

Alors que la crise de 2008 trouvait son origine dans la sphère financière, le secteur financier a constitué un important levier depuis l'émergence de la crise sanitaire afin d'atténuer les effets de la pandémie sur l'activité économique. Les établissements de crédit ont 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 a prouvé son efficacité et a permis aux banques de jouer un rôle déterminant dans le financement de l'économie durant la pandémie.

Ainsi, en vue d'augmenter les marges de manœuvre des établissements de crédit sans toutefois compromettre la stabilité du sys-

tème financier, des adaptations ponctuelles à la réglementation bancaire européenne (*Capital Requirements Regulation, quick fix package*) sont entrées en vigueur à partir de juin 2020.

L'analyse des données du secteur bancaire luxembourgeois confirme que ce dernier demeure résilient en 2020, malgré une chute importante du résultat net.

La somme des bilans des établissements de crédit s'est établie à 872,9 milliards d'euros à la fin du mois de mars 2021, en baisse de 3,2 % sur douze mois. Alors que la somme des bilans des établissements de crédit dégagait une tendance plutôt haussière entre le deuxième trimestre 2018 et le premier trimestre 2020, celle-ci semble se stabiliser depuis le début de la crise sanitaire. L'analyse de la structure des bilans met en exergue une forte hausse de l'activité sur le marché interbancaire tant à l'actif qu'au passif du bilan entre février 2021 et mars 2021. En ce qui concerne l'activité avec les contreparties non bancaires, sur la même période, on note une baisse des dépôts reçus de la part de la clientèle et une hausse du montant des crédits qui lui sont octroyés.

Sur base de chiffres provisoires, le résultat net dégagé par les établissements de crédit de la Place financière (y compris leurs succursales à l'étranger) a baissé de 17,2 % en comparaison annuelle pour s'inscrire à 3 milliards d'euros en 2020. Le produit net bancaire s'est inscrit à la hausse entre 2019 et 2020, porté par la progression des commissions nettes perçues. Au niveau de l'affectation du produit net bancaire, les principaux postes de frais se sont orientés à la hausse. À ce titre, il convient de souligner que la constitution nette de provisions ainsi que les dépréciations nettes ont fortement augmenté dans le contexte de la crise sanitaire.

Finalement, la position de solvabilité du secteur bancaire demeure confortable. Quel que soit l'indicateur utilisé, les niveaux des ratios se situaient fin 2020 nettement au-dessus des minimas réglementaires requis. Ainsi, le niveau des ratios de solvabilité agrégé et CET 1 dépasse les 20 %. En outre, les banques luxembourgeoises affichaient une position de liquidité robuste, attestée par le niveau confortable des ratios de liquidité réglementaires.

Même si les banques luxembourgeoises restent dans une position de solvabilité et de liquidité favorable et que les risques de solvabilité ne se sont pas matérialisés jusqu'à présent, la vigilance reste de mise. L'impact final de la crise sanitaire est entouré de beaucoup d'incertitude ; il demeure une source de préoccupations des autorités en particulier pour l'année 2021. D'autant plus que le secteur bancaire luxembourgeois reste confronté à de nombreux autres défis, tels que la faible rentabilité, l'environnement de taux bas et la transformation du métier bancaire (le développement de l'intermédiation non-bancaire, les évolutions technologiques, la digitalisation, les cyber-risques, etc.).

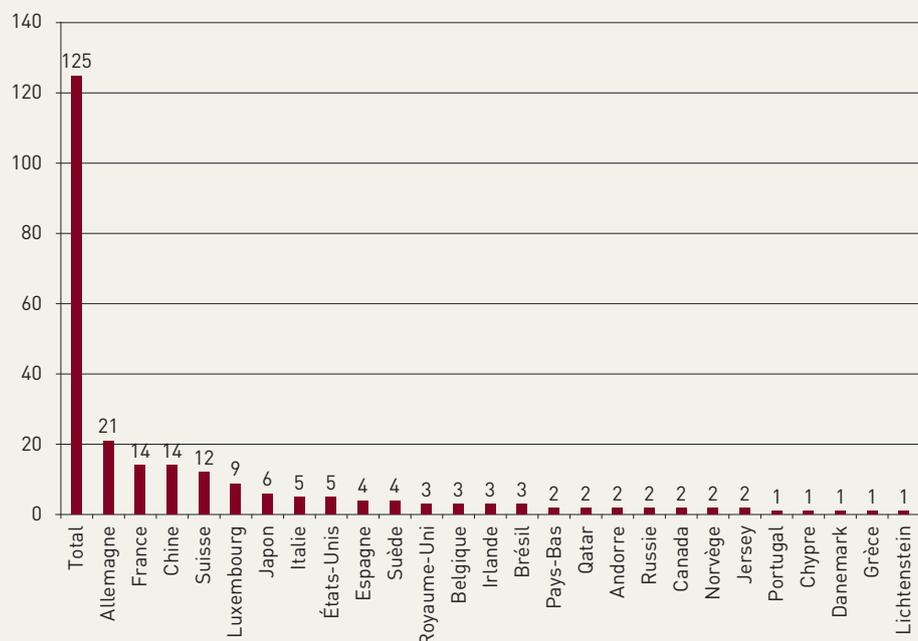
1. LE SECTEUR BANCAIRE LUXEMBOURGEOIS

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

Fin mars 2021, le nombre d'établissements de crédit inscrits sur la liste officielle s'est élevé à 125 unités, soit une diminution de 3 unités par rapport à fin mars 2020. Il s'agit du nombre le plus bas enregistré depuis la fin des années 1980. 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 21 entités, suivis par les établissements français (14 entités), chinois (également 14 entités) et suisses (12 entités). Il convient de mentionner que 9 établissements de crédit sur les 125 sont d'origine luxembourgeoise. Durant l'année 2020, nous constatons que le nombre d'ouvertures de banques dépasse celui des fermetures. En effet, entre janvier 2020 et décembre 2020, six nouvelles entités ont obtenu une licence bancaire alors que durant la même période cinq 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 globalement haussière, une inversion de tendance est discernable depuis début 2020. Ceci semble être la conséquence de réorganisations structurelles bancaires au niveau européen suite au Brexit plutôt qu'une conséquence de la pandémie de COVID-19. Cette affirmation ne découle pas d'analyses de données mais plutôt de réflexions qualitatives. 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 en 2019. Un autre facteur qui vient soutenir cette

Graphique 3.2
Nombre et origine géographique des établissements de crédit au Luxembourg

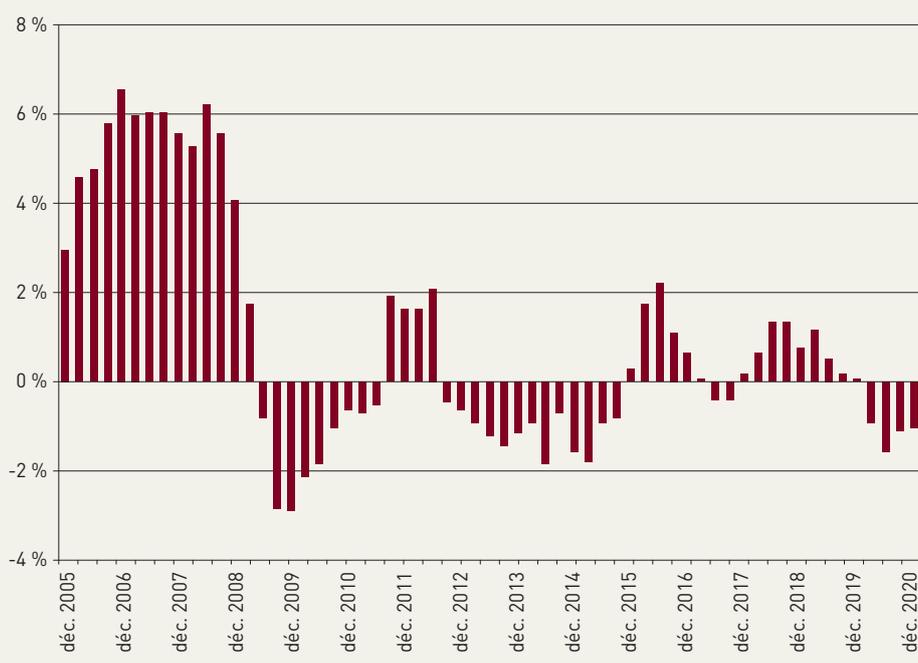


Source : BCL

hypothèse est le fait que la presse de l'époque relayait des informations relatives au fait que les établissements de crédit allaient se restructurer au niveau européen suite au Brexit. Le vrai impact de la COVID-19 devrait se ressentir dès que les aides publiques aux entreprises non financières s'estompent. 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 quatrième trimestre 2020, l'emploi dans le secteur bancaire au Luxembourg s'est élevé à 26 059 individus, reflétant une baisse annuelle de 275 emplois. Par ailleurs, l'évolution trimestrielle est négative depuis le premier trimestre 2020.

1.2 LE BILAN DES ÉTABLISSEMENTS DE CRÉDIT

Graphique 3.3
Évolution du taux de croissance de l'emploi bancaire (en variation annuelle)



Source : BCL

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 semble se stabiliser depuis le début de la crise sanitaire. La somme des bilans s'est établie à 872,9 milliards d'euros à la fin du mois de mars 2021, en baisse annuelle de 3,2 %. Sur base mensuelle, on note en effet une progression de la somme des bilans des banques lors de la récente période d'observation. Cette hausse, qui s'inscrit à 9,1 milliards d'euros (+1,1 %), découle largement d'une augmentation des positions interbancaires. Contrairement aux années précédentes, il convient de souligner que les dépôts en provenance du secteur des autres

intermédiaires financiers (AIF) ont plutôt contribué à la baisse de la somme des bilans bancaires au cours de la dernière période.

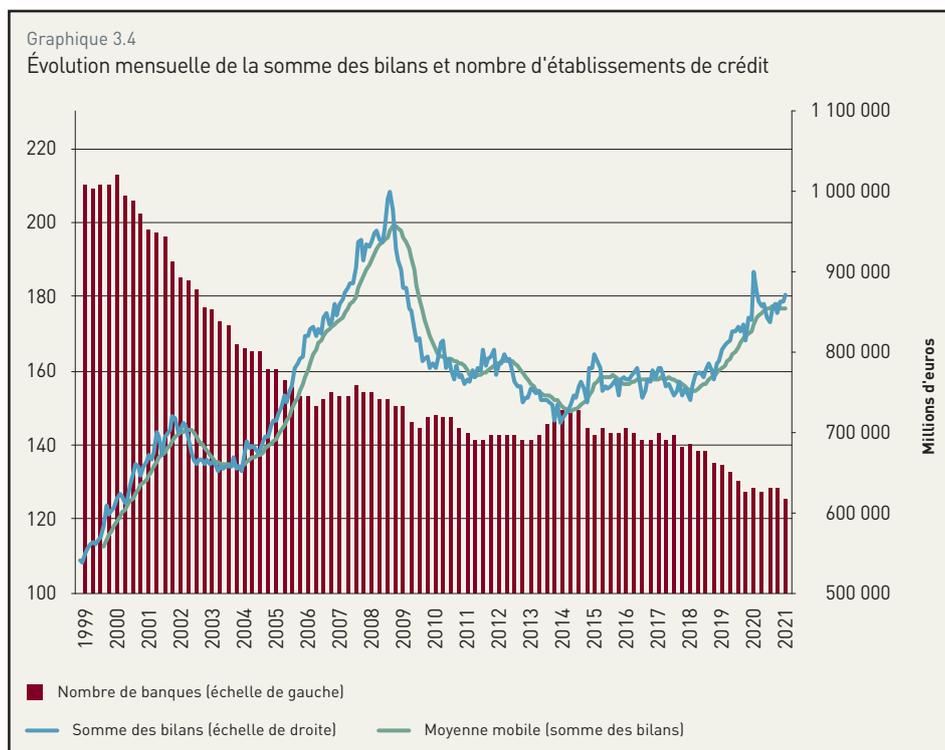
L'analyse de la structure des bilans met en exergue une forte hausse de l'activité sur le marché inter-bancaire tant à l'actif qu'au passif du bilan au cours du premier trimestre de 2021. En ce qui concerne l'activité avec les contreparties non bancaires, sur la même période, on note une baisse des dépôts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

Les chiffres les plus récents étant ceux de mars 2021, ils nous permettent d'appréhender les effets de la crise sanitaire sur une période de douze mois. Après un mois de mars 2020 exceptionnel où la somme des bilans des établissements de crédit s'est élevée à 901,6 milliards d'euros, une certaine stabilisation autour des 860 milliards d'euros s'est installée.

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

Fin mars 2021, les créances interbancaires avec un poids relatif de 53,6 % sont restées la principale composante de l'actif du bilan. Le volume des crédits octroyés aux autres établissements bancaires s'est élevé à 467,5 milliards d'euros, soit une diminution de 16,1 milliards d'euros par rapport à l'année précédente (tableau 3.1).

Il convient de rappeler que les données relatives à l'actif et au passif interbancaires doivent être interprétées avec prudence, les opérations interbancaires étant largement dominées par les positions intragroupes. En effet, fin décembre 2020, les crédits octroyés à des entreprises liées ont représenté environ 82 % des créances interbancaires (hors-BCL). Quant aux dépôts en provenance d'entreprises liées, ils s'élevaient à environ 80 %.



Source : BCL

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⁾
	202003	202012	202103	202003 - 202103		202012 - 202103		
				EN MILLIONS D'EUROS	EN %	EN MILLIONS D'EUROS	EN %	
Créances interbancaires	483 504	457 501	467 451	-16 053	-3,3	9 950	2,2	53,6
Créances sur la clientèle	259 106	234 502	243 211	-15 895	-6,1	8 709	3,7	27,9
Portefeuille titres	133 709	137 874	139 606	5 897	4,4	1 732	1,3	16,0
Autres actifs	25 323	21 251	22 617	-2 706	-10,7	1 366	6,4	2,6
Total de l'actif	901 642	851 128	872 885	-28 757	-3,2	21 757	2,6	100,0

Source : BCL

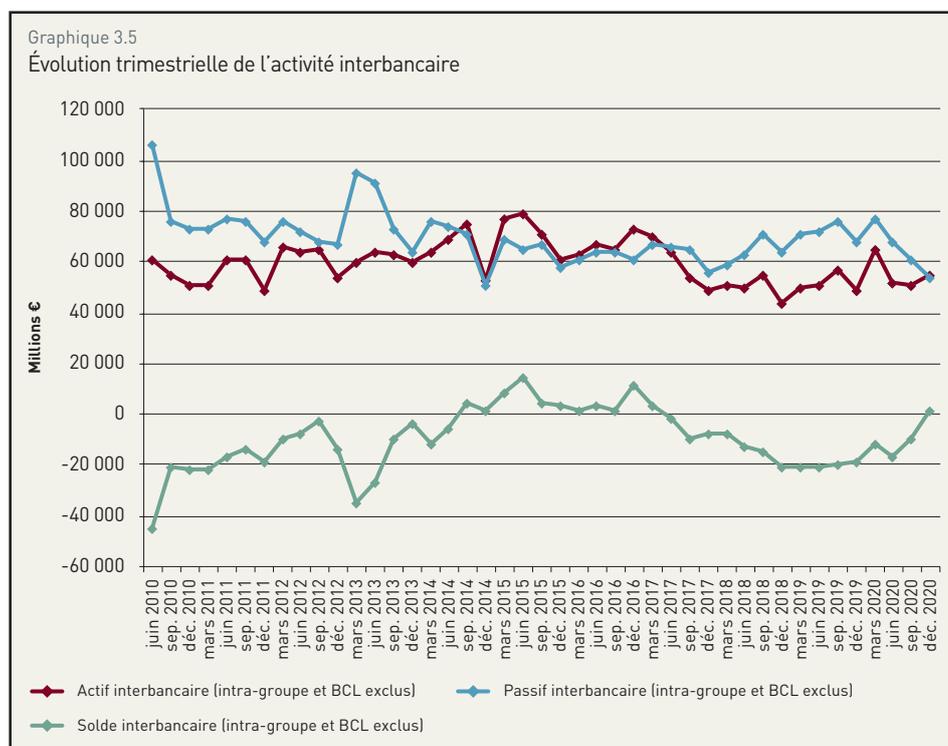
¹⁾ Poids relatif par rapport au total des actifs

Afin d'appréhender les développements du marché interbancaire il faut en soustraire les opérations réalisées avec la BCL (voir graphique 3.5). Fin mars 2021, les établissements de crédit luxembourgeois avaient déposé 205,5 milliards d'euros auprès de la BCL. Ce montant se décompose en 119,1 milliards d'euros sur les comptes courants et 86,42 milliards d'euros dans les facilités de dépôt. Les excédents de réserves, ainsi que les montants de facilités de dépôt ont enregistré une hausse importante en rythme annuel et ce malgré un taux de facilité de dépôt négatif.

Effectivement, 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. Pour la période de constitution des réserves prenant fin le 16 mars 2021, l'exigence de réserves obligatoires

s'est élevée à 5,33 milliards d'euros. Ainsi, les excédents de réserve de la période s'élevaient à 116,5 milliards d'euros, ce qui représente une forte progression par rapport aux 91,06 milliards enregistrés lors de la période de constitution des réserves prenant fin le 17 mars 2020. Les montants placés dans la facilité de dépôt se sont inscrits à 86,4 milliards d'euros fin mars 2021, à comparer aux 27,2 milliards d'euros fin mars 2020.

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 exclues et ce, afin d'obtenir une image plus fidèle des activités interbancaires. Ainsi, en excluant

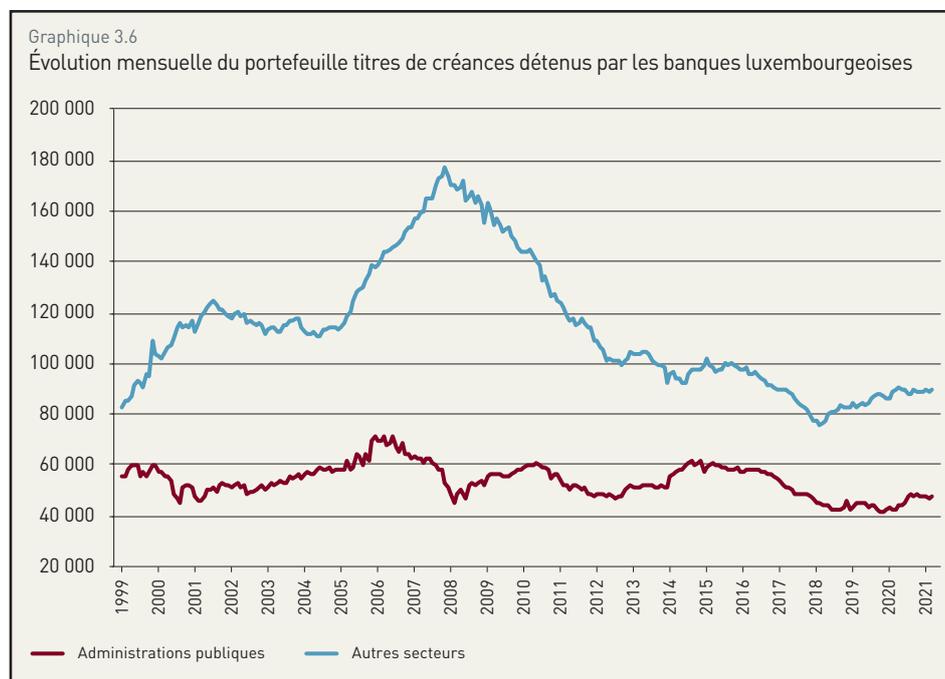


Source : BCL

les activités intragroupes et les opérations avec la BCL, le solde interbancaire a été négatif à partir du deuxième trimestre 2017 jusqu'à la fin du quatrième trimestre 2020.

Les créances sur la clientèle ont affiché un encours de 243,2 milliards d'euros fin mars 2021, représentant 27,9 % de l'actif total, en baisse de 15,9 milliards d'euros (-6,1 %) par rapport au niveau observé une année auparavant. Cette évolution est largement attribuable à une baisse des créances octroyées aux sociétés non financières (SNF) et aux autres intermédiaires financiers (AIF).

Fin mars 2021, le portefeuille-titres détenu par les établissements de crédit s'est élevé à 139,6 milliards d'euros, enregistrant une hausse de 4,4 % en rythme annuel, soit 5,9 milliards d'euros. Le portefeuille a été constitué à 92,8 % de titres obligataires. Le graphique 3.6 illustre la répartition entre les titres de créances et les actions.



Source : BCL

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 mars 2021, le portefeuille obligataire s'est élevé à 129,53 milliards d'euros, enregistrant une hausse annuelle de 4,33 %, soit 5,4 milliards d'euros.

Quant aux autres actifs, ils ont enregistré une diminution de 2,7 milliards d'euros durant la période d'observation.

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 (en millions d'euros, des différences peuvent apparaître en raison des arrondis)

	DÉC-14	DÉC-15	DÉC-16	DÉC-17	DÉC-18	DÉC-19	MARS-20	DÉC-20
Luxembourg	2 891	2 971	2 620	2 254	2 086	2 029	2 033	2 044
Allemagne	538	201	263	479	190	239	220	211
Belgique	286	1	0	0	0	0	0	0
Espagne	154	139	111	96	56	47	62	41
France	99	6	5	0	15	19	19	34
Portugal	58	55	49	44	38	32	32	26
Autriche	36	0	31	30	29	28	28	27
Pays-Bas	29	25	25	0	0	0	0	0
Italie	13	13	9	10	7	6	5	4
Finlande	0	0	0	0	0	0	0	0
Chypre	0	0	0	0	0	0	0	0
Estonie	0	0	0	0	0	0	0	0
Grèce	0	0	0	0	0	0	0	0
Irlande	0	0	0	0	0	4	4	0
Lettonie	0	0	0	0	0	0	0	0
Lituanie	0	0	0	0	0	0	0	0
Malte	0	0	0	0	0	0	0	0
Slovaquie	0	0	0	0	0	0	0	0
Slovénie	0	0	0	0	0	0	0	0
Zone euro	4 105	3 411	3 113	2 912	2 421	2 403	2 403	2 387
Royaume-Uni	3 971	2 488	2 133	2 018	1 764	0	0	0
Suède	0	0	0	0	0	0	0	0
Hongrie	0	0	0	0	0	0	0	0
Bulgarie	0	0	0	0	0	0	0	0
Croatie	0	0	0	0	0	0	0	0
Danemark	0	0	0	0	0	0	0	0
Pologne	0	0	0	0	0	0	0	0
Roumanie	0	0	0	0	0	0	0	0
République Tchèque	0	0	0	0	0	0	0	0
UE hors zone euro	3 971	2 488	2 133	2 018	1 764	0	0	0
UE	8 076	5 899	5 246	4 930	4 185	2 403	2 403	2 387
Autres pays	349	521	877	1 041	923	1 583	157	1 131
États-Unis	199	163	105	73	7	2	3	2
Suisse	141	450	401	376	213	290	255	237
Institutions supranationales	0	0	0	0	0	0	0	0
Japon	0	0	0	0	0	0	0	0
Hors UE	689	1 135	1 383	1 157	1 144	1 875	415	1 370
Tous pays	8 765	7 034	6 629	6 087	5 329	4 279	2 818	3 757

Source : BCL

Le tableau 3.2 met en évidence une diminution du volume total des crédits accordés par les banques luxembourgeoises aux administrations publiques par rapport à décembre 2019. En effet, l'encours de ces créances s'est élevé à 3 757 millions d'euros fin décembre 2020, en diminution de 12,2 % par rapport à son niveau de décembre 2019.

Cette forte diminution s'explique surtout par une diminution des créances envers les autres pays hors Union européenne.

DÉTENTION DE TITRES PUBLICS PAR LES ÉTABLISSEMENTS DE CRÉDIT LUXEMBOURGEOIS

Tableau 3.3 :

Encours de titres publics détenus par les établissements de crédit luxembourgeois
(en millions d'euros, des différences peuvent apparaître en raison des arrondis)

	DÉC-14	DÉC-15	DÉC-16	DÉC-17	DÉC-18	DÉC-19	MARS-20	DÉC-20
France	9 488	9 383	8 804	7 426	5 827	5 100	5 129	6 619
Italie	9 149	7 823	6 890	4 916	4 198	3 717	3 613	2 956
Allemagne	8 015	7 560	7 092	5 742	4 933	4 016	4 030	4 152
Belgique	4 594	4 421	2 925	3 002	3 201	2 526	2 583	3 118
Espagne	3 378	3 151	3 087	3 147	2 664	3 972	4 116	3 253
Pays-Bas	3 066	2 144	1 829	1 275	1 122	900	801	914
Autriche	2 979	2 670	2 489	2 018	1 152	894	957	1 158
Luxembourg	1 181	1 145	1 136	1 348	1 317	1 706	1 698	1 476
Portugal	957	1 057	1 092	983	692	562	683	621
Irlande	430	638	431	599	644	522	496	424
Finlande	809	705	741	703	396	481	393	444
Slovaquie	228	334	274	271	230	263	260	261
Slovénie	80	93	95	90	65	65	34	41
Lituanie	37	144	137	91	98	105	62	107
Lettonie	4	9	30	13	12	35	87	89
Grèce	-	3	2	-	-	-	-	-
Chypre	-	1	-	-	-	-	-	-
Malte	-	-	-	-	-	-	-	-
Estonie	-	-	-	-	-	-	-	-
Zone euro	44 395	41 281	37 054	31 624	26 551	24 864	24 942	25 633
Pologne	838	718	581	618	768	824	890	846
Hongrie	245	236	84	80	10	10	10	12
Royaume-Uni	377	544	506	429	494	402	410	1 033
République Tchèque	198	262	398	379	203	259	254	353
Suède	26	192	30	22	96	75	67	86
Danemark	12	28	27	-	-	5	8	2
Croatie	9	10	10	12	12	15	9	5
Bulgarie	-	-	1	-	-	-	-	-
Roumanie	-	-	-	-	-	-	-	-
UE hors zone euro	1 705	1 990	1 637	1 540	1 583	1 590	1 648	2 337
UE	46 100	43 271	38 691	33 164	28 134	26 454	26 590	27 970
États-Unis	4 227	5 792	6 680	5 074	6 881	7 027	6 223	6 808
Japon	668	1 382	1 392	865	750	1 028	1 474	806
Suisse	153	337	322	247	144	109	108	106
Autres pays	2 542	2 365	3 260	3 017	2 061	3 283	3 544	6 420
Institutions supranationales	71	539	457	354	220	254	256	1 214
Hors UE	7 661	10 415	12 111	9 557	10 056	11 701	11 605	15 354
Tous pays	53 761	53 686	50 802	42 721	38 190	38 155	38 195	43 324

Source : BCL

Au 31 décembre 2020, le portefeuille de titres publics détenus par les banques au Luxembourg s'est élevé à 43,32 milliards d'euros, enregistrant une hausse annuelle de 13,5 %. Cette progression se doit, néanmoins, d'être nuancée. Les titres étant portés à l'actif à leur valeur de marché, il est nécessaire de distinguer entre les effets de valorisation et ceux de transactions afin de comprendre cette évolution. En 2020, les effets de transactions ont dominé les effets de valorisation. Une telle évolution a contribué à la progression des encours enregistrés à la fin de l'année 2020.

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⁾
	202003	202012	202103	202003 - 202103		202012 - 202103		
				EN MILLIONS D'EUROS	EN %	EN MILLIONS D'EUROS	EN %	202103
Dettes interbancaires	305 298	278 452	281 606	-23 692	-7,8	3 154	1,1	32,3
Dettes envers la clientèle	434 604	422 054	444 242	9 638	2,2	22 188	5,3	50,9
Dettes représentées par un titre	70 162	62 710	56 960	-13 202	-18,8	-5 750	-9,2	6,5
Autres passifs	91 578	87 912	90 077	-1 501	-1,6	2 165	2,5	10,3
Total du passif	901 642	851 128	872 885	-28 757	-3,2	21 757	2,6	100,0

Source : BCL

¹⁾ Poids relatif par rapport au total des passifs

Les dettes envers les autres établissements de crédit ont enregistré une baisse annuelle de 7,8 % pour s'élever à 281,6 milliards d'euros fin mars 2021. Comme indiqué précédemment, il convient de souligner que les dépôts reçus d'entreprises liées ont représenté environ 80 % de la dette interbancaire (hors-BCL). Le concours en euros de la BCL au financement des établissements de crédit de la zone euro a augmenté de 10,1 milliards d'euros par rapport à l'année 2019.

Les dettes envers la clientèle représentent le principal poste du passif du bilan avec un poids relatif de 50,9 %. En effet, l'encours des dépôts s'est élevé à 444,24 milliards d'euros fin mars 2021, en hausse de 2,2 % 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 volatile ainsi que par les ménages et institutions sans but lucratif au service des ménages.

Le financement par émission de titres de dette a fortement diminué par rapport à l'année précédente pour atteindre 56,9 milliards d'euros fin mars 2021, soit 6,5 % du total du passif. 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 base annuelle, on note une hausse effective des émissions de titres de la part des établissements de crédit de l'ordre de 0,13 milliard d'euros. Pour la même période, les effets de prix et de change ont été négatifs ; ils s'élevaient à 13,3 milliards d'euros.

À la fin du mois de mars 2021, 90,1 milliards d'euros ont été comptabilisés sous la catégorie des autres passifs, soit une diminution de 1,6 % par rapport au niveau de mars 2020.

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

L'analyse des composantes des agrégats bilantaires 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 bilantaires 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.

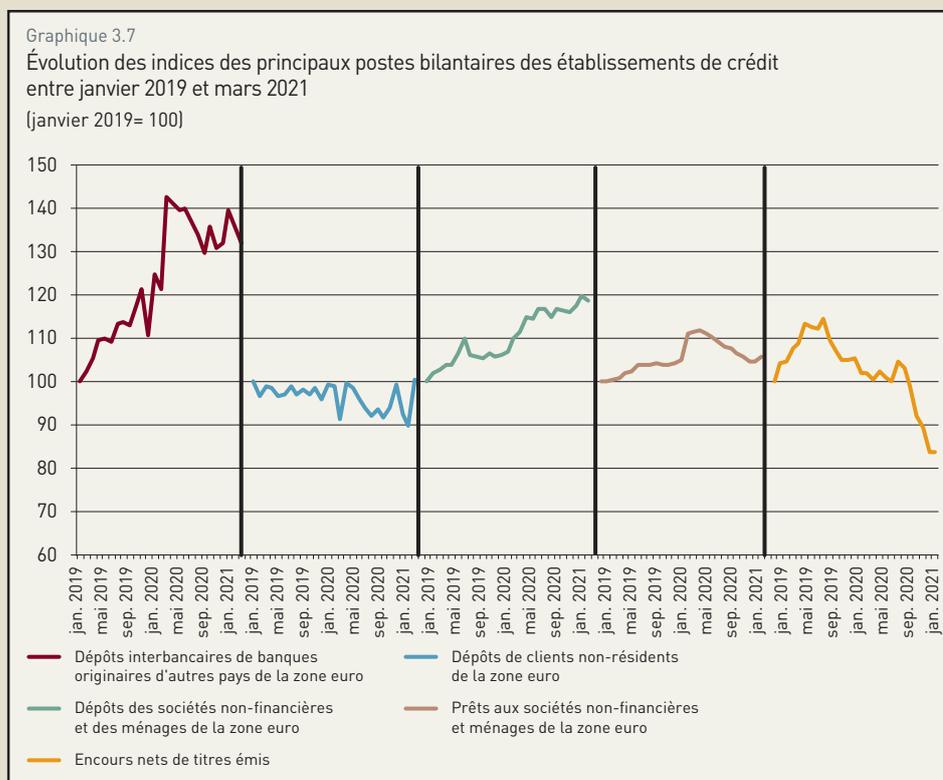
Encadré 3.2 :

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 2019.

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 inversion de tendance croissante d'avant crise.

Quant aux dépôts de clients non-résidents de la zone euro, la stabilité qui caractérisait la série s'est rompue dès la fin du premier trimestre 2020. Elle est succédée par une forte baisse jusqu'au début de l'année 2021 pour converger vers un niveau d'avant crise.



Source : BCL



Les prêts octroyés aux ménages et sociétés non financières (SNF) de l'ensemble de la zone euro ainsi que les dépôts en provenance de ces secteurs renseignent sur l'activité d'intermédiation bancaire envers le secteur privé non financier. Dans ce contexte, les crédits octroyés au secteur privé non financier en zone euro ont enregistré une hausse cumulée de 6,0 % sur l'horizon d'observation. Cette progression s'explique par une augmentation des créances envers les AIF (9,6 %), mais aussi celles attribuées aux ménages (14,2 %). Quant aux dépôts en provenance des SNF et des ménages de la zone euro, ils ont enregistré également une croissance de 18,9 % sur la période.

L'évolution mensuelle du financement par émission de titres de dette a enregistré une diminution de 16,3 % par rapport au mois de base.

Les crédits accordés aux résidents du Luxembourg

L'encours des crédits accordés aux contreparties résidentes non bancaires au Luxembourg a progressé de 2,3 % en glissement annuel pour atteindre 104,9 milliards d'euros au 31 mars 2021 (tableau 3.5). Les crédits octroyés ont diminué pour la plupart des secteurs économiques, notamment pour les AIF, les sociétés d'assurance ainsi que les sociétés non financières.

Le financement des administrations publiques luxembourgeoises a reposé, en partie, sur des créances bancaires³⁶ dont l'encours a affiché un solde de 2,06 milliards d'euros fin mars 2021, en hausse 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 10 emprunts souverains à long terme, dont un 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, pour un encours de 14,25 milliards d'euros. Le 21 avril 2020, le Grand-Duché du Luxembourg a émis deux nouvelles obligations, l'une d'un montant de 1,5 milliard d'euros et d'une maturité de 5 ans et l'autre 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 émission obligataire est de financer la lutte contre la pandémie de Covid-19 et d'aider les agents économiques à surmonter cette crise.

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 diminué de 0,26 milliard d'euros en comparaison annuelle, portant l'encours à 32,15 milliards d'euros en mars 2021.

En ce qui concerne le secteur privé non financier, le volume des crédits accordés aux SNF a connu une diminution de 1,4 % en rythme annuel qui a porté l'encours à 28,73 milliards d'euros à la fin du mois de mars 2021. Enfin, les crédits aux ménages et ISBLM ont représenté 39,8 % de l'ensemble des créances envers le secteur non bancaire résident avec un encours de 41,8 milliards d'euros fin mars 2021. Ces derniers étaient principalement composés de crédits immobiliers dont la progression

³⁶ D'une part, il faut préciser qu'il s'agit ici de créances bancaires envers des banques résidentes et, d'autre part, que les entités extrabudgétaires comme les CFL etc. ne sont pas couvertes.

annuelle a atteint 10,5 %. 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.

Tableau 3.5 :

Crédits accordés par les banques luxembourgeoises aux contreparties résidentes non bancaires
(encours en fin de période en millions d'euros, des différences peuvent apparaître en raison des arrondis)

	MONTANTS EN MILLIONS D'EUROS			VARIATION EN MILLIONS D'EUROS ET EN %				POIDS RELATIF
	202003	202012	202103	202003 - 202103		202012 - 202103		
				EN MILLIONS D'EUROS	EN %	EN MILLIONS D'EUROS	EN %	202103
Administrations publiques	2 033	2 044	2 063	30	1,5	19	0,9	2,0
Autres intermédiaires financiers	32 725	30 305	32 148	-577	-1,8	1 843	6,1	30,6
Sociétés d'assurances et fonds de pension	279	164	218	-61	-21,7	54	32,8	0,2
Sociétés non financières	29 147	28 234	28 732	-415	-1,4	498	1,8	27,4
Ménages & ISBLM	38 484	41 012	41 830	3 346	8,7	818	2,0	39,8
<i>Crédits à la consommation</i>	1 833	1 868	1 732	-101	-5,5	-136	-7,3	4,1
<i>Crédits immobiliers</i>	33 610	36 319	37 123	3 513	10,5	804	2,2	88,7
<i>Autres crédits</i>	3 041	2 825	2 975	-66	-2,2	150	5,3	7,1
Total	102 668	101 759	104 991	2 323	2,3	3 232	3,2	100,0

Source : BCL

Encadré 3.3 :

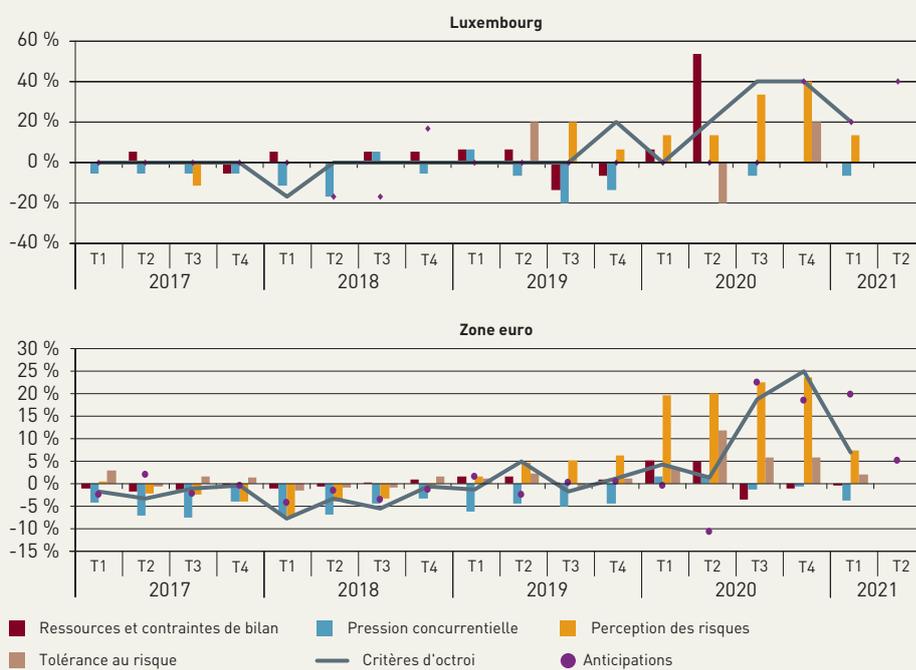
L'ENQUÊTE TRIMESTRIELLE SUR LA DISTRIBUTION DU CRÉDIT BANCAIRE AU LUXEMBOURG

Lors de la dernière enquête, les banques ont déclaré qu'elles ont durci les critères d'octroi appliqués aux crédits aux entreprises au cours du premier trimestre 2021 (graphique 3.8). Elles ont durci les critères d'octroi aussi bien pour les crédits aux grandes entreprises que pour les crédits aux PME. Quant aux facteurs sous-jacents, les banques ont indiqué un effet durcissant provenant d'une détérioration de leur perception des risques concernant la situation et les perspectives économiques globales et des risques relatifs aux garanties requises pour les crédits aux grandes entreprises. Les banques ont également signalé une baisse de leur tolérance aux risques pour les prêts aux PME et aux grandes entreprises. Elles ont cependant indiqué un effet assouplissant sur leurs critères d'octroi provenant de la pression concurrentielle.

Dans la zone euro dans son ensemble, les banques ont déclaré qu'au cours du premier trimestre 2021 elles ont également durci leurs critères d'octroi pour les crédits aux entreprises. Elles ont principalement attribué ce durcissement à une diminution de leur tolérance aux risques et une dégradation des risques concernant l'activité économique.

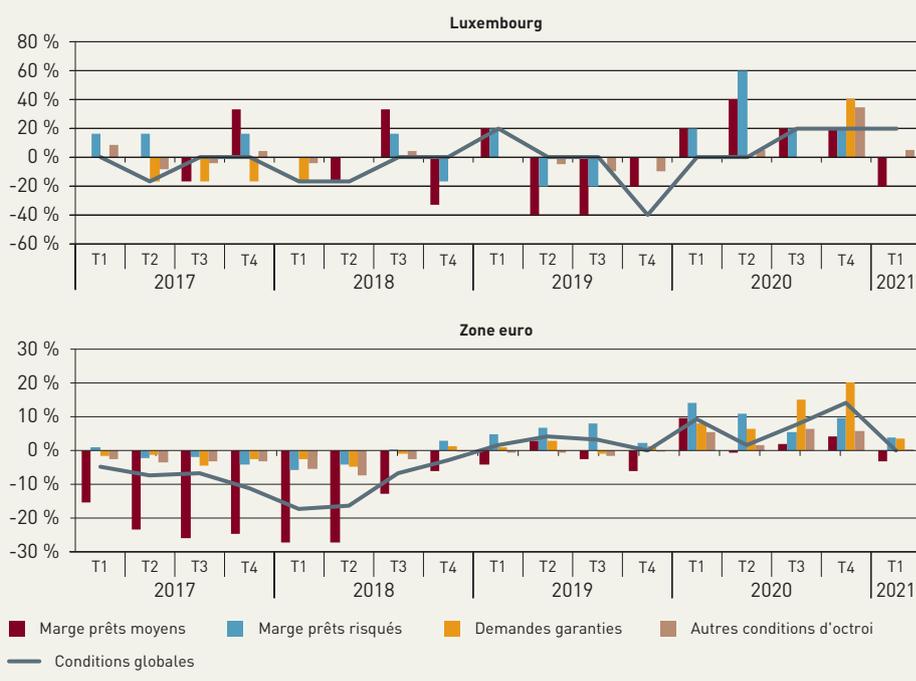
Pour le deuxième trimestre 2021, les banques au Luxembourg comme dans la zone euro ont déclaré s'attendre à nouveau à un durcissement de leurs critères d'octroi pour les prêts aux entreprises.

Graphique 3.8
Évolution des critères d'octroi des crédits accordés aux entreprises et sélection de facteurs ayant contribué à cette évolution
(en pourcentages nets)



Sources : BCL, BCE

Graphique 3.9
Évolution des conditions d'octroi des crédits accordés aux entreprises
(en pourcentages nets)



Sources : BCL, BCE

Les banques au Luxembourg ont également durci les conditions d'octroi des prêts aux entreprises au cours du premier trimestre, surtout pour les grandes entreprises, par une augmentation des frais autres que les intérêts (graphique 3.9). Elles ont cependant baissé leurs marges sur les prêts de risque moyen et signalé, pour les crédits aux PME, un assouplissement au niveau des demandes de garanties, des montants et de la durée moyenne des crédits. Au niveau de la zone euro, les banques ont également baissé leurs marges sur les prêts de risque moyen, mais elles ont signalé une hausse de leurs marges sur les prêts risqués et ont augmenté leurs demandes de garanties.

Concernant les crédits à l'habitat octroyés aux ménages, au cours du premier trimestre 2021, les critères d'octroi se sont durcis au Luxembourg (graphique 3.10). Les pourcentages nets ont atteint un sommet historique, indiquant un durcissement sans précédent. Les banques ont souligné une détérioration de leur perception des risques liés à la solvabilité de l'emprunteur et de leur tolérance aux risques. Elles ont également indiqué un effet durcissant des mesures macro-prudentielles (fixation de plafonds pour la quotité d'emprunt, voir chapitre 1.3) introduites avec effet au 1er janvier 2021. Dans la zone euro, les banques ont légèrement assoupli leurs critères d'octroi en notant une augmentation de la pression concurrentielle, mais toujours une diminution de leur tolérance au risque.

Pour le deuxième trimestre 2021, les banques au Luxembourg comme dans la zone euro ont déclaré s'attendre à un durcissement de leurs critères d'octroi pour les prêts immobiliers aux ménages.

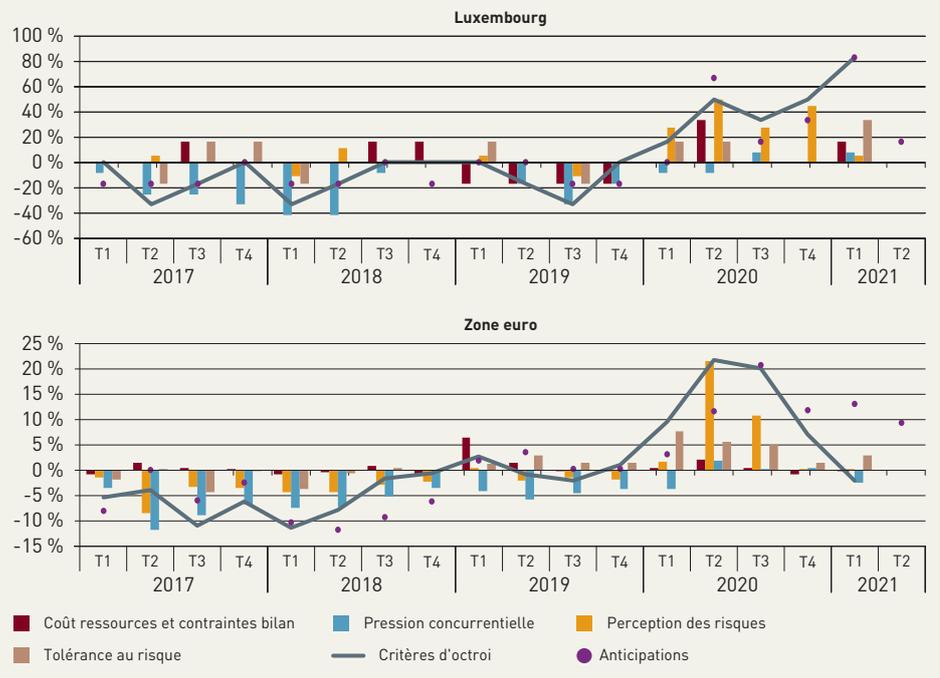
Concernant les conditions d'octroi des crédits à l'habitat, les banques ont rapporté surtout une réduction de leur quotité d'emprunt (ratio prêt-valeur) au premier trimestre, mais également une augmentation de leurs marges sur les prêts risqués et une diminution de la durée moyenne des crédits (graphique 3.11). Elles ont attribué le durcissement de ces conditions d'octroi principalement aux nouvelles mesures macro-prudentielles. Dans la zone euro, les banques ont diminué leurs marges sur les prêts de risque moyen, mais elles ont augmenté leurs marges sur les prêts plus risqués. Les autres conditions d'octroi sont restées globalement inchangées.

L'enquête d'avril 2021 a également interrogé les banques sur les éventuels effets sur leurs actifs et leur rentabilité induits par le programme étendu d'achats d'actifs (APP) et par le programme d'achats d'urgence face à la pandémie (PEPP). Selon les banques au Luxembourg, entre octobre 2020 et mars 2021, les achats d'actifs par l'Eurosystème ont contribué à une amélioration de leur position de liquidité et de leurs conditions de financement de marché. Les banques ont pourtant aussi signalé une dégradation de leur niveau de rentabilité à travers une détérioration de leurs marges nettes d'intérêt,

Graphique 3.10

Évolution des critères d'octroi des crédits à l'habitat accordés aux ménages et facteurs ayant contribué à cette évolution

(en pourcentages nets)

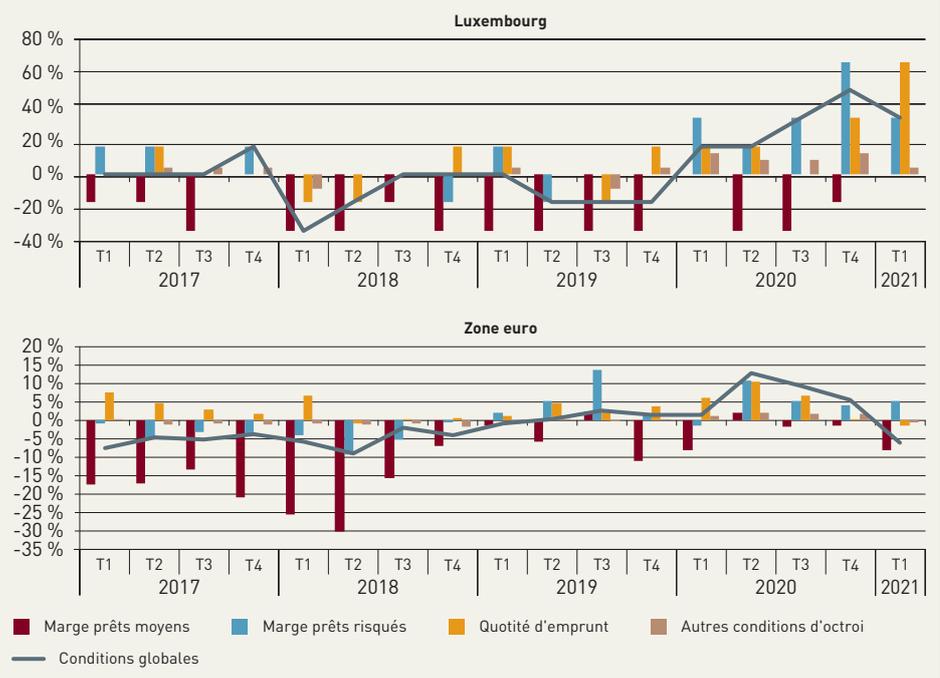


Sources : BCL, BCE

Graphique 3.11

Évolution des conditions d'octroi des crédits à l'habitat accordés aux ménages

(en pourcentages nets)



Sources : BCL, BCE



partiellement compensée par des plus-values réalisées sur les titres détenus. Pour la période entre avril et septembre 2021, les banques au Luxembourg anticipent une continuation des effets positifs sur leurs coûts des ressources et des effets négatifs sur leur rentabilité.

Selon les banques de la zone euro, entre octobre 2020 et mars 2021, les achats d'actifs de l'Eurosystème ont eu une incidence positive sur leur position de liquidité et sur leurs conditions de financement de marché. Elles anticipent une diminution de ces effets sur la période d'avril à septembre 2021. Comme au Luxembourg, les banques de la zone euro ont déclaré un impact négatif sur leur niveau de rentabilité provenant d'une détérioration de leur marge d'intérêt et anticipent une continuation de ces effets sur les mois à venir.

Une autre question *ad hoc* portait sur l'incidence du taux d'intérêt négatif de la facilité de dépôt de l'Eurosystème. Dans l'échantillon luxembourgeois, comme dans la zone euro, les banques ont déclaré qu'entre octobre 2020 et mars 2021 cette mesure a eu un effet négatif sur leur produit net d'intérêts. Le taux négatif a aussi quelque peu contribué à baisser les taux d'intérêt que les banques appliquent aux prêts aux entreprises et aux ménages, ainsi que les marges sur ces prêts. Au Luxembourg, comme dans la zone euro, le taux négatif de la facilité de dépôt a aussi eu une incidence positive sur les volumes de crédits accordés aux ménages et aux entreprises. Du côté des dépôts, les banques au Luxembourg et dans la zone euro ont indiqué que, depuis octobre 2020, le taux négatif de la facilité de dépôt a conduit à une baisse des taux de rémunération appliqués aux dépôts.

Une sous-question visait à évaluer l'incidence du système à deux paliers mise en place pour la rémunération des excédents de liquidité. Les banques de l'échantillon luxembourgeois, comme celles de la zone euro, ont indiqué que, depuis octobre 2020, ce système a eu une incidence positive sur leur rentabilité globale, résultant d'une augmentation de leur produit net d'intérêts et, dans une moindre mesure, d'une amélioration de leur position de liquidité. Au Luxembourg, comme dans la zone euro, les banques ont indiqué un léger impact négatif sur leurs taux de crédits et un impact légèrement positif sur leurs taux de dépôts.

Les crédits accordés aux autres pays de la zone euro

Les crédits accordés aux autres pays de la zone euro se sont inscrits en baisse en comparaison annuelle, comme illustré dans le tableau 3.6.

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. En effet, les crédits accordés aux entreprises ont affiché une diminution de 10,1 milliards d'euros en comparaison annuelle, portant ainsi l'encours à 43,9 milliards d'euros.

Les crédits aux AIF ont enregistré une diminution de 0,26 milliard d'euros en termes bruts pour atteindre un encours de 15,4 milliards d'euros.

Enfin, la hausse des crédits aux ménages et ISBLM non résidents a progressé de 6,9 %. Les trois composantes des crédits, à savoir les crédits à la consommation, les crédits immobiliers et les autres crédits ont évolué à la hausse.

Tableau 3.6 :

Crédits accordés par les banques luxembourgeoises aux contreparties non bancaires d'autres pays membres de la zone euro (encours en fin de période en millions d'euros, des différences peuvent apparaître en raison des arrondis)

	MONTANTS EN MILLIONS D'EUROS			VARIATION EN MILLIONS D'EUROS ET EN %				POIDS RELATIF
	202003	202012	202103	202003 - 202103		202012 - 202103		
				EN MIL-LIONS D'EUROS	EN %	EN MIL-LIONS D'EUROS	EN %	
Administrations publiques	371	343	221	-150	-40,4	-122	-35,6	0,3
Autres intermédiaires financiers	15 676	14 283	15 417	-259	-1,7	1 134	7,9	20,0
Sociétés d'assurances et fonds de pension	1 728	1 358	2 843	1 115	64,5	1 485	109,3	3,7
Sociétés non financières	54 043	45 553	43 965	-10 078	-18,6	-1 588	-3,5	57,1
Ménages & ISBLM	13 626	14 051	14 565	939	6,9	514	3,7	18,9
<i>Crédits à la consommation</i>	2 246	2 838	2 878	632	28,1	40	1,4	19,8
<i>Crédits immobiliers</i>	2 606	2 639	2 741	135	5,2	102	3,9	18,8
<i>Autres crédits</i>	8 774	8 574	8 946	172	2,0	372	4,3	61,4
Total	85 444	75 588	77 011	-8 433	-9,9	1 423	1,9	100,0

Source : BCL

Les crédits accordés au reste du monde

Les crédits octroyés aux contreparties non bancaires hors zone euro ont également diminué durant la période d'observation (tableau 3.7). Fin mars 2021, ces crédits se sont élevés à 61,2 milliards d'euros, soit une baisse de 13,8 % par rapport à l'encours de mars 2020. Il convient toutefois de souligner que ces derniers sont souvent libellés en devises étrangères et que les fluctuations des taux de change peuvent donc avoir une incidence considérable sur leur évolution.

La plupart des secteurs économiques ont affiché une baisse des crédits qui leur ont été octroyés. Les encours de crédits octroyés aux SNF, qui représentent 58 % de l'encours total des crédits octroyés à la clientèle du reste du monde, ont diminué de 17 % sur base annuelle pour s'élever à 35,5 milliards d'euros. Les prêts octroyés aux AIF, qui représentent 23,2 % de l'encours total, ont affiché une baisse annuelle de 13,0 %.

Tableau 3.7 :

Crédits accordés par les banques luxembourgeoises aux contreparties non bancaires résidant en dehors de la zone euro
(encours en fin de période en millions d'euros, des différences peuvent apparaître en raison des arrondis)

	MONTANTS EN MILLIONS D'EUROS			VARIATION EN MILLIONS D'EUROS ET EN %				POIDS RELATIF
	202003	202012	202103	202003 - 202103		202012 - 202103		
				EN MILLIONS D'EUROS	EN %	EN MILLIONS D'EUROS	EN %	
Administrations publiques	1 844	1 375	1 437	-407	-22,1	62	4,5	2,3
Autres intermédiaires financiers	16 304	13 414	14 185	-2 119	-13,0	771	5,7	23,2
Sociétés d'assurances et fonds de pension	584	143	217	-367	-62,8	74	51,31	0,4
Sociétés non financières	42 804	33 296	35 524	-7 280	-17,0	2 228	6,7	58,0
Ménages & ISBLM	9 459	8 926	9 848	389	4,1	922	10,3	16,1
Total	70 995	57 155	61 211	-9 784	-13,8	4 058	7,1	100,0

Source : BCL

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 de 9,6 milliards d'euros entre mars 2020 et mars 2021, soit 2,2 %. Une part significative (63,6 %) de cette source de financement vient du secteur des AIF, dont les dépôts ont affiché une légère hausse annuelle.

Les dépôts des résidents du Luxembourg

Fin mars 2021, les dépôts de la clientèle non bancaire luxembourgeoise se sont élevés à 280,7 milliards d'euros, en hausse de 1,5 milliard d'euros en comparaison annuelle, en raison notamment d'une progression des dépôts des administrations publiques et des ménages (tableau 3.8).

Au 31 mars 2021, l'encours des dépôts en provenance des AIF s'est élevé à 195,64 milliards d'euros, représentant 69,7 % du total des dépôts de la clientèle non bancaire résidente et en légère diminution annuelle de 0,1 %, soit 2,04 milliards d'euros. Sur cette même période, les sociétés d'assurance et fonds de pension ont enregistré une baisse de 1,16 milliard soit -9,3 %.

Quant au secteur des ménages et ISBLM, leur encours de dépôts s'est élevé à 15,6 % des dépôts des résidents, en hausse de 1,97 milliard d'euros. Fin mars 2021, les dépôts collectés auprès de ce secteur s'élevaient à 43,78 milliards d'euros. Les montants déposés par les SNF ont enregistré une hausse de 5,2 % en rythme annuel.

Tableau 3.8 :

Dépôts par les établissements de crédit de la clientèle non bancaire résidente

(encours en fin de période en millions d'euros, des différences peuvent apparaître en raison des arrondis)

	MONTANTS EN MILLIONS D'EUROS			VARIATION EN MILLIONS D'EUROS ET EN %				POIDS RELATIF
	202003	202012	202103	202003 - 202103		202012 - 202103		
				EN MILLIONS D'EUROS	EN %	EN MILLIONS D'EUROS	EN %	202103
Administrations publiques	10 062	9 954	11 867	1 805	17,9	1 913	19,2	4,2
Autres intermédiaires financiers	197 678	182 544	195 640	-2 038	-1,0	13 096	7,2	69,7
Sociétés d'assurances et fonds de pension	12 469	10 947	11 314	-1 155	-9,3	367	3,4	4,0
Sociétés non financières	17 159	16 714	18 053	894	5,2	1 339	8,0	6,4
Ménages & ISBLM	41 809	43 930	43 779	1 970	4,7	- 151	-0,3	15,6
Total	279 177	264 089	280 653	1 476	0,5	16 564	6,3	100,0

Source : BCL

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 7,42 milliards d'euros et un encours de 84,14 milliards d'euros fin mars 2021 (tableau 3.9).

Au 31 mars 2021, les dépôts des AIF ont progressé de 11,8 % sur base annuelle pour s'établir à 40,98 milliards d'euros. Les dépôts de cette catégorie représentent 48,7 % des dépôts en provenance des autres pays membres de la zone euro. Les dépôts des SNF ont atteint 15,78 milliards d'euros, soit une hausse de 2,16 milliards d'euros par rapport au mois de mars 2020.

Les dépôts des ménages et ISBLM se sont également inscrits en hausse avec une progression de 2,35 milliards d'euros pour porter l'encours à 21,73 milliards d'euros.

Tableau 3.9 :

Dépôts reçus par les établissements de crédit de la clientèle non bancaire provenant des autres pays membres de la zone euro
(encours en fin de période en millions d'euros, des différences peuvent apparaître en raison des arrondis)

	MONTANTS EN MILLIONS D'EUROS			VARIATION EN MILLIONS D'EUROS ET EN %				POIDS RELATIF
	202003	202012	202103	202003 - 202103		202012 - 202103		
				EN MILLIONS D'EUROS	EN %	EN MILLIONS D'EUROS	EN %	202103
Administrations publiques	2 602	906	1 102	-1 500	-57,6	196	21,6	1,3
Autres intermédiaires financiers	36 660	38 897	40 982	4 322	11,8	2 085	5,4	48,7
Sociétés d'assurances et fonds de pension	4 456	4 450	4 544	88	2,0	94	2,1	5,4
Sociétés non financières	13 618	15 654	15 780	2 162	15,9	126	0,8	18,8
Ménages & ISBLM	19 385	20 822	21 730	2 345	12,1	908	4,4	25,8
Total	76 721	80 729	84 138	7 417	9,7	3 409	4,2	100,0

Source : BCL

Les dépôts des résidents du reste du monde

Les dépôts des contreparties ne résidant pas dans la zone euro ont affiché une hausse globale de 0,746 milliard d'euros pour atteindre un encours de 79,45 milliards d'euros (tableau 3.10). Cette augmentation est principalement due à la hausse des dépôts des AIF, de 1,34 milliard d'euros durant la période sous revue ainsi que ceux des ménages et ISBLM qui ont connu une progression de 1,07 milliard d'euros. Les dépôts des sociétés d'assurance et fonds de pension ainsi que ceux des administrations publiques et des SNF ont connu une évolution opposée. Ils ont enregistré des baisses respectives de 0,87/0,09 et 0,71 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
(encours en fin de période en millions d'euros, des différences peuvent apparaître en raison des arrondis)

	MONTANTS EN MILLIONS D'EUROS			VARIATION EN MILLIONS D'EUROS ET EN %				POIDS RELATIF
	202003	202012	202103	202003 - 202103		202012 - 202103		
				EN MILLIONS D'EUROS	EN %	EN MILLIONS D'EUROS	EN %	202103
Administrations publiques	989	1 898	903	-86	-8,7	-995	-52,4	1,1
Autres intermédiaires financiers	44 406	43 196	45 750	1 344	3,0	2 554	5,9	57,6
Sociétés d'assurances et fonds de pension	4 644	3 904	3 774	-870	-18,7	-130	-3,3	4,8
Sociétés non financières	8 768	9 331	8 058	-710	-8,1	-1 273	-13,6	10,1
Ménages & ISBLM	19 898	18 907	20 966	1 068	5,4	2 059	10,9	26,4
Total	78 705	77 236	79 451	746	0,9	2 215	2,9	100,0

Source : BCL

1.4 LE COMPTE DE PROFITS ET PERTES DES ÉTABLISSEMENTS DE CRÉDIT

Sur base de chiffres provisoires, le résultat net dégagé par les établissements de crédit de la Place financière (y compris leurs succursales à l'étranger) a baissé de 17,2 % en comparaison annuelle pour s'élever à 3 milliards d'euros en 2020. Le tableau 3.11 décrit les rubriques du compte de profits et pertes pour les deux derniers exercices et retrace les évolutions brutes et relatives.

Le produit net bancaire s'est inscrit à la hausse entre 2019 et 2020, porté par la progression des commissions nettes perçues. Au niveau de l'affectation du produit net bancaire, les principaux postes de coûts et de charges se sont orientés à la hausse. À ce titre, il convient de souligner que la constitution nette de provisions ainsi que les dépréciations nettes ont fortement augmenté dans un contexte de crise sanitaire. Elles reflètent la progression des risques de contreparties, mais aussi la baisse de la qualité des actifs détenus par les banques (voir encadré 3.4).

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)¹

RUBRIQUE DES DÉBITS ET DES CRÉDITS		2019	2020	2019 - 2020	
				VARIATION EN TERMES BRUTS	VARIATION EN POURCENT
1	Produits d'intérêts	15 543	11 035	-4 508	-29,0
2	Intérêts bonifiés	10 162	5 781	-4 381	-43,1
3	Marge sur intérêts (1-2)	5 381	5 254	- 127	-2,4
4	Revenus nets sur commissions	5 109	5 886	776	15,2
5	Revenus sur opérations de change	402	585	183	45,5
6	Dividendes reçus	663	541	- 122	-18,4
7	Autres revenus nets	544	335	- 210	-38,5
8	Revenus hors intérêts (4+5+6+7)	6 719	7 346	627	9,3
9	Produit bancaire (3+8)	12 100	12 600	500	4,1
10	Frais de personnel	3 548	3 744	196	5,5
11	Frais d'exploitation	3 249	3 388	139	4,3
12	Frais de personnel et d'exploitation (10+11)	6 797	7 132	335	4,9
13	Amortissements sur immobilisé non financier	500	717	217	43,5
14	Résultats avant provisions, dépréciations et impôts (9-12-13)	4 803	4 751	- 52	-1,1
15	Constitution nette de provisions	20	108	87	428,6
16	Dépréciations nettes	496	906	409	82,5
17	Résultats divers	23	-48	- 71	-305,8
18	Résultat avant impôts (14-15-16)	4 310	3 690	- 619	-14,4
19	Impôts	643	655	12	1,8
20	Résultat net (18-19)	3 667	3 036	- 631	-17,2

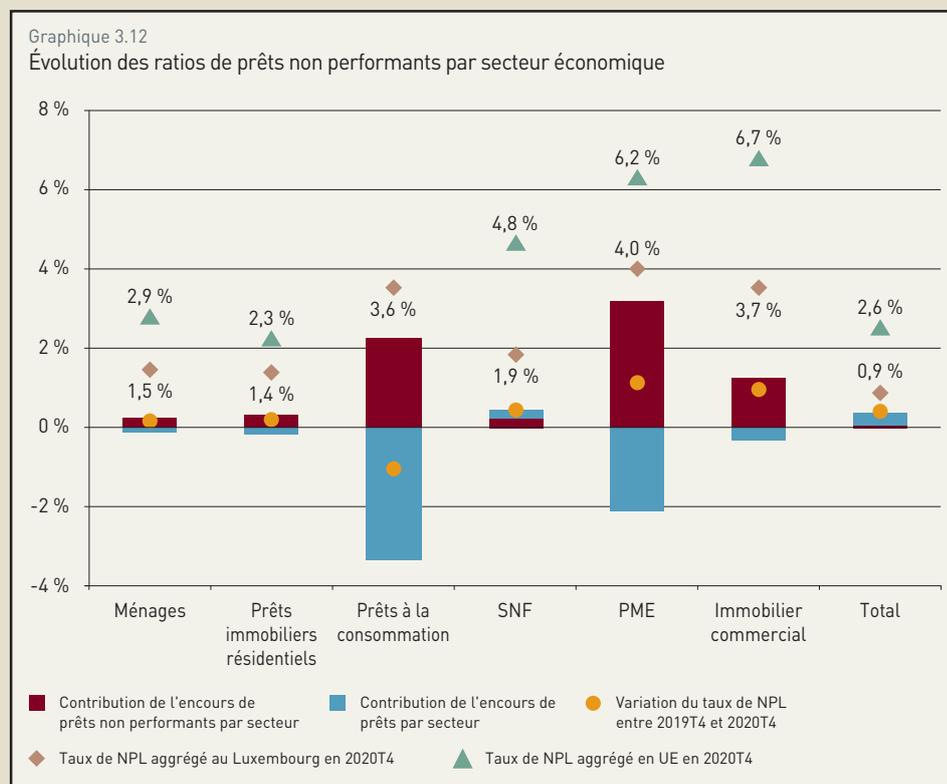
Sources : CSSF, calculs BCL

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

La pandémie de la Covid-19 a engendré une contraction sans précédent de l'économie mondiale, caractérisée par un double choc d'offre et de demande. La mise à l'arrêt de plusieurs secteurs d'activité accroît le risque de faillite dans le secteur des sociétés non financières et le chômage pour les ménages. De ce fait, les banques font 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)s³⁷ (NPLs/NPEs) pourraient peser à terme sur la capacité du secteur bancaire à financer l'économie.

En 2020, 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 a progressé de 0,4 point de



Source : calculs BCL

NPLs des sociétés non financières (1,9 %) demeure à un niveau bas à la fin de l'année 2020, celui-ci a augmenté de 0,4 p.p. L'impact de la pandémie est plus visible dans le secteur des PME avec une progression de 1,13 p.p. du taux de NPLs. 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 NPLs d'environ 2,2 p.p. Sans la croissance des encours de crédit aux PME, le taux de NPLs aurait progressé de 3,31 p.p.

Le graphique 3.13 présente une ventilation des prêts non performants aux SNF conformément à la nomenclature statistique des activités économiques (NACE). Les secteurs les plus affectés au Luxembourg par la pandémie en termes de croissance

37 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.

des NPLs entre 2019T4 et 2020T4 sont ceux qui étaient les plus exposés aux restrictions mises en place à savoir : (1) l'hébergement et la restauration (+3,8 p.p.), (2) les activités spécialisées, scientifiques et techniques (+1,8 p.p.), (3) le commerce et l'industrie manufacturière (+0,7 p.p.), les activités immobilières (+0,6 p.p.) et enfin le transport (+0,7 p.p.). Les autres secteurs économiques connaissent des taux de prêts non performants relativement stables sur la période.

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 9³⁸ et des encours de crédit ayant fait l'objet d'une mesure de renégociation³⁹.

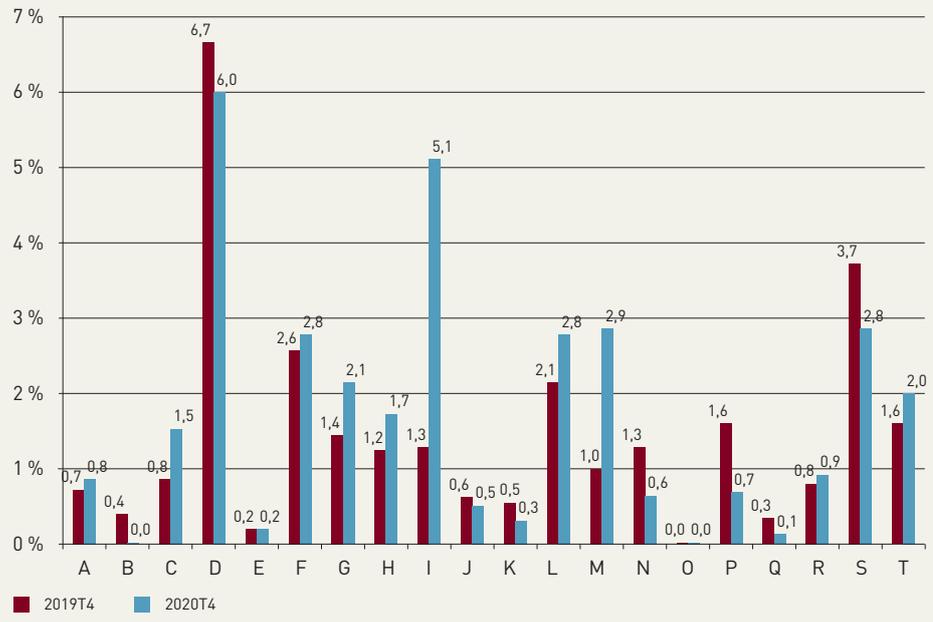
La progression de l'encours des crédits affectés au stage 2

38 L'entrée en vigueur de cette norme au 1^{er} 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.

39 L'Annexe V du Règlement UE/680/2014 (c.f. § 240, §241) 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 3.13

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

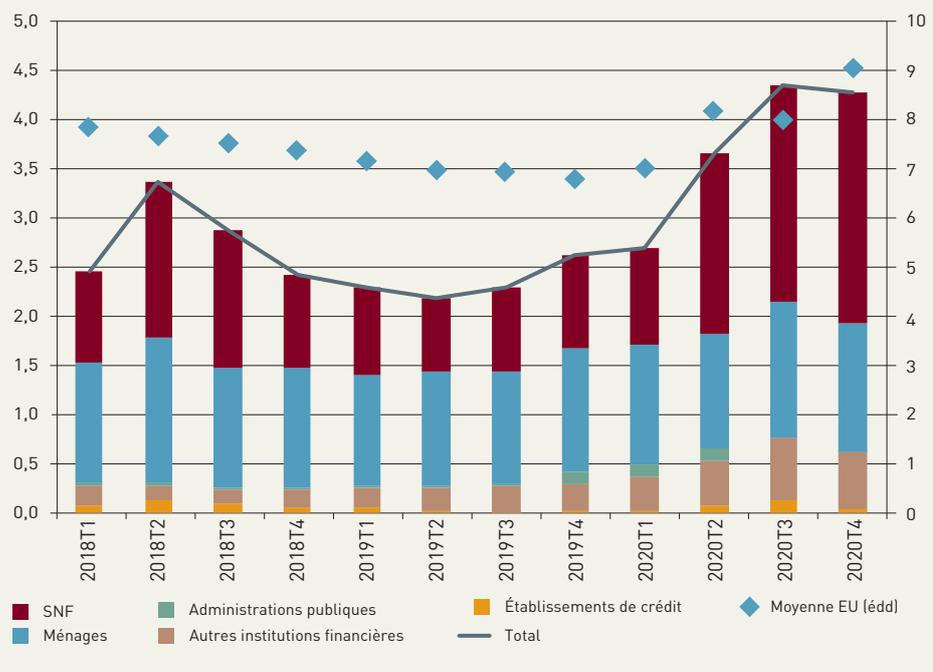


Sources : CSSF, calculs BCL. Période : 2019T4 et 2020T4. Contreparties domestiques et non domestiques.

A Agriculture, sylviculture et pêche, B Industries extractives, C Industrie manufacturière, D Production et distribution d'électricité, de gaz, de vapeur et d'air conditionné, E Alimentation en eau, F Services de bâtiments et travaux publics, G Commerce, H Transports et entreposage, I Hébergement et restauration, J Information et communication, K Activités financières et d'assurance, L Activités immobilières, M Activités spécialisées, scientifiques et techniques, N Activités de services administratifs et de soutien, O Administration publique et défense, sécurité sociale obligatoire, P Enseignement, Q Santé humaine et action sociale, R Arts, spectacles et activités récréatives, S Autres services.

Graphique 3.14

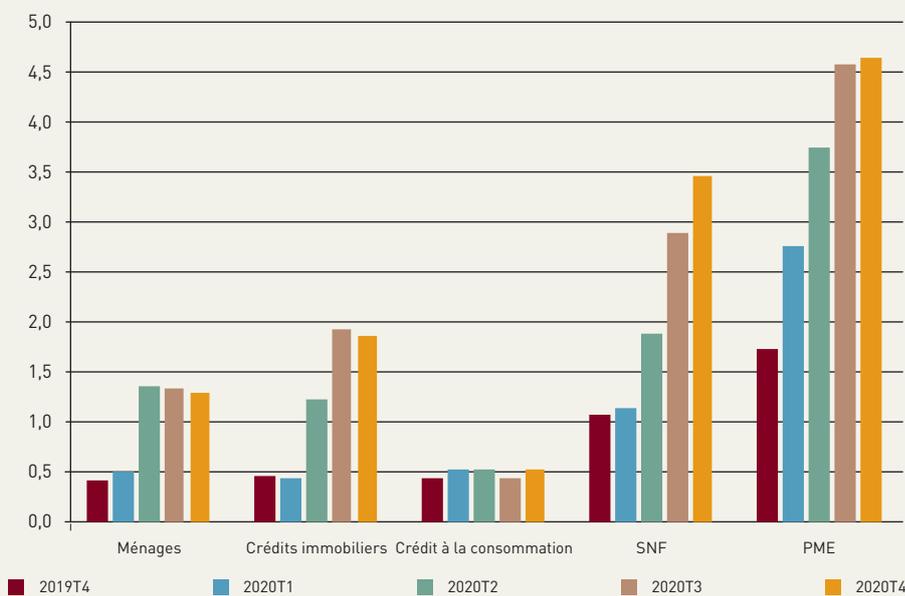
Décomposition de l'encours total de crédit à l'étape 2 de la dépréciation par secteur économique au Luxembourg



Sources : CSSF, calculs BCL. Période 2018T4-2020T4. Contreparties domestiques et non domestiques. En pourcentage de l'encours de crédits comptabilisés à la valeur historique.

Graphique 3.15

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



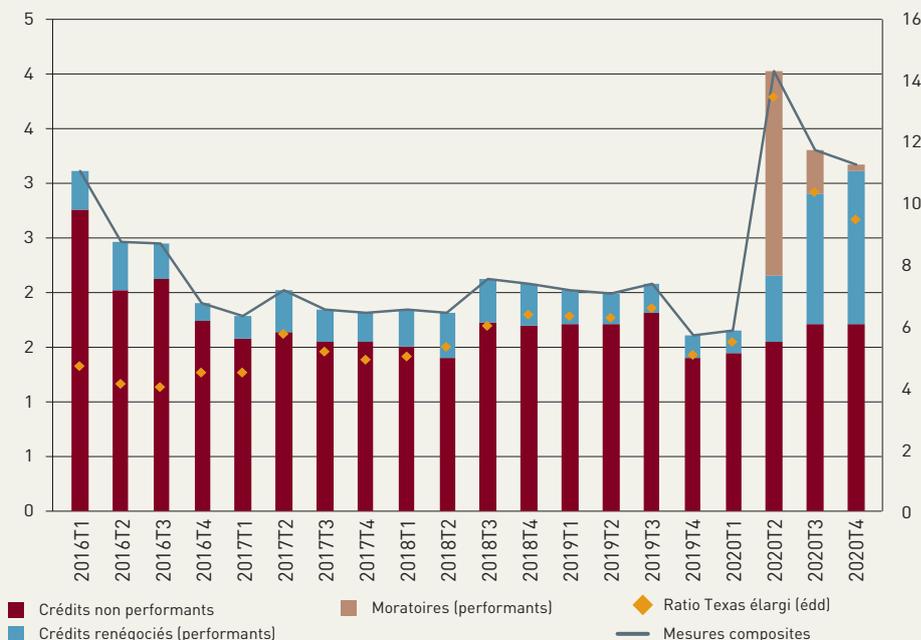
Sources : CSSF, calculs BCL. Période 2019T4-2020T4. Contreparties domestiques et non domestiques

de la dépréciation depuis la fin 2019 a atteint 4,5 % du montant total des prêts au coût amorti ; elle corrobore les observations faites sur les taux de NPLs (graphique 3.14). Les transferts vers l'étape deux ont affecté la plupart des agents économiques, en particulier les SNF pour lesquelles le montant total des prêts affectés au stage 2 a plus que doublé par rapport au quatrième trimestre 2019, passant de 0,9 % à 2,4 % de l'encours des crédits affectés au stage 2.

Le graphique 3.15 montre que les renégociations de prêts croissent à la fois pour les ménages et les sociétés non financières. Si cette progression est contenue pour les ménages avec une augmentation de 1 p.p. sur les quatre derniers trimestres, l'augmentation des renégociations dans le secteur des SNF et en particulier des PME est davantage marquée avec une progression de 2,4 p.p. et 2,9 p.p., respectivement.

Graphique 3.16

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



Sources : CSSF ; calculs BCL. Période 2016T1-2020T4. 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.

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'ABE⁴⁰. La mesure est une somme des crédits non performants, des

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

crédits renégociés performants et des moratoires performants⁴¹ en pourcentage du montant total de crédits accordés au secteur privé non financier.⁴²

On observe que le montant des crédits vulnérables a 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 de crédits afin de limiter les défauts de paiement. C'est pourquoi le suivi de ces crédits vulnérables demeura au cœur de l'analyse macroprudentielle en 2021. En effet, l'expiration à terme des mesures de soutien mises en place par les autorités (prêts garantis par l'État, moratoires, programme de chômage partiel, etc.) pourrait se traduire par la matérialisation des risques d'insolvabilité des ménages et des sociétés non financières.

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

42 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.

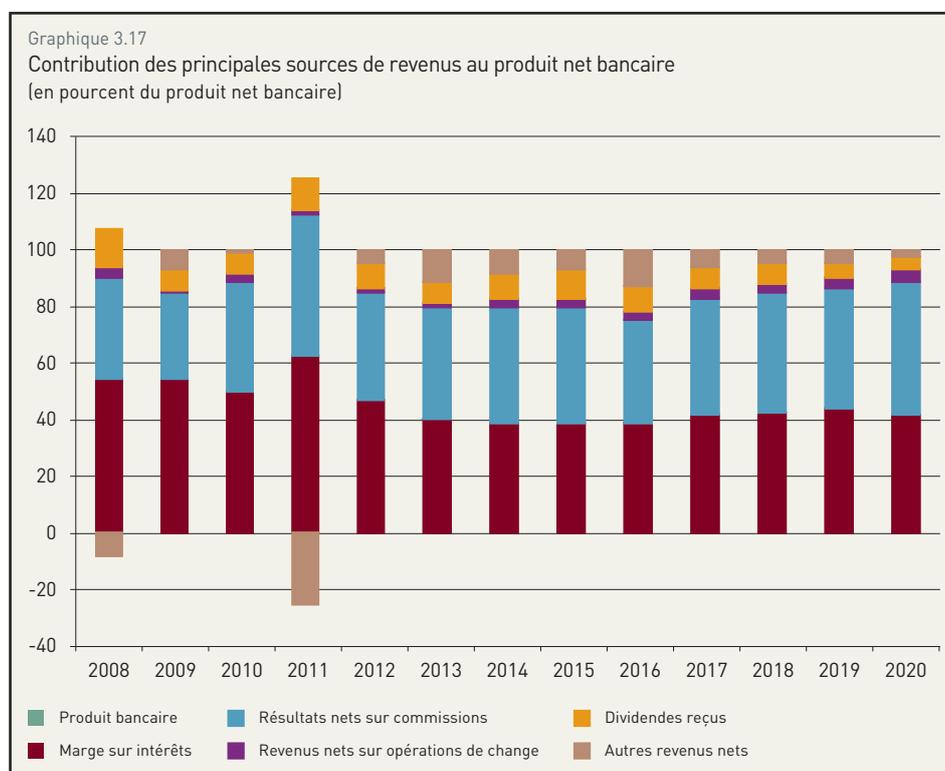
1.4.1 Évolution des revenus

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

Le graphique 3.17 illustre les contributions des différentes catégories de revenus au produit net bancaire. Le poids relatif des revenus nets sur commission par rapport au produit net bancaire a fortement progressé pour s'établir à 46,7 % en 2020 tandis que la marge sur intérêts a reculé à 41,7 %.

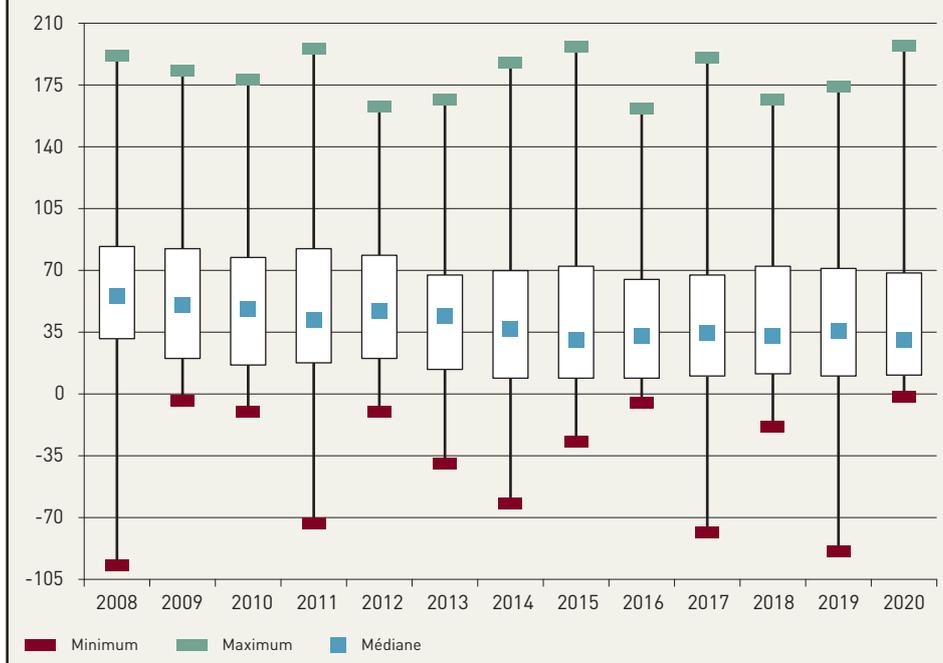
Malgré la progression de la somme de bilan des banques en 2020, les revenus nets d'intérêts furent orientés à la baisse. Dans le détail, les produits d'intérêts se sont élevés à 11 milliards d'euros, tandis que les intérêts bonifiés ont atteint 5,8 milliards d'euros, portant la marge sur intérêts à 5,2 milliards d'euros. Par rapport à l'exercice de 2019, la marge sur intérêts s'est contractée de 2,4 % en rythme annuel.

Ce tassement de la marge sur intérêts a affecté la majorité des établissements bancaires dans la mesure où les quantiles de la distribution du rapport entre la marge



Sources : CSSF, calculs BCL

Graphique 3.18
Dispersion de la marge sur intérêts dans le produit net bancaire
(en pourcent du produit net bancaire)

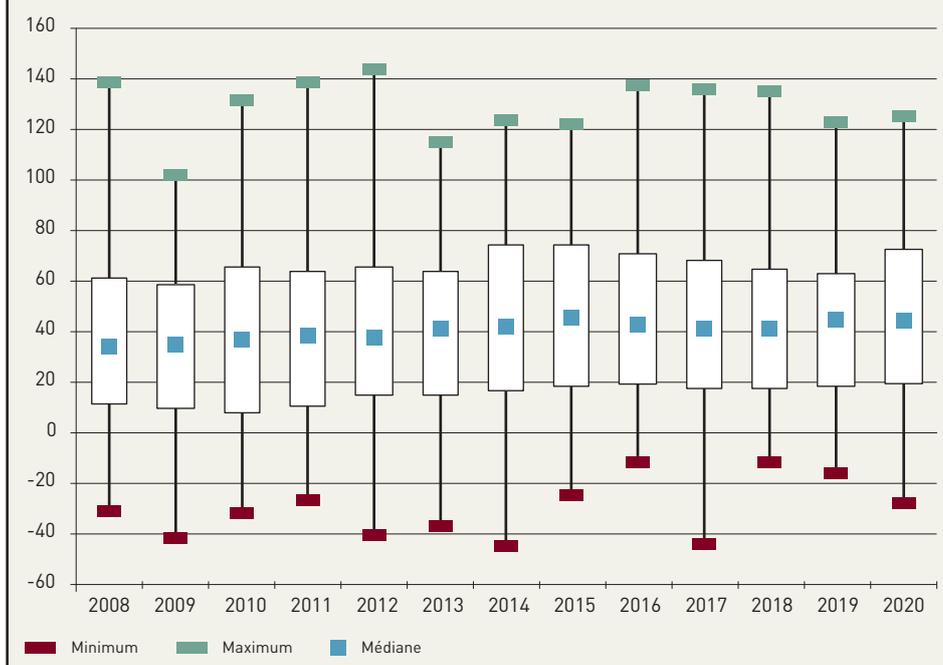


Sources : CSSF, calculs BCL

sur intérêts et le produit net bancaire en 2020 sont inférieurs à ceux de l'année 2019 (voir graphique 3.18). Dans ce cadre, la médiane a reculé de près de 5 points de pourcentage en 2020 pour s'établir à 30,3 % contre 35,7 % en 2019.

Concernant les revenus hors intérêts, les commissions nettes ont augmenté de 15,2 % en glissement annuel pour s'établir à 5,9 milliards d'euros en 2020. Toutefois, cette évolution très positive est à relativiser dans la mesure où la valeur médiane de la distribution des commissions nettes dans le produit net bancaire est restée stable à 43,6 % en 2020 tandis que l'écart entre le premier et le troisième quartile s'est creusé, soulignant l'importance de la prise en compte de la dispersion dans l'interprétation des résultats.

Graphique 3.19
Dispersion des commissions nettes dans le produit net bancaire
(en pourcent du produit net bancaire)



Sources : CSSF, calculs BCL

Au niveau des autres sources de revenus, les données de l'exercice 2020 révèlent des trajectoires divergentes. Les dividendes perçus ont reculé de 122 millions d'euros pour atteindre 541 millions d'euros en 2020 tandis que les revenus générés par les activités de change ont progressé de 183 millions d'euros pour s'élever à 585 millions d'euros. Enfin, la catégorie résiduelle des autres revenus nets s'est contractée de 210 millions d'euros par rapport à 2019 pour afficher un solde net de 335 millions d'euros. Le graphique 3.20 souligne la forte volatilité inhérente à cette source hétérogène de revenus. La distribution du ratio entre les autres revenus nets et le produit net bancaire se caractérise par une étendue de variation très importante et une hausse de la valeur médiane passant de 2,9 % en 2019 à 5,3 % en 2020.

En raison des évolutions décrites ci-dessus, le produit net bancaire, qui regroupe les principales sources de revenus, a progressé de 4,1 % en rythme annuel pour s'élever à 12,6 milliards d'euros en 2020.

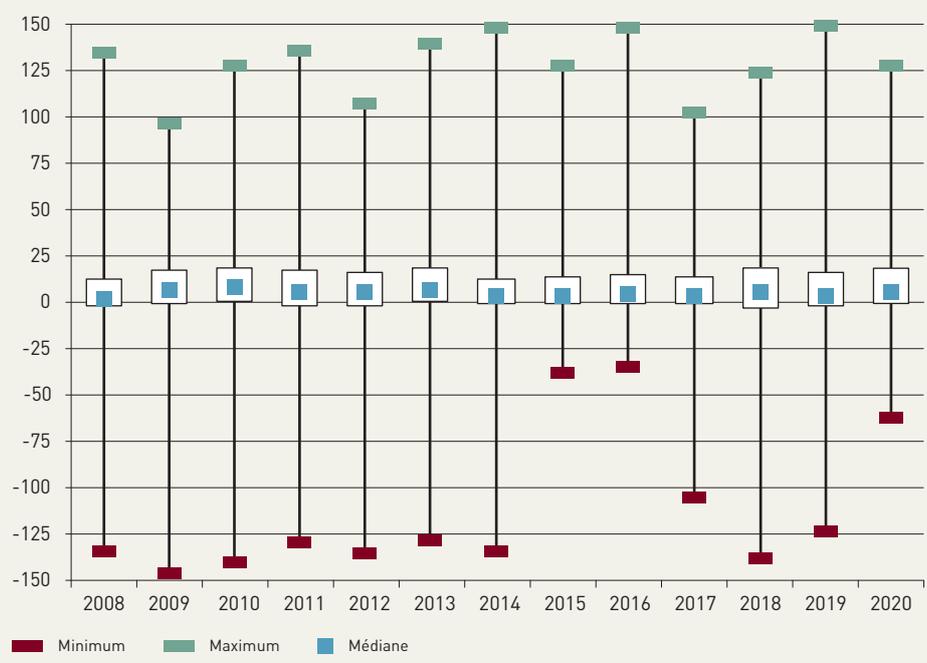
1.4.2 Évolution des coûts

Les frais généraux ont poursuivi leur progression à un rythme soutenu en comparaison annuelle pour s'établir à 7,1 milliards d'euros en 2020. Les deux composantes de cette rubrique ont contribué à la hausse enregistrée. Les frais de personnel annuels ont augmenté de 5,5 % pour atteindre 3,7 milliards d'euros en 2020 tandis que les autres frais d'exploitation ont progressé de 4,3 % pour s'élever à 3,4 milliards d'euros.

Le ratio entre les frais généraux et le produit net bancaire a continué de croître en 2020 en raison de la rapidité de la progression des coûts en comparaison avec les revenus. Cet indicateur structurel de maîtrise des coûts a atteint 56,6 % en 2020, contre 56,4 % l'année précédente. Le graphique 3.21 retrace la trajectoire de cet indicateur depuis 2000.

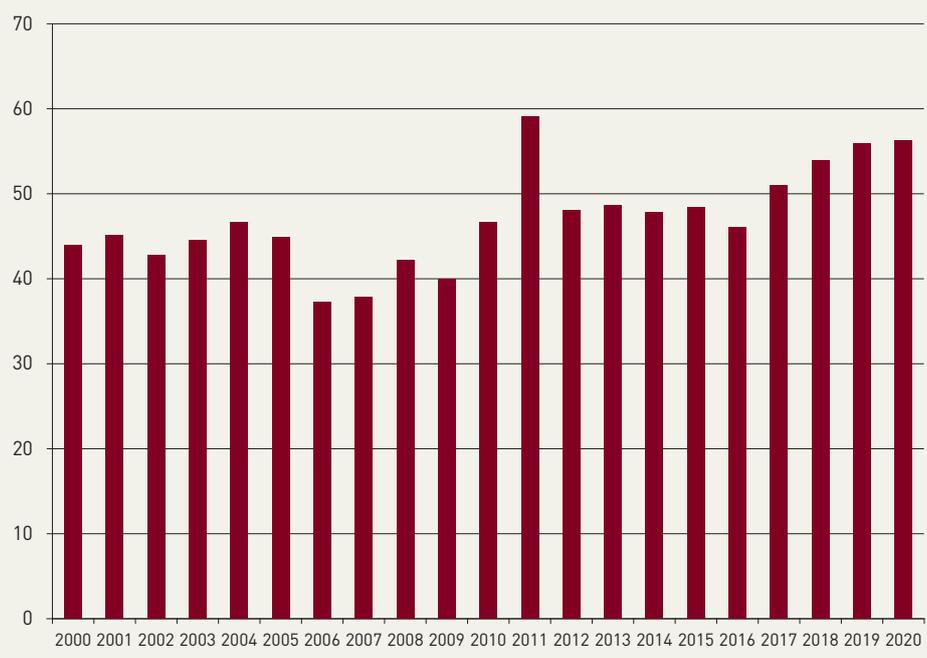
La constitution nette de provisions pour risques généraux a fortement augmenté dans le contexte de la crise sanitaire pour s'établir à 108 millions d'euros. La distribution des provisions nettes par rapport à la marge sur intérêts (voir graphique 3.22) met en exergue la concentration de la distribution autour de la médiane. Il ressort du graphique que la majorité des établissements de crédit au Luxembourg ont augmenté leurs provisions en 2020.

Graphique 3.20
Dispersion des autres revenus
(en pourcent du produit net bancaire)



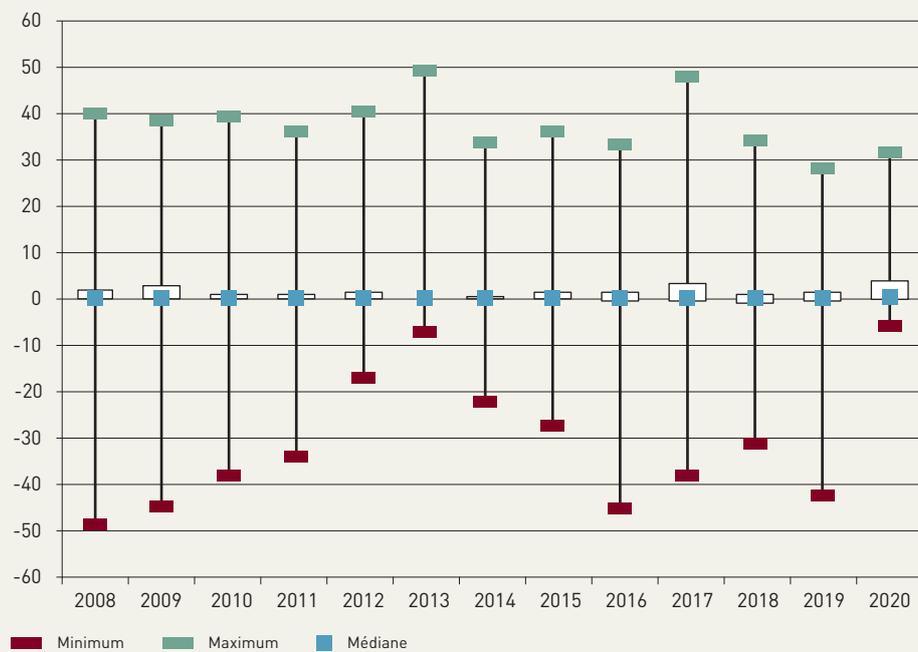
Sources : CSSF, calculs BCL

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



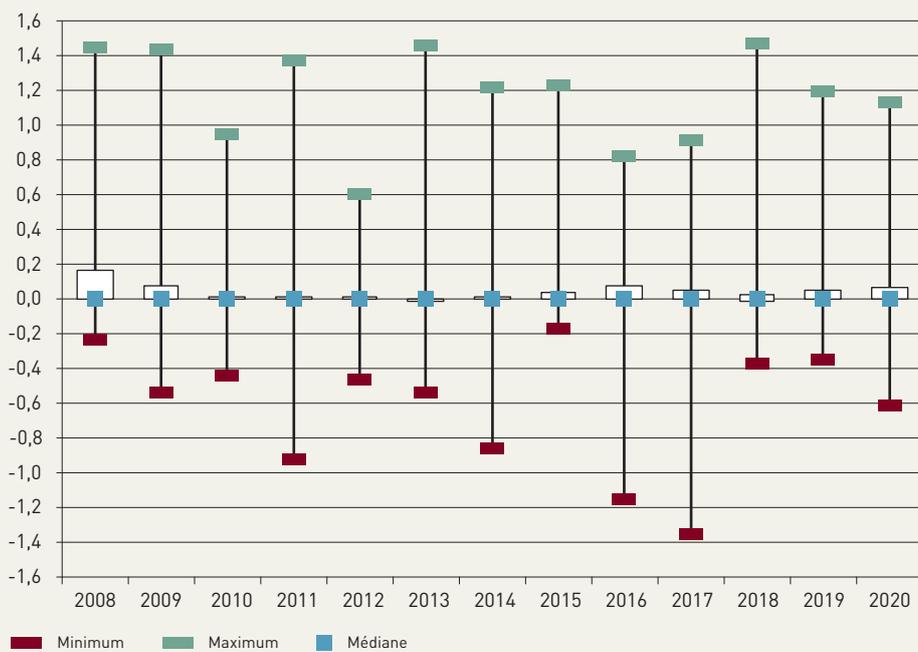
Sources : CSSF, calculs BCL

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



Sources : CSSF, calculs BCL

Graphique 3.23
Dispersion du ratio des dépréciations nettes dans le total de l'actif
(en pourcent de la marge sur intérêts)



Sources : CSSF, calculs BCL

Quant aux dépréciations nettes sur les actifs bancaires, elles ont augmenté de 409 millions d'euros pour atteindre 907 millions d'euros en 2020. Sur base individuelle, la dispersion des dépréciations par rapport à l'actif total (voir graphique 3.23) a progressé significativement par rapport à l'année 2019.

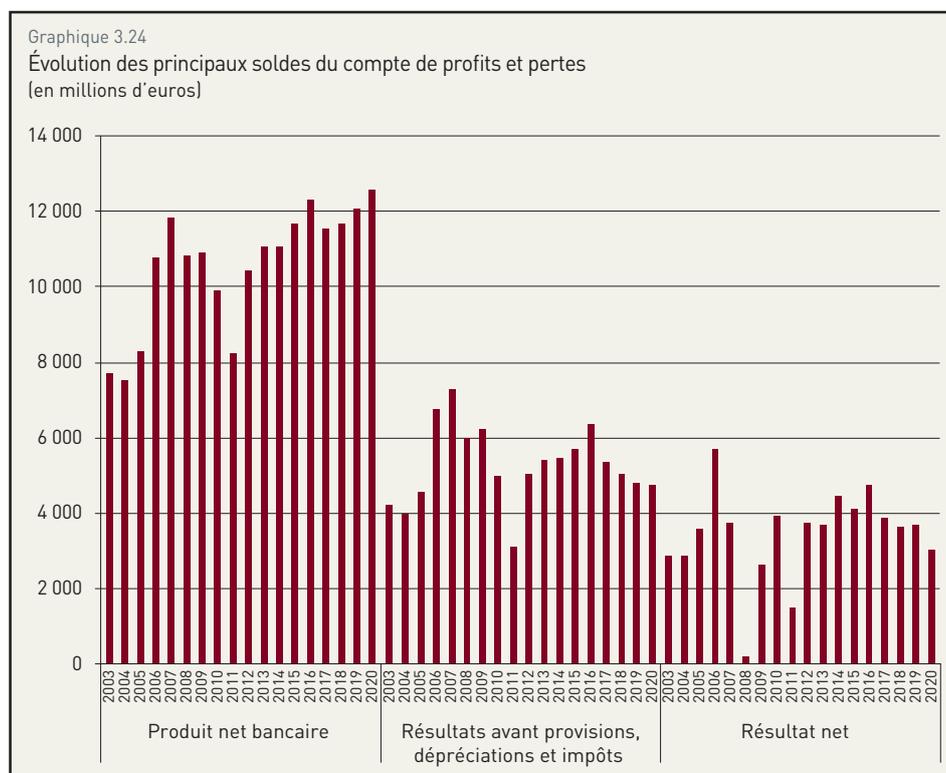
1.4.3 Résultats et indicateurs de rentabilité

Dans un contexte de crise sanitaire, les établissements bancaires étaient confrontés en 2020 à une hausse de leurs coûts, en particulier celui du risque de contrepartie. Ainsi, le rebond enregistré par les coûts d'exploitation, les provisions et les dépréciations s'est traduit par une chute plus prononcée du résultat net de 17,2 % en comparaison annuelle. Le profit net agrégé du secteur bancaire au Luxembourg s'est élevé à 3,03 milliards d'euros, ce qui est la plus faible performance réalisée depuis fin 2011 (graphique 3.24).

Les principaux indicateurs de rentabilité se sont détériorés dans un contexte de risque de crédit élevé et de taux d'intérêts bas, alors que ces derniers constituent leur principale source de revenus (graphique 3.25).

Le rendement sur actifs qui rapporte le résultat net à la somme de bilan est passé de 0,44 % en 2019 à 0,35 % en 2020 sous l'effet conjugué d'une baisse du résultat net et d'une hausse du volume d'activité.

Enfin, le rendement sur fonds propres, exprimé par le rapport entre le résultat net et les fonds propres constitués, s'est établi à 5,1 % en 2020 contre un ratio de 6,2 % en 2019. Toutefois, cette détérioration fut accompagnée par un rétrécissement significatif de la dispersion des rendements (graphique 3.26).



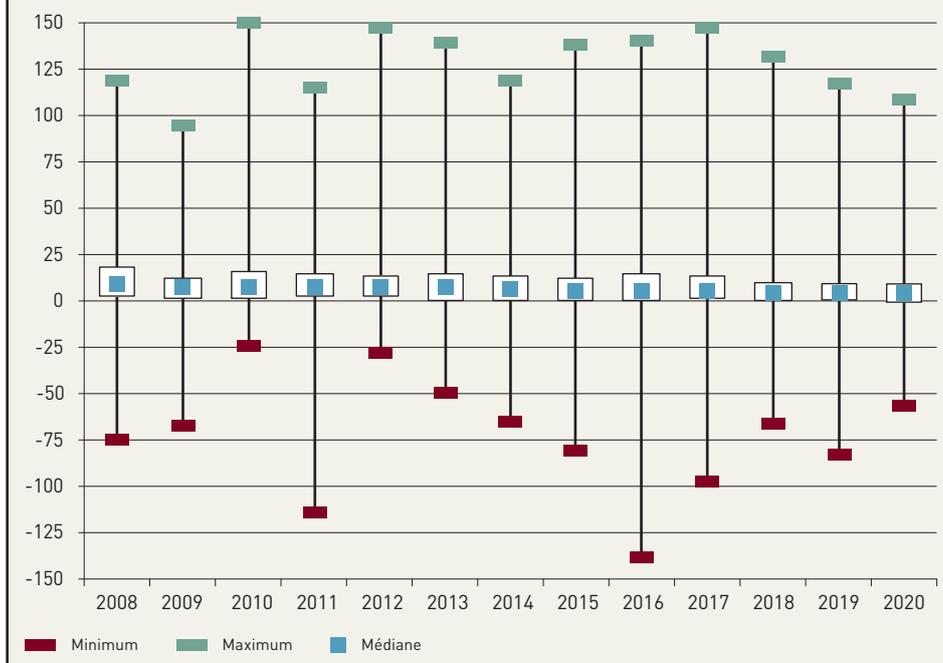
Sources : CSSF, calculs BCL



Sources : CSSF, calculs BCL

Graphique 3.26

Rendement sur fonds propres
(en pourcent des fonds propres)



Sources : CSSF, calculs BCL

1.5 LA SOLVABILITÉ

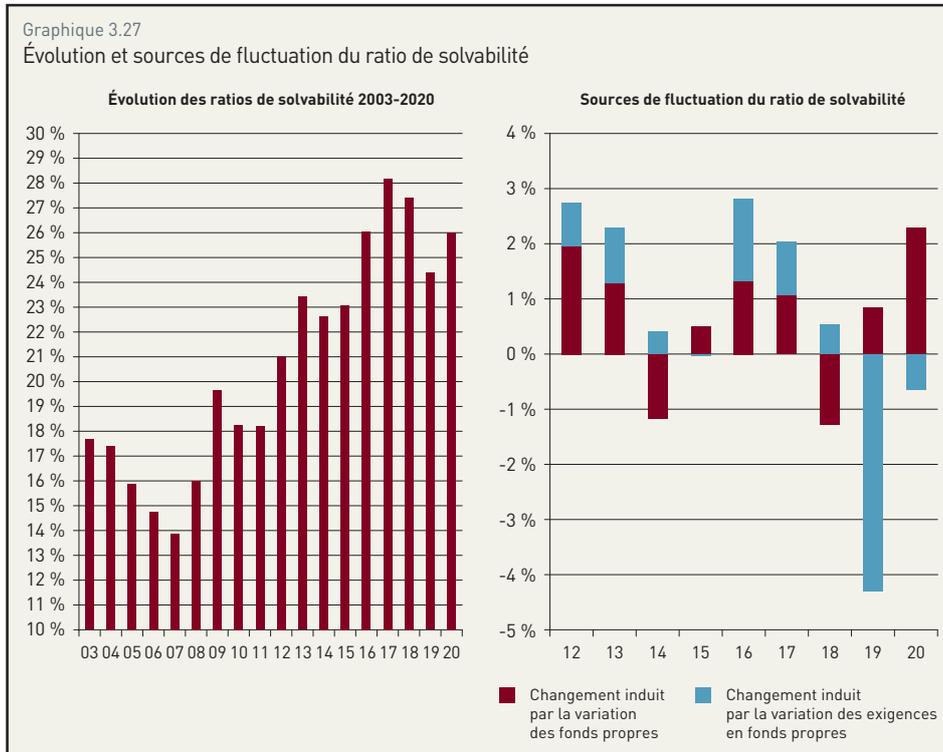
Suite à la mise en application du règlement UE 575/2013 (*Capital Requirements Regulation – CRR*) au 1^{er} janvier 2014, les établissements de crédit sont tenus de respecter les trois ratios de solvabilité suivants : i) un ratio de fonds propres de base de catégorie 1 (Common Equity Tier 1 – CET 1) 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 total, de catégorie 1, de base de catégorie 1 s'établissent à respectivement 10,5 %, 8,5 % et 7 %. 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 contra-cyclique afin de limiter l'accumulation des risques cycliques induite par l'excès de crédits accordés aux agents économiques. En décembre 2020, le Comité du risque systémique (CdRS) a fixé un taux de coussin à 0,5 % ; celui-ci est en vigueur depuis le 1^{er} janvier 2021 pour le premier trimestre 2021.

La plupart des établissements de crédits 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 2019-2020 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 individuels 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 régulière en 2015-2017 suivie d'une baisse en 2018-2019, de nouveau augmenté pour atteindre un niveau de 26,05 %. En considérant les deux composantes du ratio de solvabilité global, il est à relever, d'une part, une augmentation des fonds propres (9,3 %) contribuant pour 2,28 points de pourcentage à l'évolution du ratio et, d'autre part, une progression des actifs pondérés par le risque de 2,6 %, ayant un impact négatif de 0,65 point de pourcentage sur le niveau du ratio. Dans ce contexte, il est à noter que 51 % des établissements de crédit ont enregistré une augmentation de leur ratio de solvabilité par rapport à 2019. Le taux moyen de progression pour ces établissements a été de 25 %, tandis que les autres établissements ont affiché une diminution dont le taux moyen fut de 16 %. Cette hétérogénéité est aussi reflétée par la contribution du profit des établissements bancaires luxembourgeois à l'évolution de leurs ratios de solvabilité (voir encadré 3.5).



Source : CSSF, calculs BCL

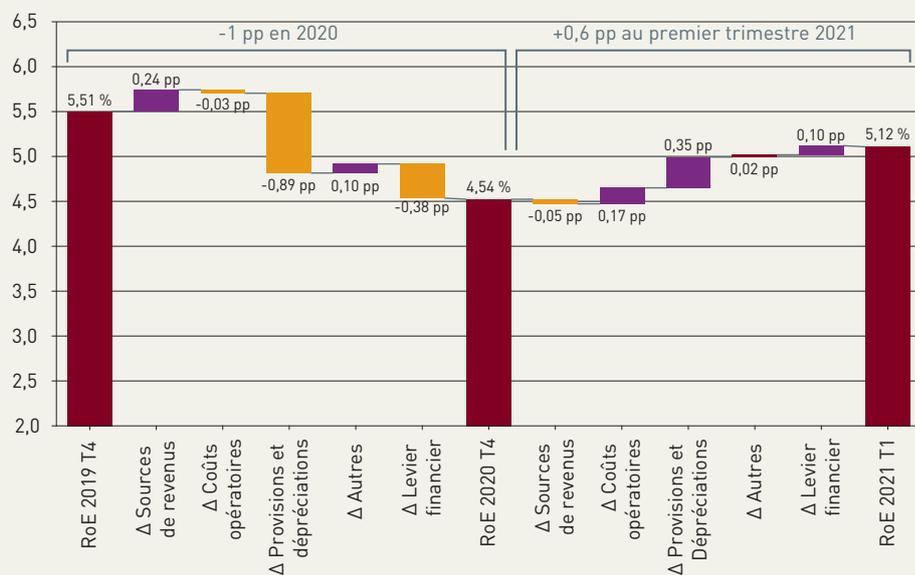
Encadré 3.5 :

PROFITABILITÉ BANCAIRE ET RÉSILIENCE

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 futurs⁴³.

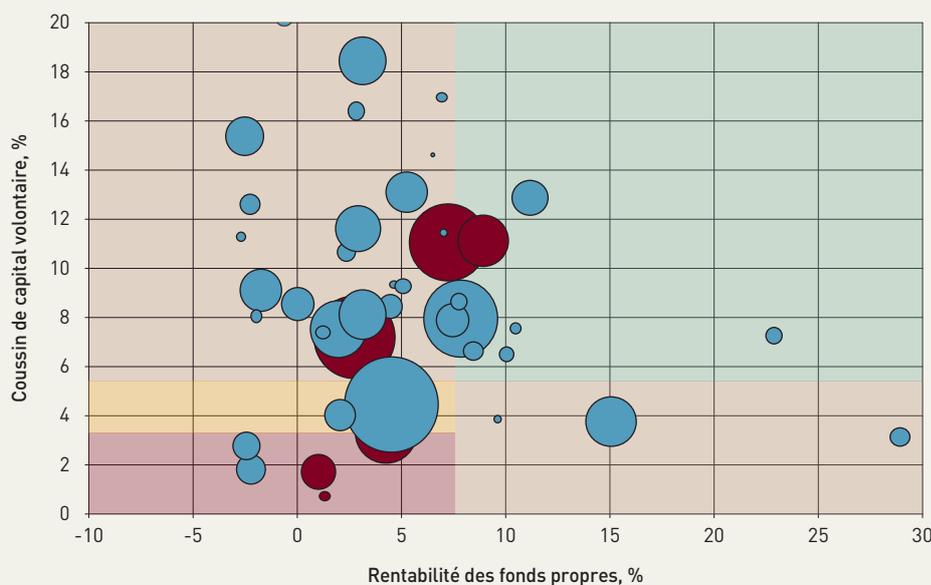
43 Une profitabilité faible pourrait également inciter les banques à prendre plus de risques et menacer la stabilité financière à long terme.

Graphique 3.28
Décomposition de l'évolution de la rentabilité des fonds propres
des banques luxembourgeoises : 2019T4-2021T1



Sources : CSSF ; calculs BCL ; Période : 2019 T4-2021 T1. Plus haut niveau de consolidation, branches exclues. Données annualisées pour 2020T3 (somme des quatre derniers trimestres). Données annualisées pour le premier trimestre 2021.

Graphique 3.29
Coussin de capital volontaire et rentabilité des fonds propres (banques de détail en rouge)



Sources : CSSF ; calculs BCL. 2021 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 spécifique à la banque, y compris le P2G. La taille de bulle est fonction de l'actif total. Niveau de consolidation le plus élevé.

Au cours des quinze dernières années, la rentabilité bancaire au Luxembourg, mesurée par la rentabilité des fonds propres (RoE), a été divisée approximativement par trois. Elle s'élevait à 5,5 % en fin 2019 (graphique 3.28)⁴⁴. Elle s'est dégradée davantage en 2020 dans un contexte de crise sanitaire et de progression du risque de crédit. En 2020, le RoE agrégé du secteur bancaire luxembourgeois a enregistré une baisse d'un point de pourcentage (pp) dont près de 90 points de base sont consécutifs à l'augmentation des provisions pour pertes sur crédits. Les données annualisées du premier trimestre 2021 suggèrent un léger rebond de la rentabilité d'environ 60 points de base (pb), qui s'explique en partie par des « reprises de provisions » constituées antérieurement (+35 pb) suite à l'amélioration des perspectives macroéconomiques de l'année 2021.

Bien que le secteur bancaire luxembourgeois soit résilient dans son ensemble avec un ratio de capital CET1 agrégé de 19,4 % au premier trimestre 2021, des poches de vulnérabilités existent au niveau individuel. Le graphique 3.29 illustre que plusieurs banques affichaient en 2020 T1 des coussins de fonds

44 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.

propres volontaires⁴⁵ et une rentabilité relativement faibles (voir rectangle bas à gauche du graphique). C'est le cas de trois banques domestiques. Ces banques disposent de peu de marges de manœuvre en termes de fonds propres avant d'atteindre le seuil du montant maximal distribuable⁴⁶ en dessous duquel des restrictions de distributions de dividendes seraient nécessaires.

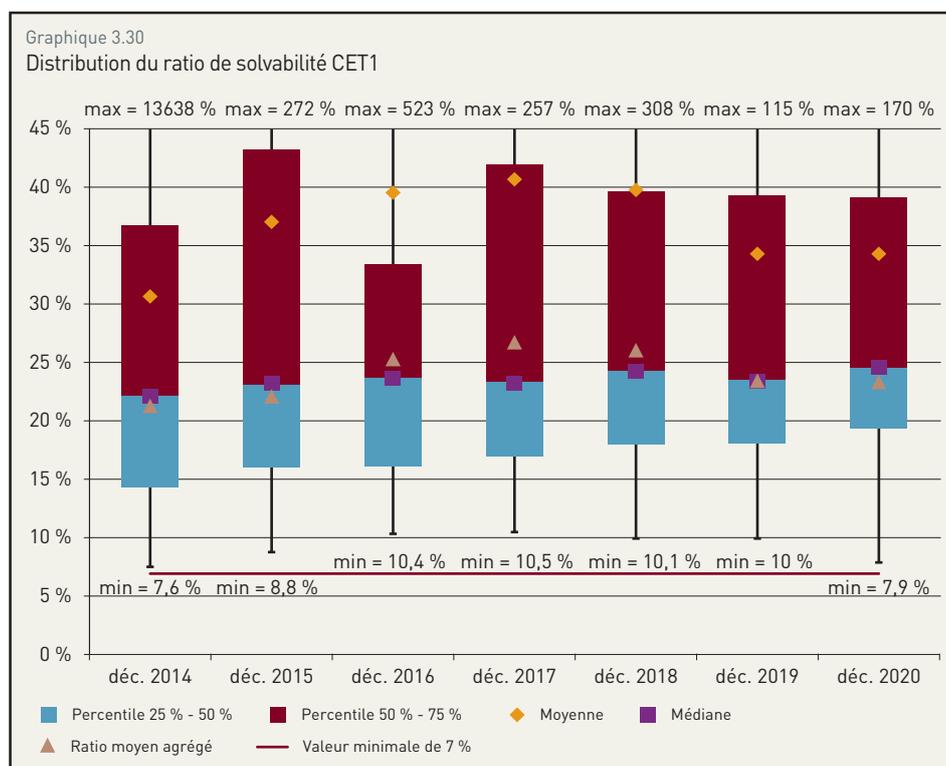
45 Le coussin volontaire est défini comme étant le montant de capital CET1 au-delà de l'exigence de capital minimale spécifique à la banque, y compris le P2G.

46 En Anglais « Maximum Distributional Amount (MDA) threshold ».

Au 31 décembre 2020, le ratio de solvabilité de base de catégorie 1 (Common Equity tier 1 - CET 1) des banques luxembourgeoises a atteint un niveau de 23,3 %, quasiment stable par rapport à 2019 où le ratio s'élevait à 23,4 %. Quant aux deux composantes du ratio de solvabilité CET 1, il est à noter une augmentation des actifs pondérés par le risque de 2,6 % par rapport à une augmentation des fonds propres CET 1 de 2,4 %.

Le niveau agrégé élevé de capitalisation se reflète également dans les données granulaires. Le graphique 3.30 illustre la distribution des ratios CET 1 des établissements de crédit. La distribution des ratios est caractérisée par une asymétrie positive. La médiane a augmenté à 24,6 % par rapport à 23,5 % fin décembre 2019 et les premier et troisième quartiles de la distribution s'élevaient à 19,3 % et 39,1 % respectivement. Enfin, 85 % des établissements considérés présentaient un ratio CET 1 supérieur à 15 % fin 2020.

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 bilantaires dépassent 10 milliards d'euros affichaient un ratio médian de 23,7 % ; tandis que le ratio de ceux avec des encours inférieurs à 500 millions d'euros s'élevait à 36,8 %.



Sources : CSSF, calculs BCL

Tableau 3.12 :

Distribution des ratios de solvabilité CET1

SOMME DE BILAN (€ MILLIONS)	12-2014			12-2015			12-2016			12-2017			12-2018			12-2019			12-2020		
	NOM-BRE	RATIO CET 1 MÉ-DIAN	% SOM-ME DE BILAN	NOM-BRE	RATIO CET 1 MÉ-DIAN	% SOM-ME DE BILAN	NOM-BRE	RATIO CET 1 MÉ-DIAN	% SOM-ME DE BILAN	NOM-BRE	RATIO CET 1 MÉ-DIAN	% SOM-ME DE BILAN	NOM-BRE	RATIO CET 1 MÉ-DIAN	% SOM-ME DE BILAN	NOM-BRE	RATIO CET 1 MÉ-DIAN	% SOM-ME DE BILAN	NOM-BRE	RATIO CET 1 MÉ-DIAN	% SOM-ME DE BILAN
>= 10 000	17	19,1 %	67 %	16	20,8 %	68 %	15	23,8 %	65 %	15	23,9 %	67 %	14	23,2 %	68 %	13	21,4 %	66 %	15	23,7 %	71 %
>= 2 500 et < 10 000	31	18,8 %	26 %	31	18,9 %	26 %	26	20,5 %	27 %	25	21,5 %	24 %	23	22,9 %	24 %	26	21,6 %	26 %	23	24,2 %	22 %
>= 500 et < 2 500	30	21,1 %	6 %	25	19,3 %	5 %	31	20,2 %	7 %	30	21,3 %	7 %	29	22,5 %	7 %	28	23,6 %	7 %	28	26,4 %	7 %
< 500	30	31,7 %	1 %	33	39,8 %	1 %	28	25,8 %	1 %	25	36,0 %	1 %	24	59,1 %	1 %	20	48,2 %	1 %	21	36,8 %	1 %
Ratio médian		21,9 %			23,0 %			23,5 %			23,3 %			24,3 %			23,5 %			24,6 %	

Sources : CSSF, calculs BCL

Quant au ratio Tier 1 agrégé, il s'élève à 24 % en 2020 (par rapport à 23,9 % en 2019). Il est à noter que le poids des fonds propres qualifiés de Tier 1 des banques représentait 92 % de l'ensemble des fonds propres disponibles en 2020 contre 98 % en 2019. En décembre 2020, la différence entre le ratio Common Equity Tier 1 et le ratio Tier 1 ne représentait que 69 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.

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 Covid-19, des adaptations ponctuelles à 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).

Les plus récentes données de solvabilité, celles de fin mars 2021, restent incomplètes. Elles couvrent 97 % des banques. Les données du premier trimestre affichent une légère tendance baissière du ratio de solvabilité (25,3 %) et du ratio de solvabilité de base de catégorie 1 (22,6 %).

Encadré 3.6 :

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)⁴⁷ 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 bilantaires 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'écart-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 macro-prudentiels 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'écart-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, approximés 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 - 2020 T4. Les banques disparues suite à des processus de fusion-acquisitions ou à 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

47 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).

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 3.31 illustre les résultats obtenus.

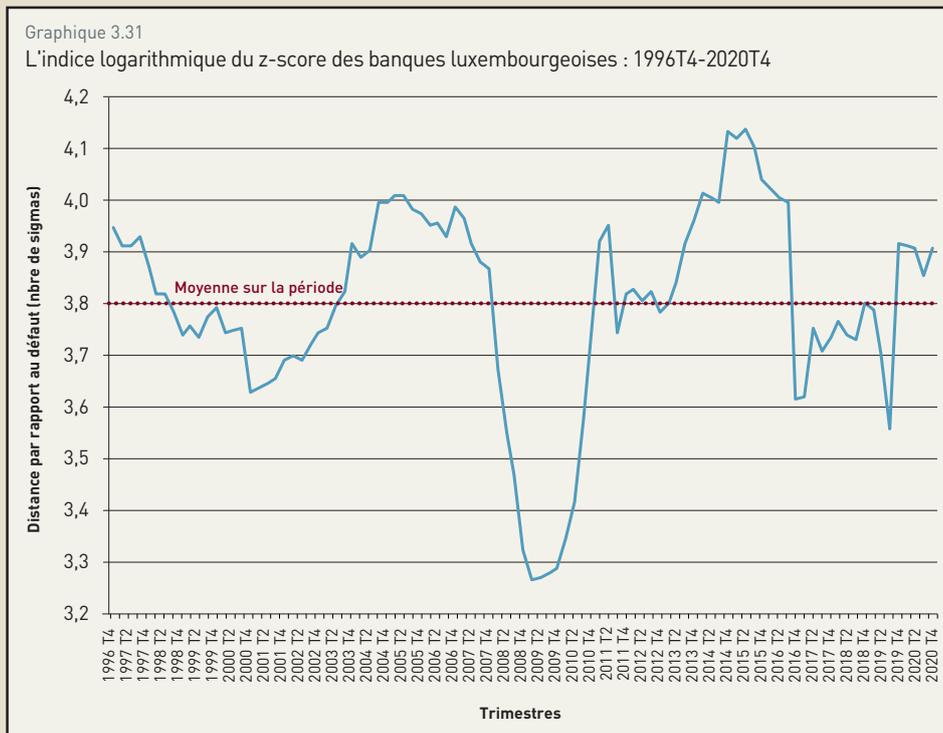
D'une manière générale, les variations de l'indice agrégé z-score sont caractérisées par une évolution cyclique. Le niveau enregistré au cours des dernières années évolue principalement en dessous de la moyenne historique et est caractérisé par des variations fréquentes. Ceci peut être attribué à la tendance baissière de la profitabilité des établissements de crédit, dont la marge d'intérêt est sensiblement affectée par 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 éta-

blissements de crédit et par une baisse de leurs niveaux comparativement aux résultats obtenus durant la période précédente. Les graphiques 3.32 et 3.33 présentent conjointement le résumé de la dispersion des z-scores trimestriels des banques, et celui de leurs probabilités de défaut pour la période 2008-2020.

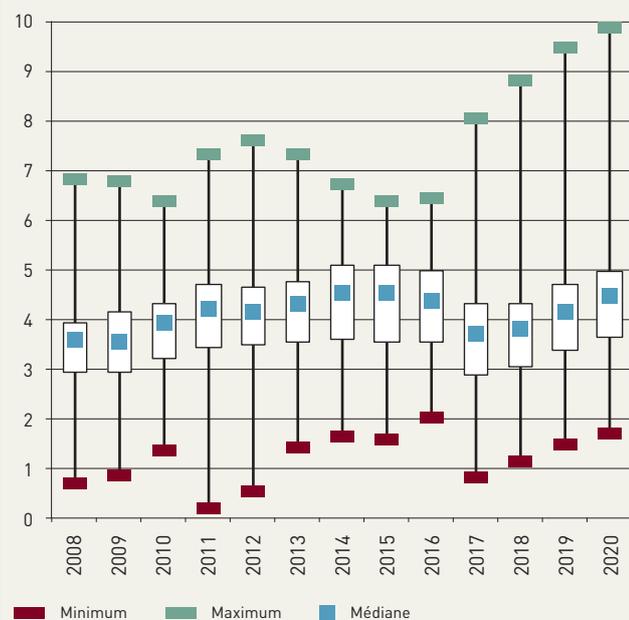
En dépit de l'importance du choc de la pandémie Covid-19, il ressort de l'analyse que le niveau maximum de cette probabilité en 2020 est en baisse par rapport aux niveaux enregistrés au cours des trois dernières années. Après avoir atteint un niveau de 13,5 % pour l'un des établissements les plus vulnérables en 2018, les résultats relatifs à l'année 2020 affichaient une probabilité de défaut maximale de 5,6 %, alors que le niveau enregistré en 2019 fut de 8,1 %. Cette diminution du niveau maximum des probabilités est importante dans la mesure où la dispersion des probabilités de défaut décrite par les trois quantiles s'est réduite en période de crise sanitaire. Toutefois, il est utile de rappeler que les interventions massives des autorités publiques et des banques centrales ont contribué à la stabilité du système financier. La mise en place de garanties étatiques et de moratoires ainsi que les flexibilités introduites dans les règles prudentielles ont limité le défaut des entreprises et des ménages permettant ainsi la sauvegarde des fonds propres des établissements de crédit.

Les résultats issus du z-score demeurent qualitativement 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,



Sources : CSSF, calculs et estimation BCL

Graphique 3.32
Dispersion du z-score des banques luxembourgeoises
sur la période 2008-2020



Graphique 3.33
Dispersion des probabilités de défaut des banques luxembourgeoises
sur la période 2008-2020



Source : BCL

estimées par un modèle structurel de risque de crédit⁴⁸ (CIMDO⁴⁹) et le modèle généralisé à facteurs dynamiques⁵⁰. 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 2004M1-2021M3 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 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.

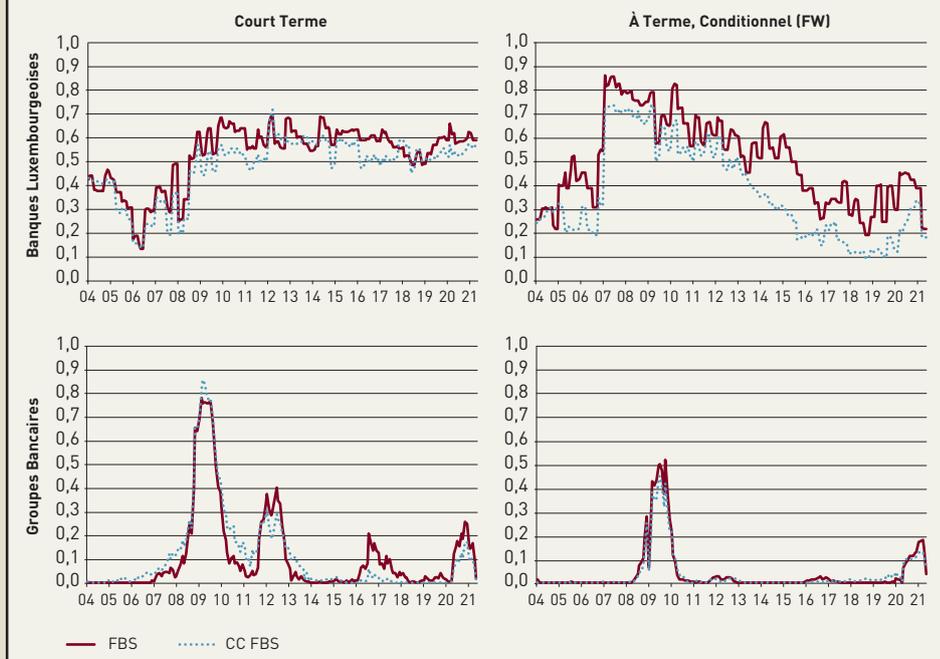
Outre l'indice FBS principal, l'analyse permet également de calculer la « composante commune » du FBS (CC FBS). Celle-ci est calculée de manière similaire à l'indice principal, à l'exception du fait qu'elle se base exclusivement sur des variables macroéconomiques et financières. L'indice CC FBS reflète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

48 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.

49 Segoviano, M., 2006, "Consistent Information Multivariate Density Optimization Methodology", FMG Discussion Papers #557.

50 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 3.34
Fragilité Bancaire Systémique (FBS) –
Probabilité qu'au moins deux banques fassent défaut au même moment



Sources : CSSF, calculs BCL

Le graphique 3.34 présente l'indice FBS à court terme (CT) ainsi que la probabilité à terme (FW) conditionnée au fait qu'aucune banque n'a 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 de la mesure FBS à partir du mois d'octobre 2020.

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 sur 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 pandémie de coronavirus constitue donc un enjeu pour la stabilité bancaire, en particulier dans une période caractérisée par un environnement favorable à la progression du risque de crédit.

1.6 LE RATIO DE LEVIER

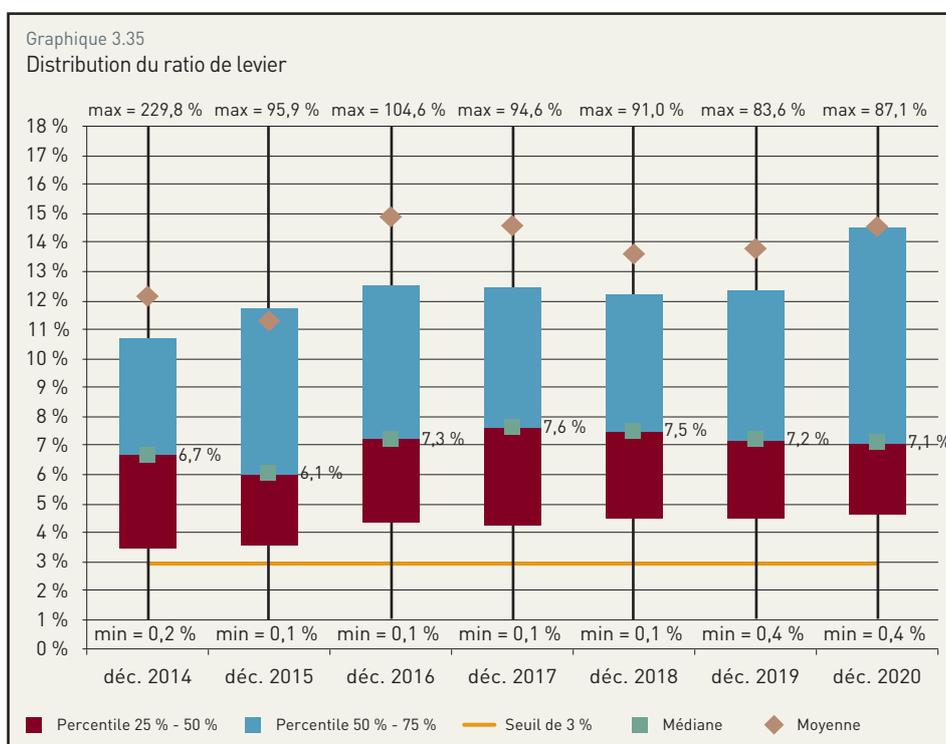
Contrairement au ratio de solvabilité, le ratio de levier ne tient pas compte de la pondération des actifs par le risque. Il est exprimé par le rapport entre les fonds propres tier 1 et la somme du total des actifs et de certains éléments hors bilan. Il permet de fixer le montant minimum de fonds propres 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.

Le ratio de levier sera introduit comme mesure de Pilier I au niveau européen à partir de juin 2021. À partir de cette date, les banques devront respecter un niveau de fonds propres de catégorie 1 minimal de 3 % par rapport à leurs expositions totales.

Le graphique 3.35 affiche la dispersion du ratio de levier des banques luxembourgeoises depuis l'année 2014.

Sur une base annuelle, la médiane du ratio de levier a marginalement diminué de 0,1 point de pourcentage pour s'établir à 7,1 % fin décembre 2020 ; tandis que la moyenne a légèrement augmenté et s'élève à 14,5 % fin décembre 2020.

Les données du ratio de levier du mois de mars 2021 utilisées demeurent provisoires et incomplètes. Elles couvrent 98 % des banques. Sur base des données disponibles, la médiane du ratio s'élève à 6,8 % fin mars 2021, tandis que la moyenne s'établit à 15,7 %. Les différentes valeurs continuent à se situer largement au-dessus du minimum des 3 % requis.



Sources : CSSF, calculs BCL

1.7 LA LIQUIDITÉ

Le dispositif réglementaire de Bâle III a introduit deux normes internationales harmonisées en matière de liquidité, d'une part, le ratio de liquidité à court terme (LCR, *Liquidity Coverage Ratio*) et, d'autre part, le ratio structurel de liquidité à long terme (NSFR, *Net Stable Funding Ratio*). 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 durées 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 septembre 2016. Entre mars 2014 et août 2016, les banques ont fourni aux autorités de supervision des données relatives au LCR sur 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.

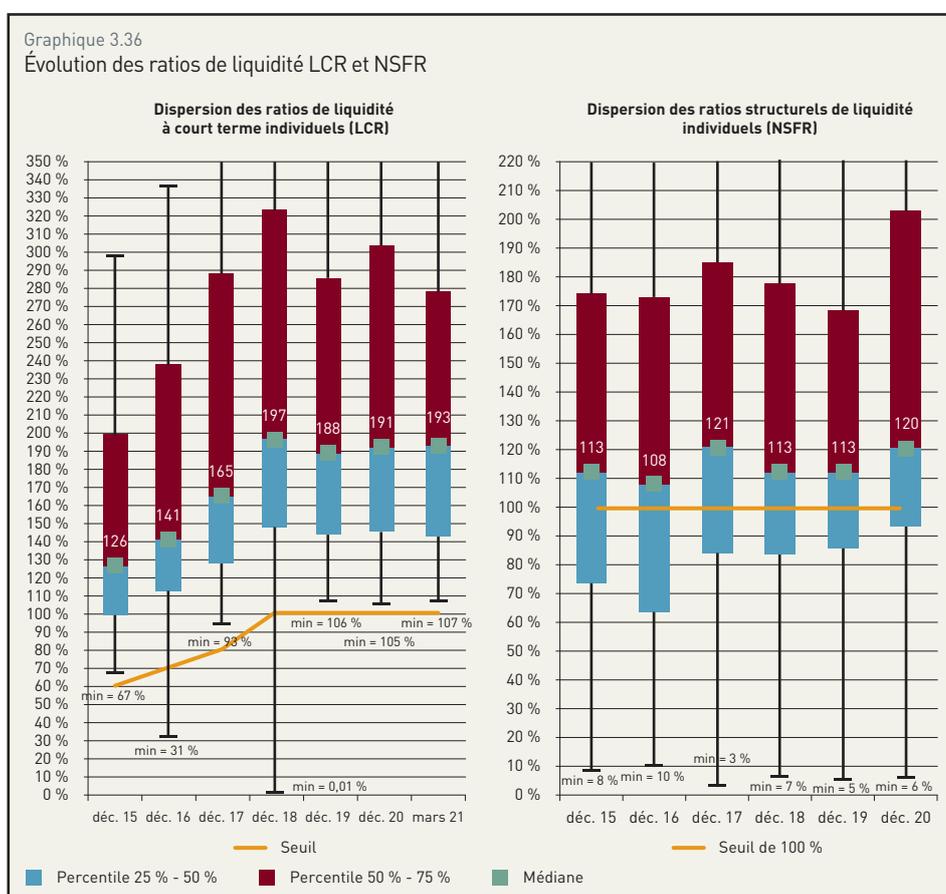
En juillet 2018, la Commission européenne a adopté et publié un règlement modifiant certains aspects du LCR qui est d'application à partir de fin avril 2020. En mai 2020, l'Autorité bancaire européenne (ABE) a publié une mise à jour d'un outil de calcul du LCR qui tient compte de ces changements.

Selon les chiffres de fin décembre 2020 et de fin mars 2021, 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 2020 est de 191 %. Ce niveau a atteint 193 % à la fin du

mois de mars 2021 pour le ratio de liquidité à court terme (*Liquidity Coverage Ratio, LCR*). Le graphique 3.36 illustre la dispersion du ratio de liquidité, qui se caractérise par une asymétrie positive⁵¹.

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 2020 en dessous du seuil minimum de 100 %.

51 Les données ont été corrigées des valeurs aberrantes. Un ratio maximal de 500 % a été retenu.



Sources : CSSF, calculs BCL

Tableau 3.13 :

Distribution des ratios de liquidité à court terme

SOMME DE BILAN (€ MILLIONS)	12-2015			12-2016			12-2017			12-2018			12-2019			12-2020			03-2021		
	NOM-BRE	RATIO DE LIQUIDITÉ MÉDIAN	% SOMME DE BILAN	NOM-BRE	RATIO DE LIQUIDITÉ MÉDIAN	% SOMME DE BILAN	NOM-BRE	RATIO DE LIQUIDITÉ MÉDIAN	% SOMME DE BILAN	NOM-BRE	RATIO DE LIQUIDITÉ MÉDIAN	% SOMME DE BILAN	NOM-BRE	RATIO DE LIQUIDITÉ MÉDIAN	% SOMME DE BILAN	NOM-BRE	RATIO DE LIQUIDITÉ MÉDIAN	% SOMME DE BILAN	NOM-BRE	RATIO DE LIQUIDITÉ MÉDIAN	% SOMME DE BILAN
>= 10 000	18	114 %	69 %	17	117 %	66 %	17	128 %	66 %	17	148 %	67 %	15	137 %	66 %	18	136 %	71 %	20	146 %	74 %
>= 2 500 et < 10 000	32	132 %	25 %	28	160 %	26 %	27	150 %	25 %	28	166 %	25 %	29	179 %	26 %	27	179 %	22 %	25	213 %	19 %
>= 500 et < 2 500	27	176 %	5 %	32	133 %	7 %	33	177 %	7 %	32	202 %	7 %	31	193 %	7 %	30	199 %	6 %	31	195 %	6 %
< 500	32	130 %	1 %	25	152 %	1 %	21	219 %	1 %	24	336 %	1 %	20	369 %	1 %	21	343 %	1 %	19	276 %	0,5 %
Ratio médian		126 %			141 %			165 %			197 %			188 %			191 %			193 %	

Sources : CSSF, calculs BCL

La plupart des établissements de crédit ont considérablement amélioré leur LCR depuis 2015 (voir tableau 3.13). En décembre 2020, ainsi qu'en mars 2021, 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 136 % fin décembre 2020, respectivement 146 % fin mars 2021. En revanche, le ratio LCR restait 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 favoriser la stabilité du financement. Le NSFR veille à ce que les asymétries d'échéances entre les actifs et les passifs d'une banque ne soient pas excessives, ce qui la rend plus résiliente en cas de perturbation sur les marchés de financement.

Le NSFR restait en 2020 un ratio d'observation et les banques continuaient à envoyer des données aux autorités de supervision selon un rapport provisoire. Les estimations de ratios sont effectuées sur base d'un modèle de calcul développé par l'ABE, dont les résultats sont exposés ci-après. Ce modèle de calcul reste provisoire en attendant la mise en place de nouveaux *reportings* basés sur des règles communes applicables aux établissements de crédit au niveau de l'Union européenne.

Dans le cadre des textes définitifs CRR II publiés en juin 2019, le NSFR est introduit en tant que mesure contraignante au niveau européen. L'exigence en matière de NSFR est fixée à 100 % et sera d'application deux ans après l'entrée en vigueur de la loi c'est-à-dire à partir du 28 juin 2021 (voir encadré 3.7).

Encadré 3.7 :

RÉGULATIONS BANCAIRES/SUPERVISION PRUDENTIELLE : ACTUALITÉS EN 2020

ACTUALITÉS EN RÉPONSE À LA PANDÉMIE COVID-19

En réponse à la pandémie Covid-19, des adaptations à la réglementation bancaire européenne (*Capital Requirements Regulation*) ont été publiées au Journal officiel de l'Union européenne en juin 2020. Principalement, les mesures prises visent à augmenter les marges de manœuvre des établissements de crédit sans toutefois compromettre la stabilité du système financier. Parmi les nouvelles mesures, la possibilité d'exclure du ratio de levier un certain nombre d'expositions vis-à-vis de la banque centrale lorsque des circonstances exceptionnelles sont déclarées et le prolongement des mesures transitoires IFRS de deux ans ont été introduites.

L'ABE a également dû réagir face à la pandémie Covid-19. Ainsi, elle a publié de nouvelles orientations sur le traitement prudentiel des moratoires, recommandé aux banques de limiter la distribution de dividendes, et adapté le cadre de reporting sur les expositions liées aux mesures publiques et privées prises suite à la crise Covid-19. Par ailleurs, l'ABE a reporté d'un an l'exercice de test de résistance prévu à l'échelle de l'UE afin de permettre aux banques de donner la priorité à la continuité opérationnelle.

La BCE a spécifié que les banques peuvent opérer temporairement en dessous du niveau de capital défini par les recommandations au titre du pilier 2, et avec un ratio de couverture de liquidité (LCR) inférieur à 100 %. La BCE a également décidé d'adopter une approche pragmatique en 2020 pour le processus de contrôle et d'évaluation prudentiels (SREP) des banques systémiques. Cette approche a été axée sur la capacité des banques à faire face aux défis et aux risques que la pandémie fait peser sur leurs fonds propres et leur liquidité. Enfin, la BCE a décidé de laisser inchangées les exigences au titre du pilier 2 et les recommandations au titre du pilier 2 par rapport à l'année 2019.

ACTUALITÉS LIÉES AU RISQUE DE LIQUIDITÉ

Conformément au texte législatif CRR II publié en juin 2019, l'exigence minimale en matière de ratio net de financement stable (NSFR) est fixée à 100 % et devient obligatoire à partir du 28 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. Le reporting prudentiel du NSFR a été adapté et sera d'application à partir du 30 juin 2021.

Le ratio de liquidité à court terme (LCR) est devenu une norme contraignante au 1^{er} octobre 2015. Suite à son introduction progressive, l'exigence minimale du LCR s'élève à 100 % depuis le 1^{er} janvier 2018. En juillet 2018, la Commission européenne a publié un règlement modifiant certains aspects du LCR qui est d'application à partir de fin avril 2020. En mai 2020, l'ABE a publié une mise à jour d'un outil de calcul du LCR qui tient compte de ces changements.

Par ailleurs, l'ABE a publié en novembre 2020 un rapport sur les effets du mécanisme de dénouement du LCR. Globalement, il est conclu que les données empiriques ne confirment pas l'hypothèse selon laquelle le mécanisme de dénouement a un impact négatif sur l'activité et le profil de risque des établissements de crédit. L'ABE a également publié en décembre 2020 son rapport annuel de monitoring du LCR des banques de l'Union européenne ainsi que le deuxième rapport sur le suivi de la mise en œuvre du LCR dans l'Union européenne (mars 2021). Ce dernier inclut, entre autres, des discussions sur la liquidité pendant une période de crise (telles que l'utilisation du coussin de liquidité, l'interaction entre le support de la banque centrale et le LCR), et de l'orientation sur des aspects spécifiques du LCR : le traitement des dépôts fiduciaires, le risque d'optimisation du LCR, les entrées et sorties de trésorerie interdépendantes, et le traitement des dépôts garantis pour la clientèle de détail.

En ce qui concerne les résultats du modèle de calcul pour 2020, les banques présentent de manière générale des structures de financement stables pour financer leurs activités, le ratio de liquidité structurel NSFR s'étant amélioré pour 61 % des banques depuis la fin de l'année 2020. Le graphique 3.36 montre la dispersion des résultats de fin décembre 2015 à fin décembre 2020. Il révèle que la médiane a atteint 120 % en décembre 2020 comparé à 113 % en décembre 2019. Alors que la médiane est supérieure au seuil de 100 %, 27 % des banques auraient encore des ratios inférieurs à ce seuil d'après ce modèle provisoire de calcul. Ce pourcentage est, néanmoins, en diminution au cours des dernières années en vue de l'introduction contraignante de l'exigence minimale d'un NSFR de 100 % en juin 2021.

À la date de rédaction, les résultats provisoires du modèle de calcul pour mars 2021 étaient disponibles pour un sous-ensemble de banques représentant +/- 95 % des banques requises de renseigner le NSFR. Sur la base de ces informations, la médiane est restée relativement stable au premier trimestre 2021.

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 7,5 % fin décembre 2020, soit à un niveau légèrement inférieur par rapport à décembre 2019 (7,7 %) et bien inférieur au ratio moyen européen. Le niveau de charge des actifs est calculé à partir des données provisoires de fin mars 2021. Elles couvrent un sous-ensemble de banques représentant près de 95 % des banques. Sur base de ces informations, le ratio a diminué de 7,5 % fin décembre 2020 à 7,1 % fin mars 2021.

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 2020, le volume des dépôts non-bancaires représentait 1,7 fois celui des prêts non-bancaires. En comparaison annuelle, ce coefficient a légèrement augmenté. Il est resté stable au premier trimestre 2021.

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 3.8) ainsi que sur une collecte journalière du niveau de la liquidité à court terme des établissements de crédit.

Encadré 3.8 :

LA SENSIBILITÉ DES BANQUES LUXEMBOURGEOISES AUX CHOCS DE LIQUIDITÉ

L'impact sur la vulnérabilité des banques luxembourgeoises aux chocs de liquidité est estimé à travers la conduite régulière de tests d'endurance. Six scénarios sont simulés : 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 intragroupe⁵².

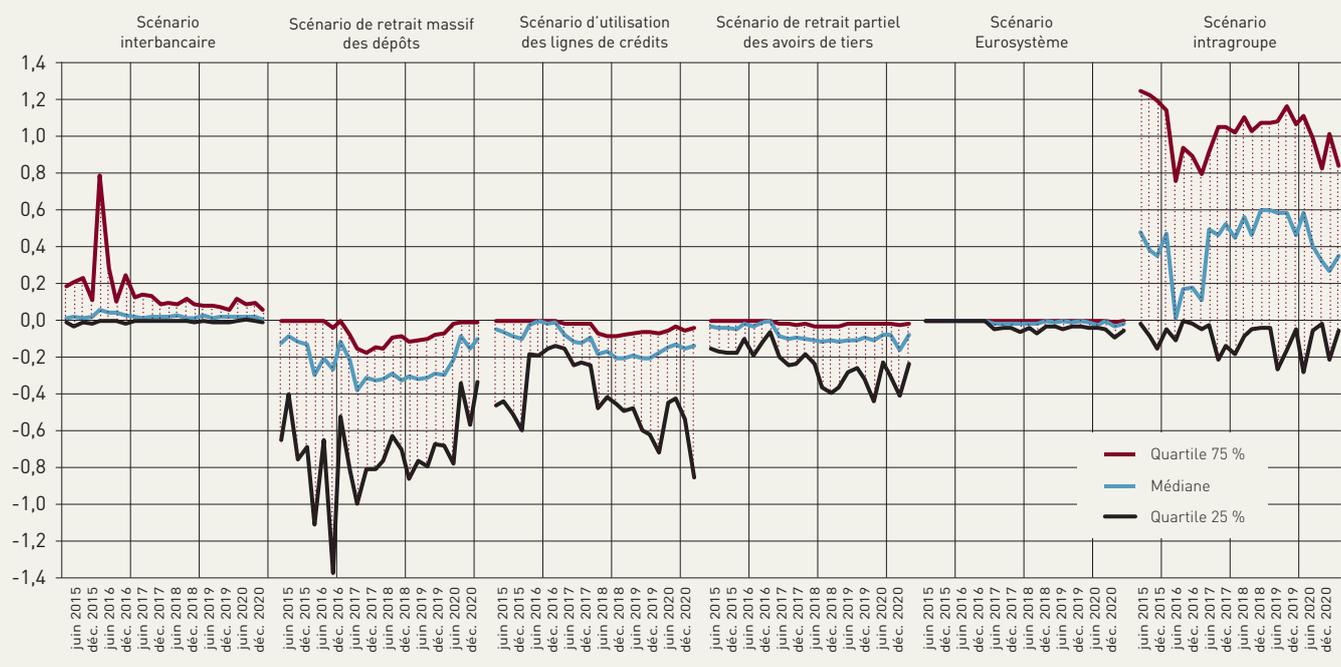
Afin d'analyser l'impact de ces différents scénarios, les chocs individuels ont été appliqués à un indicateur de liquidité. Tous les chocs sont d'une nature statique, c'est-à-dire qu'ils sont introduits à chaque trimestre pour quantifier l'impact des différents scénarios sur le niveau de l'indicateur 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, 2009⁵³). 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 3.37 illustre les résultats des différents scénarios sur base d'un échantillon représentatif d'une soixantaine de banques. Il consiste en l'évolution graphique de la valeur de $r_{b,t}$.

- 52 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".
 53 Rychtarik, Š. and Stragiotti, F. [2009] "Liquidity risk monitoring framework: A supervisory tool" Banque centrale du Luxembourg, Working paper n. 43/ December 2009.

Graphique 3.37
Impact des différents scénarios



Source : BCL

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 de son niveau et les quartiles supérieurs et inférieurs restent stables pendant l'année 2020.

Scénario de retrait massif des dépôts :

Ce scénario suppose un retrait important des dépôts par les entreprises, les fonds d'investissement et 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 2020 les résultats se sont améliorés, reflétant ainsi une réduction du risque de liquidité pour ces banques.

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 le ratio précédent, les chocs sur les lignes de crédit sont idiosyncratiques. La distribution de l'indicateur de liquidité pour ce scénario présente une faible amélioration de la médiane de l'échantillon en 2020. Au contraire, les banques du dernier quartile, en particulier au cours de la dernière année, ont subi une détérioration plus importante de leurs ratios.

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 situation de ce risque stable dans le secteur bancaire.

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 au cours de la dernière année.

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 liquidité au groupe qu'à en recevoir. La médiane a montré une réduction sensible en 2020, même si les premier et dernier quartiles n'ont pas montré de changements significatifs ; ceci témoigne d'un excès de liquidité vis-à-vis des parties liées pour les banques comprises dans l'échantillon, mais avec une tendance baissière.

1.8 ÉVALUATION DE LA VULNÉRABILITÉ DU SECTEUR BANCAIRE

1.8.1 Indicateur de vulnérabilité

L'indicateur de vulnérabilité élaboré par la BCL est un indice construit à partir d'un éventail de variables, telles que des variables bilantaires et de pertes et profits (dépôts à vue et interbancaires, profitabilité, variabilité des fonds propres, provisions pour les larges expositions, FRBG), macro-financières (rendements de l'indice boursier européen) et de structure compétitive (nombre de banques), susceptibles de constituer autant d'indicateurs avancés de la vulnérabilité du système face à des chocs macroéconomiques⁵⁴.

En réalité, il s'agit de procéder à des transformations sur les variables désaisonnalisées afin de capter l'impact des chocs sur leur évolution. Le procédé consiste à calculer le ratio du niveau de la variable à la date (t) ramené au maximum observé au cours d'une période donnée (ratio Cmax)⁵⁵. Pour cela, la période 1993T1-2020T4 est découpée en intervalles de 3 mois, selon une fenêtre glissante. Dans chaque fenêtre, la mesure de valeur absolue maximale est retenue.

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

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

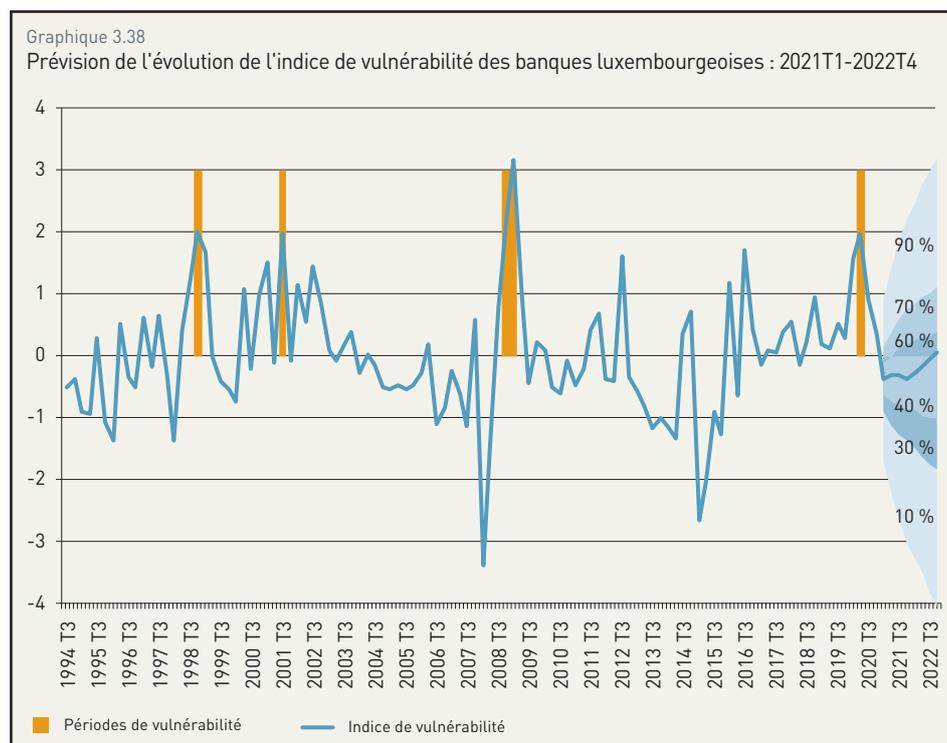
Le graphique 3.38 illustre la dynamique historique de l'indice et les projections de son évolution au cours des huit prochains trimestres (2021T1-2022T4). Elle est exprimée en déviation par rapport à

54 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.

55 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 : $CMAx_t = (\text{variable à l'instant } t) / (\text{maximum de la variable au cours des 3 mois})$.

sa moyenne historique. Par conséquent, 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 3.38, 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.



Source : BCL

L'examen de la trajectoire prévue pour cet indice au cours des huit trimestres à venir (2021-2022) indique une convergence vers le niveau de risque historique moyen après le saut enregistré au cours des deux premiers trimestres de l'année 2020 suite au choc abrupt de la crise sanitaire. 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 persistance de la crise Covid-19.

1.8.2 L'excès du crédit domestique : l'apport des fonctions d'efficacité du récepteur dans l'analyse des risques macro-prudentiels

L'activation des instruments de la politique macro-prudentielle 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 contra-cyclique 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-sur-PIB est calculé en utilisant la « définition étroite » du crédit qui considère uniquement les crédits bancaires accordés aux ménages et aux sociétés non-financières domestiques. Conformément à l'approche proposée par le CERS⁵⁶, l'extraction de la composante

⁵⁶ Recommandation du Comité européen du risque systémique du 18 juin 2014 sur les orientations concernant la fixation des taux de coussin contra-cyclique.

Graphique 3.39

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



Source : calculs BCL. Période d'estimation : 2001T2-2021T1. Projection : 2021T2-2022T4

cyclique du ratio du crédit-sur-PIB est réalisée à l'aide d'un filtre statistique. Celui-ci est représenté sur le graphique 3.39, avec le seuil d'activation du CCB de 2 %. Depuis 2015, le ratio du crédit-sur-PIB converge rapidement vers sa tendance de long terme et l'a dépassé en 2020. Au premier trimestre 2021, l'écart du ratio du crédit-sur-PIB à sa tendance de long terme était positif et estimé à 0,38 %.

Le graphique 3.39 propose également une prévision de l'écart du ratio crédit-sur-PIB à sa tendance historique au cours des deux prochaines années. Cette projection est réalisée en se basant sur un modèle vectoriel autorégressif bi-varié similaire à celui de Afanasyeva et al. (2018)⁵⁷. 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-sur-PIB devrait baisser au cours des prochains trimestres. Cette baisse est cohérente avec le retournement du cycle du crédit au secteur privé non financier dans le contexte de pandémie, en particulier pour les sociétés non financières. En effet, les projections de l'*output gap* sont négatives pour 2021 et 2022. Il est néanmoins important de rappeler que l'incertitude est très grande en cette période de crise sanitaire.

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 contra-cyclique 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 nouveau taux de CCB s'applique depuis le premier janvier 2021. Toutefois, il est important de souligner que l'année 2020 a été marquée par 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 en forte accélération sur la dernière année. 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-sur-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 3.9).

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

Encadré 3.9 :

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

Dans le cadre de leur mission de prévention des risques systémiques cycliques, les autorités macroprudentielles doivent anticiper la matérialisation de vulnérabilités pouvant affecter la stabilité du système financier national. À cette fin, elles ont recours à une palette d'instruments permettant une évaluation appropriée des sources de risques et de leurs canaux de transmission. Ainsi, l'analyse du cycle financier constitue un des outils clés à disposition des autorités macroprudentielles pour évaluer régulièrement le niveau des vulnérabilités et identifier la position de l'économie dans le cycle financier. La caractérisation du cycle financier permet de mieux détecter le développement de risques systémiques en identifiant les différentes phases 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)⁵⁸, Schularick et Taylor (2012)⁵⁹ et Boissay *et al.* (2016)⁶⁰ montrent que les périodes de récessions financières suivent effectivement des périodes de boom de crédit, confirmant ainsi les travaux précurseurs de Minsky (1977)⁶¹ sur l'évolution du crédit comme source d'instabilité financière. Borio (2012)⁶² et Drehmann *et al.* (2012)⁶³ 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)⁶⁴, 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 co-variations avec les variables de crédit et des prix immobiliers. L'évolution du crédit peut être appréhendée par le ratio du crédit sur PIB en raison de la pertinence de cette mesure à rendre compte de la matérialisation de vulnérabilités dans le cycle de crédit. La recommandation du CERS⁶⁵ 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.

58 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

59 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.

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

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

62 Borio C. (2012), *The financial cycle and macroeconomics : what have we learnt ?*, WP BIS.

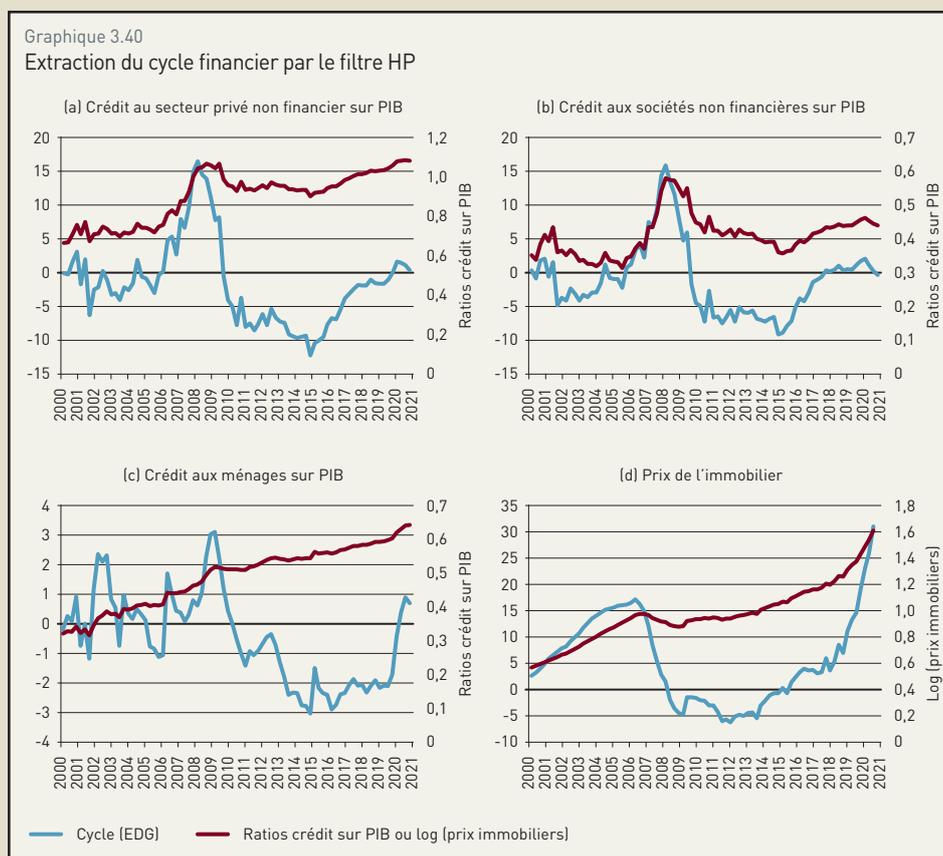
63 Drehmann M., Borio, C. et Tsatsaronis K. (2012). *Characterising the financial cycle : don't lose sight of the medium-term!*, BIS WP N° 380

64 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,

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

La recommandation CERS/2014/1 détaille la décomposition cycle-tendance du ratio crédit sur PIB selon le filtre Hodrick et Prescott (1981)⁶⁶ 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 réels⁶⁷.

Le graphique 3.40 affiche une estimation du cycle financier selon la méthodologie du Comité de Bâle pour la période 2001 T1- 2021 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 3.40 (a) à 3.40 (d) donnent respectivement l'écart du ratio du crédit au secteur privé non financier à sa tendance 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 historique⁶⁸.



Sources : BCL, Stateg ; calculs BCL. Filtre Hodrick-Prescott ($\lambda=400\ 000$), en %. Période : 2001T1-2021T1 (sauf pour les prix immobiliers : 2001T1-2020T4).

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 1,6 % et 0,32 % au premier trimestre 2021 (graphique 3.40(a)). Cette dynamique résulte des mouvements antagonistes des composantes du crédit total au secteur privé non financier : d'une part, une croissance du crédit aux sociétés non financières qui s'inscrit depuis le deuxième trimestre 2020 dans une phase descendante, réduisant l'écart à la tendance historique à -0,35 % au premier trimestre 2021 (graphique 3.40(b)) et d'autre part, une évolution du crédit aux ménages marquée par une croissance soutenue sur toute l'année 2020 avec un

- 66 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.
- 67 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 de 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.
- 68 Toutes les données utilisées sont ajustées des variations saisonnières. Les prix immobiliers sont déflatés par l'IPCN et transformés en logarithme. Pour plus de détails sur la base de données et certains enjeux méthodologiques, voir notamment Giordana, G. et Gueddoudj, S. (2016). *Characterizing the financial cycle in Luxembourg*. Cahier d'études N°103, Banque centrale du Luxembourg, Octobre.

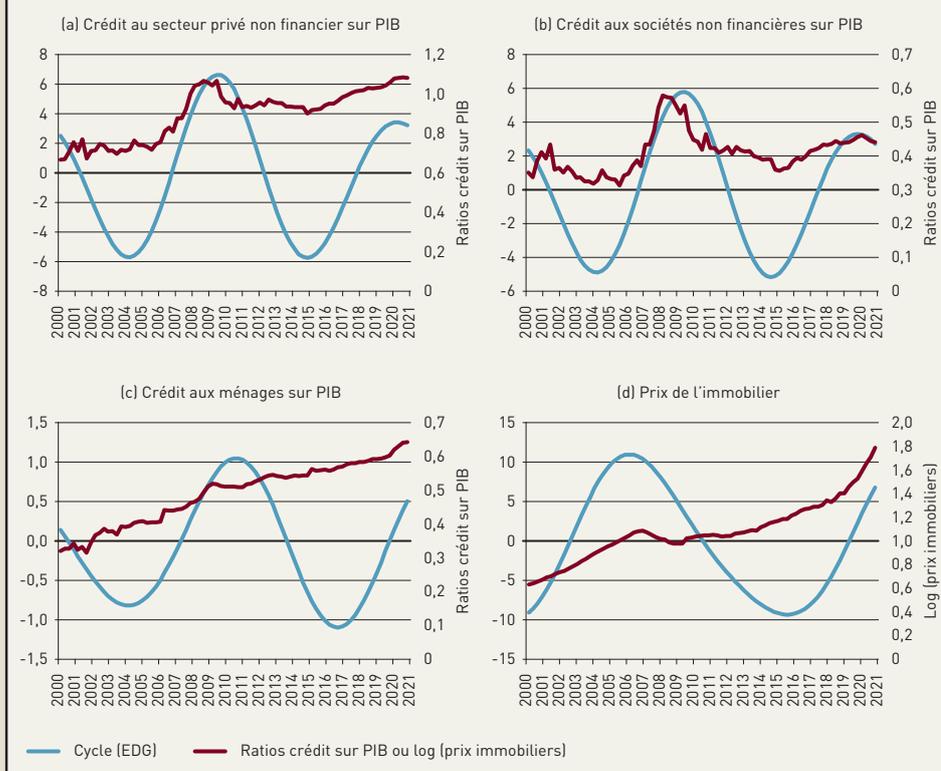
écart du crédit à sa tendance historique culminant à 0,87 % au dernier trimestre 2020 (graphique 3.40(c)).

Ces dynamiques indiquent que le cycle de crédit amorce une phase de repli dans un contexte économique particulier marqué par la crise sanitaire. Néanmoins, force est de constater que les prix immobiliers demeurent dans une phase croissante susceptible d'entretenir à moyen terme une croissance plus soutenue du crédit accordé aux ménages (graphique 3.40(d)).

La crise sanitaire est un événement 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 sur PIB et des prix immobiliers par le filtre de Christiano et Fitzgerald (2003)⁶⁹ permet de pallier les insuffisances de la méthodologie de Bâle⁷⁰. 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 3.41 (a) et 3.41 (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. Au premier trimestre 2021, l'écart du crédit aux sociétés non financières à sa tendance historique atteint 2,73 %, soit près de -0,6 point de pourcentage par rapport au premier trimestre 2020. Cette diminution est également observée pour le crédit au secteur privé non financier dont l'écart à sa tendance historique passe de 3,31 % au premier trimestre 2020 à 3,22 % au premier trimestre 2021. Ce ralentissement contenu de la croissance du crédit bancaire au secteur privé non financier est à relier à la croissance soutenue du crédit aux ménages dont le cycle est engagé dans une phase de croissance, qui culmine à 0,49 % au premier trimestre 2021, soit en deçà du seuil d'activation du coussin de fonds propres contracyclique (graphique 3.41 (c)).

Graphique 3.41
Extraction du cycle financier par le filtre CF



Sources : BCL, Stateg ; calculs BCL. Filtre Christiano et Fitzgerald, fenêtre 36-60 trimestres, en %.
Période : 2001T1-2021T1 (sauf pour les prix immobiliers : 2001T1-2020T4).

⁶⁹ Christiano, L.J. et Fitzgerald, T.J. (2003), *The band pass filter*, *International economic review*.

⁷⁰ 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.



Les évolutions cycliques du crédit au Luxembourg s'inscrivent donc dans une configuration singulière avec des niveaux cycliques au-delà du seuil d'activation du coussin de fonds propres contracyclique pour le crédit aux sociétés non financières et le crédit au secteur privé non financier, mais dans une phase descendante alors que le crédit aux ménages connaît une croissance soutenue.

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 macro-prudentielles.

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 matière⁷¹.

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 par une évolution soutenue des prix de l'immobilier résidentiel. Ce constat est conforté par une valeur de 75,45 % de l'AUROC, mais aussi par une probabilité conditionnelle relative à la dernière observation (74,35 %).

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

Tableau 3.14 :

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	80,07 % (p = 0,00)	1,02 % (pc = 54,58 %)	7,84 % (pc = 80,41 %)	1,82 % (pc = 58,11 %)
	Crédit immobilier résidentiel	75,45 % (p = 0,00)	4,15 % (pc = 64,27 %)	17,18 % (pc = 91,90 %)	7,53 % (pc = 74,35 %)
Écart du ratio crédit sur PIB	Définition étroite BCL du crédit	69,85 % (p = 0,00)	-12,01 % (CP=13,57 %)	8,68 % (CP=79,23 %)	0,38 % (CP=51,47 %)
	Crédit immobilier résidentiel	69,48 % (p = 0,00)	-1,82 % (CP=31,91 %)	2,44 % (CP=73,39 %)	1,75 % (CP=67,45 %)

Source : BCL, p = la probabilité statistique que la valeur de l'AUROC soit différente de 0,5, pc = la probabilité conditionnelle. Modèle Logit. Estimation 2021T1 (compte tenu de la prévision de croissance du PIB).

Les résultats obtenus mettent en évidence que les niveaux des indicateurs évoluent à l'intérieur de l'intervalle des seuils de vulnérabilité. De plus, le fort taux de croissance annuel des crédits immobiliers affichait un niveau plus élevé que le seuil inférieur de vulnérabilité et avec une probabilité relativement plus élevée. Ce résultat appelle à un monitoring continu de la part des autorités macro-prudentielles. Dans ce cadre, l'activation récente d'un instrument macroprudentiel différencié du LTV⁷² par le Comité du risque systémique contribuerait à réguler le cycle de crédit et à accroître la résilience des banques domestiques.

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

Les récentes crises financières ont révélé l'importance des interactions entre le secteur bancaire et la situation budgétaire des États. Les turbulences qui furent cantonnées initialement à la sphère financière ont été propagées par l'intermédiaire de multiples canaux de transmission à l'ensemble de l'économie, en particulier dans les pays les plus vulnérables. 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 traditionnelles privilégiant le suivi de la résilience financière des établissements individuels. Autrement dit, il est important d'adopter une approche macroprudentielle, 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 levier reconnu permettant l'analyse des liens entre les évolutions macro-économiques et la stabilité du système financier ou de l'une de ses composantes.

Caractéristiques du stress test macro-prudentiel 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 macro-économétrique composé de plusieurs équations, lesquelles sont estimées par un modèle MVAR à multiples régimes, sur des données en fréquence trimestrielle⁷³. Les principales variables du modèle sont :

⁷² Loan-to-value ratio

⁷³ 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.

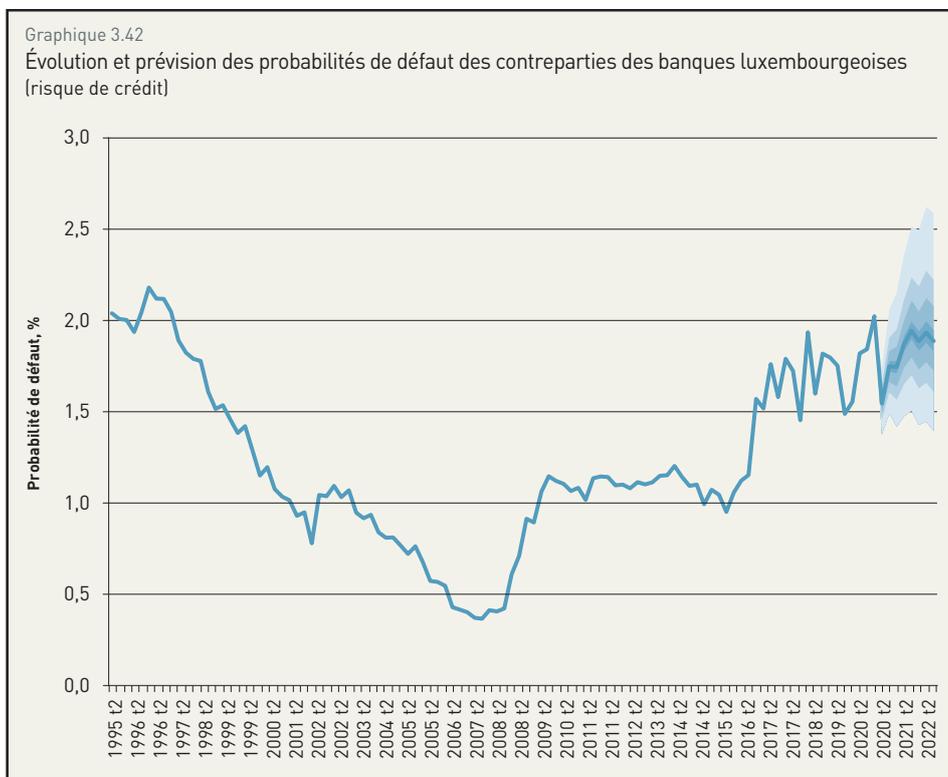
- la probabilité de défaut des contreparties des banques, approximée par le ratio des créances douteuses ;
- le produit intérieur brut réel du Luxembourg ;
- le produit intérieur brut réel de la zone euro ;
- le taux d'intérêt réel (EURIBOR 3 mois) ;
- les prix de l'immobilier résidentiel au Luxembourg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

Le scénario de base du stress est basé sur les plus récentes projections macroéconomiques de la BCE⁷⁴, tandis que le scénario adverse s'appuie sur celui développé pour le stress-test de l'EBA 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 2021-2022. 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 par la réglementation 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 hausse en 2021. La projection et les intervalles de confiance associés sont

illustrés dans le graphique 3.42. La progression affichée s'explique principalement par les conséquences du Covid-19 sur la solvabilité des agents économiques.

Quant à l'impact des chocs sur le niveau des probabilités de défaut, le graphique 3.43 affiche les résultats de 5000 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 de probabilité de défaut des contreparties des banques luxembourgeoises. Les résultats affichés



Sources : CSSF, calculs BCL

74 ECB staff macroeconomic projections for the euro area, March 2021.

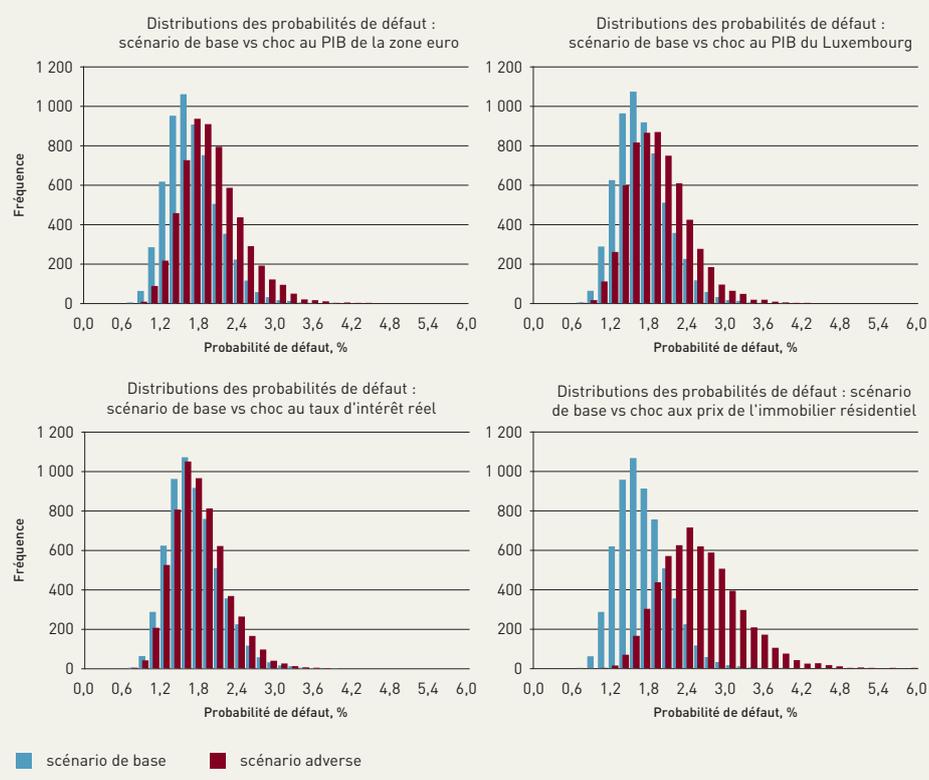
laissent présager que les probabilités de défaut sont moins sensibles aux chocs des taux d'intérêt réels comparativement à ceux afférents au PIB luxembourgeois, au PIB de la zone euro et aux prix de l'immobilier résidentiel au Luxembourg. La faiblesse de l'impact d'un choc des taux d'intérêt réels s'explique par son niveau négatif actuel. L'introduction d'un choc cumulé de 200 points de base demeure insuffisante pour se traduire par un effet significatif sur le niveau des probabilités de défauts. Quant aux prix de l'immobilier résidentiel, les simulations révèlent que l'impact d'un choc sur ces derniers est beaucoup plus important que ceux issus des PIB de la zone euro et du Luxembourg ainsi que du taux d'intérêt. Autrement dit, la matérialisation d'un choc sur les prix de l'immobilier serait le 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 3.44. 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 0,7 à 4,2 points de pourcentage pour atteindre un ratio de 17,1 % dans le cas du choc sur les prix de l'immobilier résidentiel. Ceci représente un impact très important 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 (20,4 %) 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, les banques ne disposant pas de coussins de capitaux propres suffisants seraient amenées à réduire la taille de leur bilan ou augmenter leurs fonds propres.

Compte tenu de l'importance de la sensibilité du portefeuille des crédits des banques luxembourgeoises au PIB de la zone euro et aux prix de l'immobilier, 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. Dans un contexte d'endettement élevé des ménages au Luxembourg, la matérialisation d'un choc important affectant les prix de l'immobilier est 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

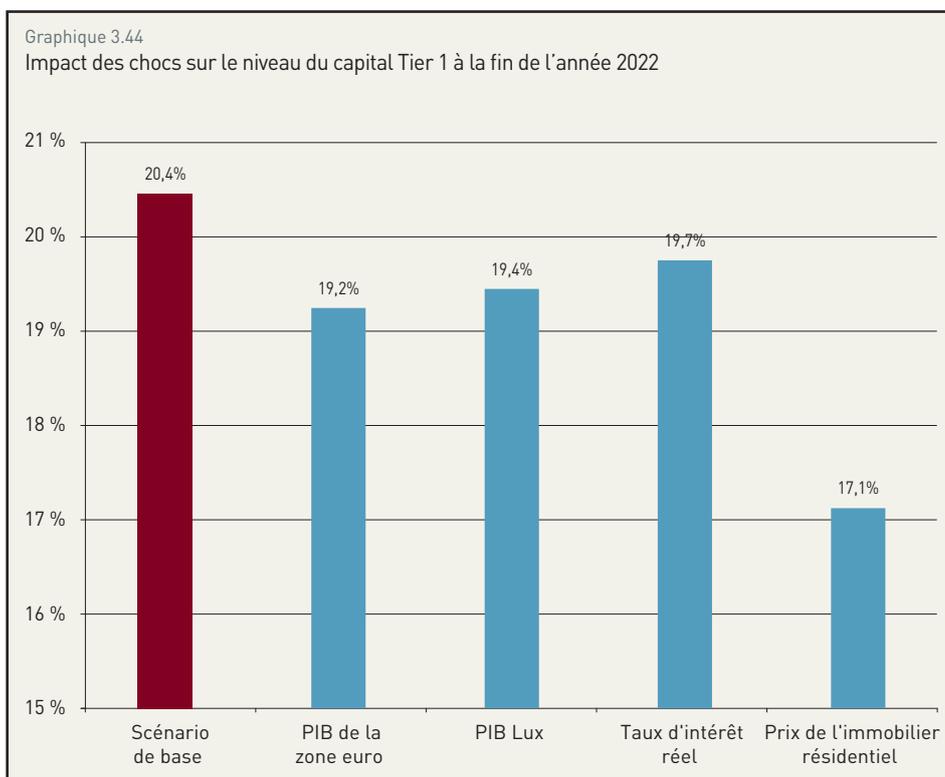
Graphique 3.43

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



Source : BCL

Graphique 3.44
Impact des chocs sur le niveau du capital Tier 1 à la fin de l'année 2022



Source : calculs BCL

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-orienté⁷⁵ 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 nœuds⁷⁶.

⁷⁵ 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.

⁷⁶ Voir Ducruet C., Rodrigue J.-P., «Graph Theory: Measures and Indices», The Geography of Transport Systems.

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.

1.8.4 L'indice alpha et la densité du réseau bancaire : mesure 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)

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

Graphes planaires :

$a = \text{nombre de circuits effectifs} / \text{nombre maximum de circuits possibles}$

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

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.

Graphes non-planaires :

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

En principe, un graphe planaire est un graphe ayant la particularité de pouvoir se représenter sur un plan sans qu'aucune arête n'y croise une autre. En d'autres termes, il peut être dessiné sur le plan de telle sorte que ses arêtes se coupent uniquement au niveau de leurs extrémités, sans intersection au niveau des arêtes. Inversement, un graphe non-planaire présente des arêtes qui peuvent se croiser. Dans ce contexte, la méthode de Boyer et Myrvold [2004]⁷⁷ est employée pour tester la planéité selon le théorème de Kuratowski [1930]⁷⁸.

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 orienté⁷⁹. Une « connexion possible » est définie comme tout lien susceptible d'exister entre deux « nœuds ».

Densité du réseau :

$PC = \text{nombre de connexions effectives} / \text{nombre de connexions possibles}$

$$PC = T / n(n-1),$$

où "T" est le nombre d'arêtes dans un réseau orienté.

77 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

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

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



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) 575/2013⁸⁰ 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 de concentration des grands risques ont été fixés par la circulaire CSSF 14/593⁸¹.

Pour les risques pris sur des contreparties, l'établissement de crédit doit notifier tous les risques relatifs à un client (ou à un groupe de clients liés), lorsque le montant de l'exposition est supérieur ou égal au montant minimum des deux limites suivantes :

- **10 % des fonds propres**
- ou
- **25 millions d'euros pour les risques relatifs aux « institutions ».**

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 4,4 milliards d'euros fin 2020, a baissé de manière importante 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 ont diminué de manière significative en 2020.

80 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.

81 Voir Circulaire CSSF 14/593 (Point 9).

Tableau 3.15 :

Propriétés structurelles du réseau interbancaire domestique entre 2014T4 et 2020T4

PÉRIODES	SOMME TOTALE DES TRANSACTIONS AU NIVEAU DU RÉSEAU (EN MILLIARDS D'EUROS)	NOMBRE D'ÉTABLISSEMENTS DE CRÉDIT (NŒUDS)	TRANSACTIONS INTERBANCAIRES (ARÊTES)
2014T4	8,0	79	158
2015T1	11,0	87	200
2015T2	8,5	93	206
2015T3	7,1	89	200
2015T4	6,8	86	187
2016T1	5,6	89	201
2016T2	6,5	91	221
2016T3	6,6	88	210
2016T4	5,4	87	189
2017T1	6,8	86	196
2017T2	4,9	84	187
2017T3	4,6	86	204
2017T4	5,8	89	197
2018T1	6,3	87	199
2018T2	6,5	89	204
2018T3	7,6	89	205
2018T4	7,2	91	193
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

Source : calculs BCL.

Au premier trimestre de 2020, la valeur nominale moyenne des expositions interbancaires par établissement de crédit a augmenté de manière importante, tandis que le nombre moyen de transactions par établissement a baissé, indiquant une concentration plus importante au sein du réseau interbancaire. Cependant, au dernier trimestre 2020, la valeur nominale moyenne des expositions interbancaires par établissement de crédit a de nouveau atteint les niveaux observés avant la pandémie (graphique 3.45).

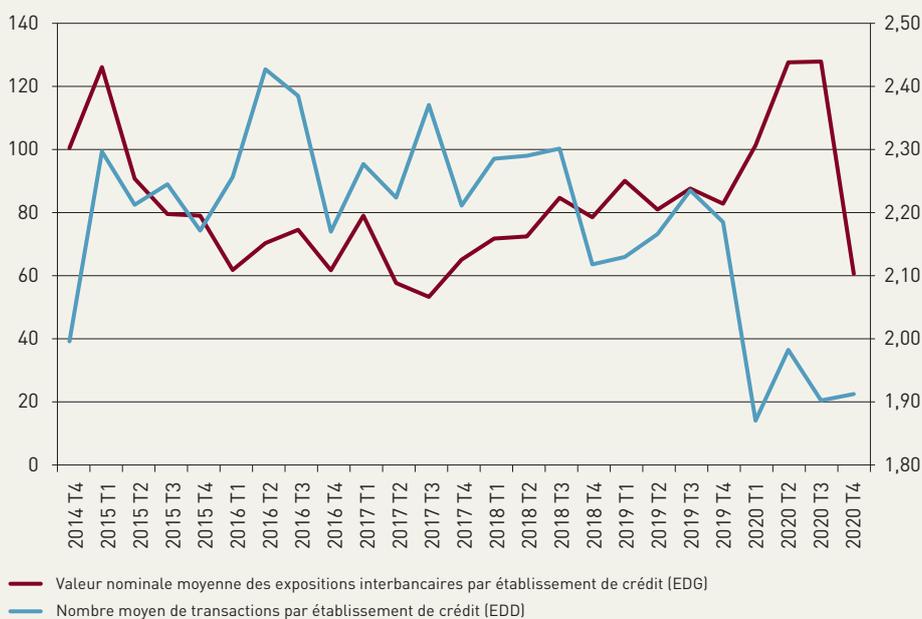
Analyse de la connectivité du réseau interbancaire domestique

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 0,028, tandis que celles fournies par l'indice alpha varient entre 0,37 et 0,66. En 2020, l'indice alpha et la densité ont enregistré des baisses en comparaison avec les niveaux observés en 2019.

La connectivité du réseau interbancaire national, telle que mesurée par la densité du réseau est 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 3.46).

Graphique 3.45

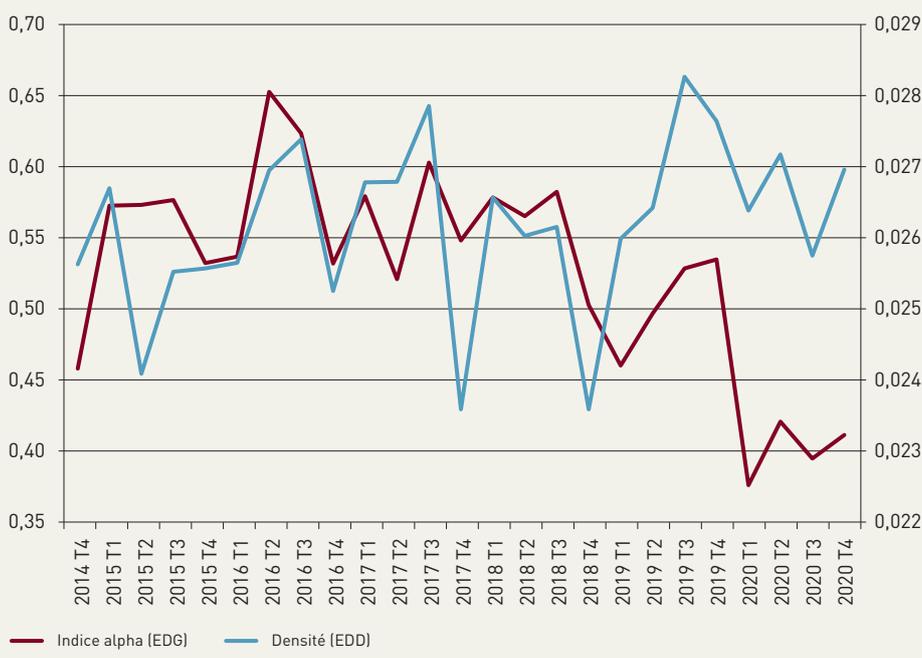
Valeur nominale moyenne des expositions interbancaires par établissement de crédit et nombre moyen de transactions par établissement de crédit entre 2014 T4 et 2019 T4 (en millions d'euros)



Source : calculs BCL.

Graphique 3.46

Indice alpha et densité du réseau entre 2014 T4 et 2019 T4



Source : calculs BCL.

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.

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 160 milliards d'euros, soit 18 % du bilan agrégé du secteur bancaire, en mars 2021. La proportion des passifs bancaires provenant des fonds d'investissement a plus que doublé depuis le dernier trimestre de 2006 (graphique 3.47), 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 3.48).

Afin d'évaluer l'accumulation potentielle de risque de nature systémique émanant de ces interconnexions, des outils d'analyse de réseaux sont utilisés par la BCL. Dans le contexte du système financier luxembourgeois, l'analyse porte sur le réseau constitué d'un côté par les expositions entre les banques individuelles et le secteur des fonds d'investissement et, de l'autre côté, par les expositions interbancaires domestiques. Pour la construction du réseau, chaque établissement de crédit est représenté par un nœud tandis que l'ensemble du secteur des fonds est agrégé dans un seul nœud. Les expositions entre les nœuds sont représentées par des arêtes. Des indicateurs du réseau montrent que la structure est restée très stable dans le temps (tableau 3.16).

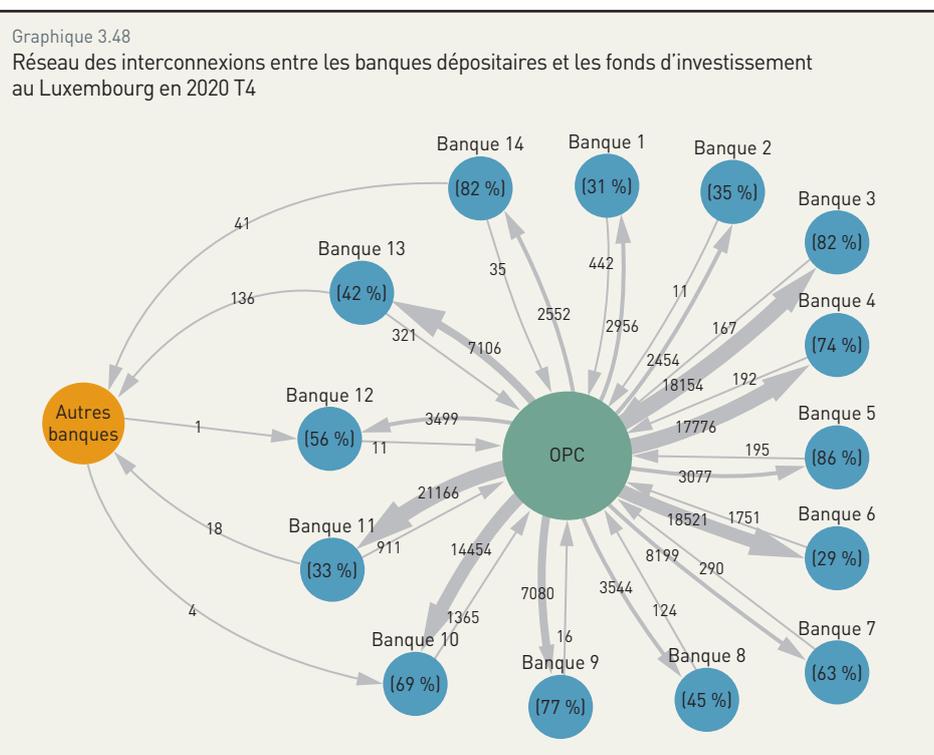
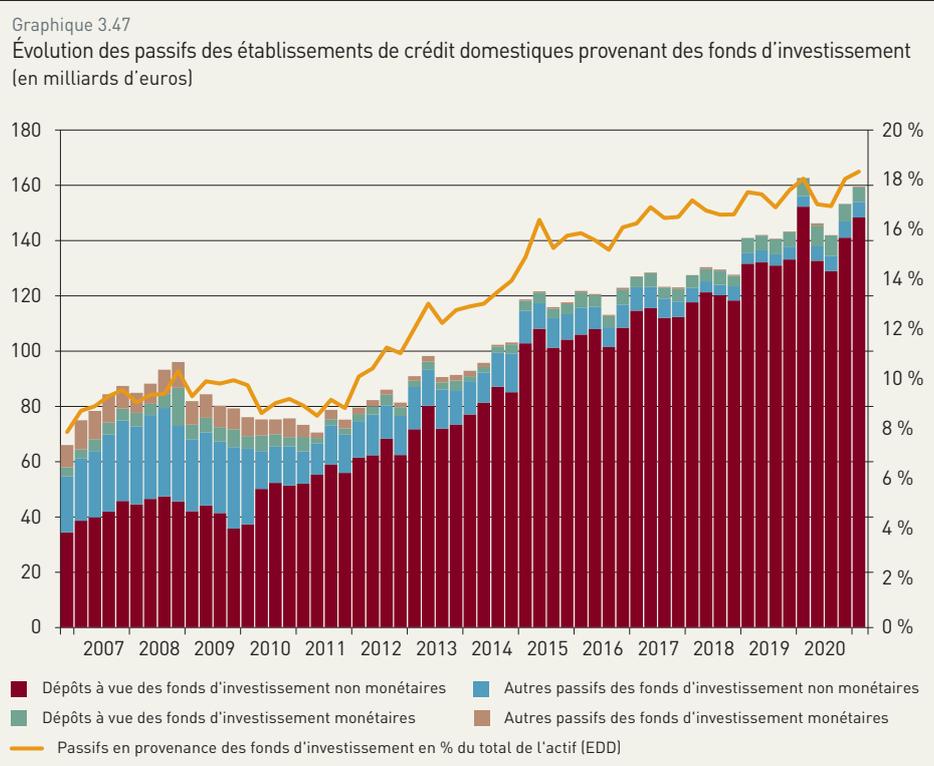


Tableau 3.16 :

Indicateurs du réseau

	2015T4	2016T4	2017T4	2018T4	2019T4	2020T4
Centralisation en termes de degré (%)	75	73	75	74	72	72
Diamètre (en nombre d'arêtes)	4	4	5	4	4	4
Distance moyenne (en nombre d'arêtes)	2,3	2,3	2,3	2,2	2,2	2,3
Densité (%)	2,3	2,6	2,3	2,8	3,0	2,7

Source : BCL. Notes : la centralisation en termes de degré est égale à 0 % si tous les nœuds sont directement connectés et égale à 100 % si les seules arêtes existantes connectent un nœud central à tous les autres nœuds. Le diamètre correspond à la plus longue distance entre deux paires de nœuds dans le réseau. La densité est le ratio entre le nombre d'arêtes existantes et le nombre maximal d'arêtes possibles.

Au quatrième trimestre 2020, le réseau est hautement centralisé sur le nœud représentant le secteur des fonds d'investissement (centralisation de 72 % en termes de degré). De plus, un faible nombre d'arêtes existantes (densité de 2,7 %) 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 3.17 résume les distributions des scores pour cinq mesures de centralité fréquemment utilisées dans le domaine de l'analyse des réseaux.⁸²

Tableau 3.17 :

Distribution des scores pour différentes mesures de centralité

	ÉCART-TYPE	MINIMUM	MÉDIANE	90 ^{ème} PERCENTILE	MAXIMUM
In-degré	7	0	1	4	65
Out-degré	7	0	1	5	69
Intermédiation	563	0	0	60	5331
Proximité	10	1	101	101	101
Degré	440	0	17	214	4388
Centralité de vecteur propre	262	0	5	389	1968
In-PageRank	371	17	22	160	3660
Out-PageRank	396	18	25	130	3936

Source : BCL. Période : 2020T4. Notes : In-degré (Out-degré) d'un nœud est égal au nombre d'arêtes entrantes (sortantes).⁸³

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

⁸² Ces mesures ont, par exemple, été employées dans la Revue de stabilité financière de la BCE de juin 2012.

⁸³ 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'intermédiation 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.

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^{ème} percentile.

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 3.10 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.

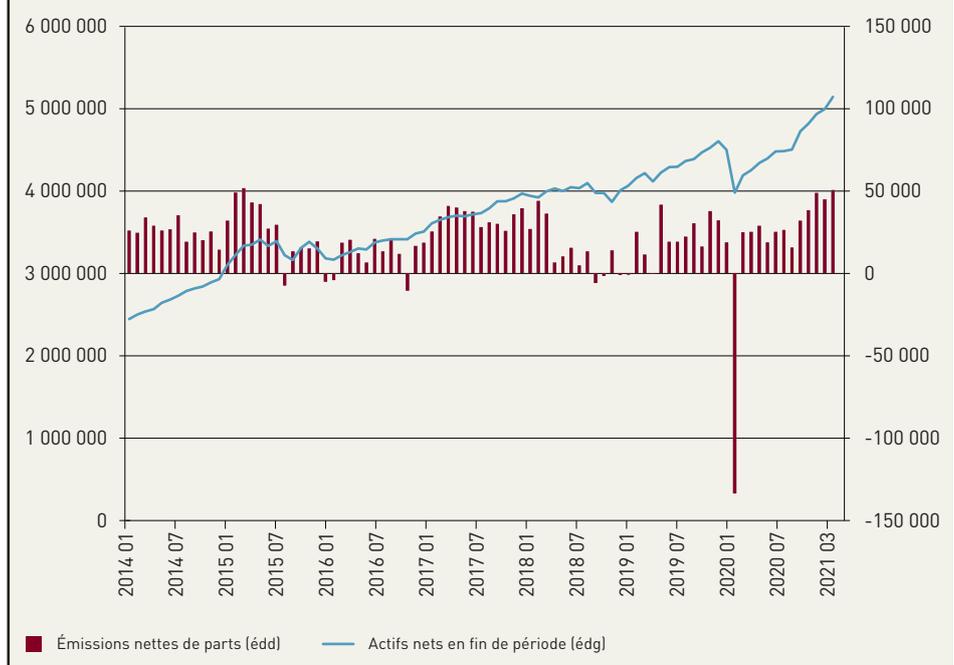
2. LES AUTRES ACTEURS DU SECTEUR FINANCIER

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 2020. Les actifs sous gestion ont atteint un encours de 5 523,7 milliards d'euros à la fin du mois de mars 2021, en hausse de 13,5 % par rapport à la fin du mois de décembre 2019. Au cours de la période sous revue, le nombre des fonds d'investissement a augmenté de 333 unités, pour s'établir à un total de 6 344 unités à la fin du mois de mars 2021. Le nombre de compartiments a également augmenté de 477 unités au cours de cette période, passant ainsi de 17 547 à 18 024 unités⁸⁴.

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

Graphique 3.49
Évolution des actifs nets et de l'investissement net en capital des OPC non-monnaïres
(en millions d'euros)



Source : BCL

2.1.1 Les OPC non monétaires

En mars 2021, l'activité des OPC non-monnaïres s'est établie à 5 139,9 milliards d'euros, en hausse de 13,6 % par rapport à la fin de l'année 2019. Au cours de cette période, les investissements nets se sont élevés à 294,4 milliards d'euros, tandis que les effets de marché ont positivement contribué à l'évolution de la VNI à hauteur de 320,9 milliards d'euros. Les fortes pertes enregistrées au mois de mars 2020, en raison de la dégradation de l'environnement macroéconomique et financier international lié à la crise sanitaire, ont ainsi été largement effacées dans la seconde partie de l'année. Le premier trimestre de l'année 2021 a également été particulièrement dynamique du point de vue de l'activité des OPC non-monnaïres. Ces derniers ont en effet enregistré

des émissions nettes à hauteur de 143,9 milliards d'euros, et ce dans un contexte de marché favorable qui s'est traduit par des effets de revalorisation de 181,8 milliards d'euros.

Sur l'ensemble de la période sous revue, les OPC non-monnaïres 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 18,5 % entre la fin du mois de décembre 2019 et la fin du mois de mars 2021, et la baisse des taux d'intérêt de long terme sur le marché des obligations ont positivement contribué à l'évolution de la VNI. L'appréciation du taux de change de l'euro par rapport au dollar américain a quant à elle engendré des effets de revalorisation négatifs pour les OPC non-monnaïres luxembourgeois, tant au niveau de la composition de leur actif que de leur passif⁸⁵.

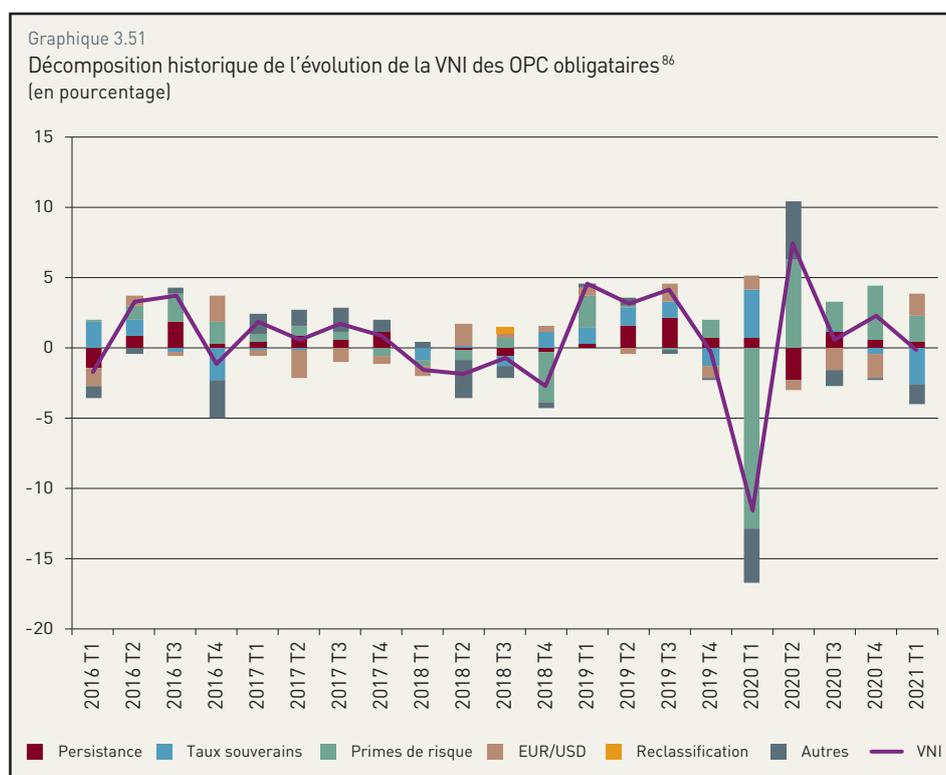
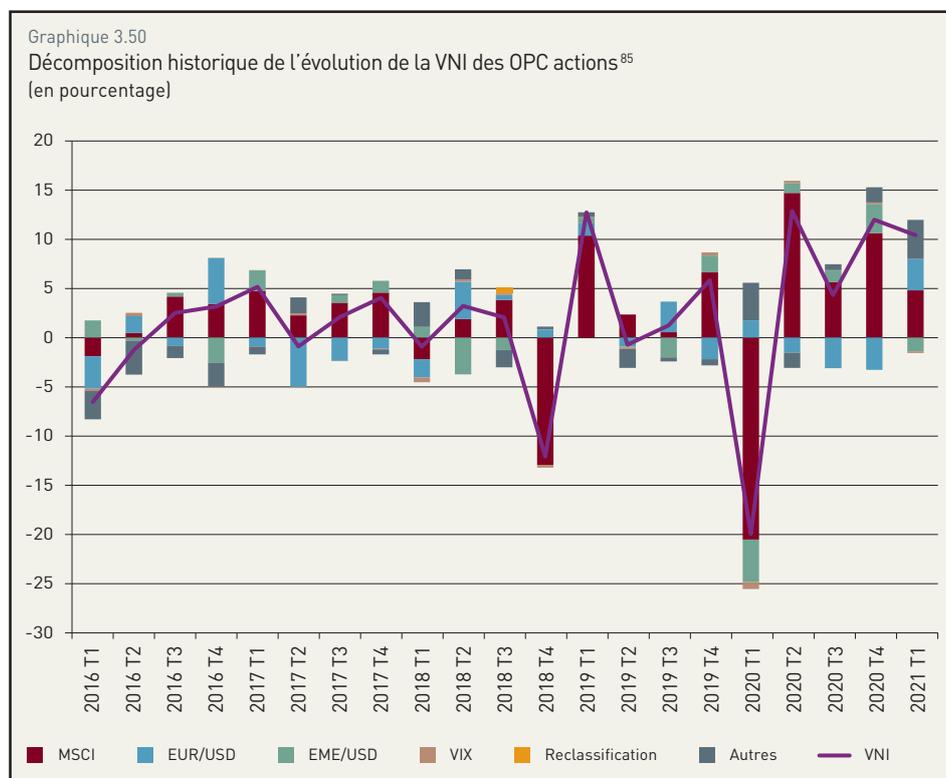
Plus spécifiquement, la VNI des OPC actions a atteint un encours total de 2 005,2 milliards d'euros à la fin du mois de mars 2021, en hausse de 28,5 % par rapport à la fin du mois de décembre 2019. La VNI des OPC obligataires a quant à elle atteint un encours total de 1 473,9 milliards d'euros, soit une progression de 2,2 %. Dans l'ensemble, les investisseurs ont favorisé les OPC actions qui ont enregistré 208,2 milliards d'euros de souscriptions nettes, contre 82,5 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 3,9 % au cours de la période sous revue, avec des émissions nettes à hauteur de 7,8 milliards d'euros. L'activité des OPC immobiliers, des OPC alternatifs et des autres fonds, qui regroupe principalement

85 L'encadré 3.10 décrit de manière détaillée les expositions des fonds d'investissement luxembourgeois à l'égard du secteur public par pays.

des fonds non-UCITS a pour sa part respectivement enregistré des taux de croissance de 24,9 %, - 4,1 % et 67,3 % entre décembre 2019 et mars 2021.

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 3.50 et 3.51.

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 rebond des indices boursiers mondiaux, après la forte chute enregistrée au mois de mars l'année passée. Du point de vue des OPC obligataires, la hausse de la VNI a été notamment favorisée, à partir du deuxième trimestre de 2020, par la baisse des primes de risque sur le marché des obligations à haut rendement. La



86 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 de 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'Etudes BCL n°86 « *The impact of the exchange rate on Luxembourg equity funds* ».

87 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'Etudes BCL n°98 « *The interest rate sensitivity of Luxembourg bond funds: Results from a time-varying model* ».

dépréciation du taux de change de l'euro par rapport au dollar américain a quant à elle pesé sur l'évolution de la VNI des OPC actions et de la VNI des OPC obligataires dans la seconde partie de l'année.

En outre, les OPC obligataires luxembourgeois ont globalement augmenté leur exposition au risque de taux d'intérêt au cours de la période sous revue, ce qui s'est traduit par une hausse de la maturité résiduelle et de la durée de leur portefeuille de titres, comme indiqué dans le tableau 3.21 (pour l'évolution de la qualité du portefeuille des fonds, voir encadré 3.10). Les OPC obligataires luxembourgeois sont donc devenus plus 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 6,4 % et 11,8 % à la fin du mois de mars 2021, contre 6,1 % et 11,2 % à la fin du mois de décembre 2019.

Tableau 3.21 :

L'exposition au risque de taux d'intérêt des OPC obligataires luxembourgeois⁸⁸

	DÉC. 2017	DÉC. 2018	DÉC. 2019	MAR. 2021
Maturité résiduelle (années)	7,98	7,66	8,42	8,89
Taux du coupon (%)	4,45	4,09	4,23	4,03
Rendement (%)	3,70	4,50	3,51	3,26
Duration modifiée	6,10	5,82	6,49	6,89
Convexité	74,8	74,8	88,4	97,5
Pertes potentielles sur le portefeuille (%)				
<i>Hausse de 100 pbs</i>	-5,7	-5,4	-6,1	-6,4
<i>Hausse de 200 pbs</i>	-10,7	-10,1	-11,2	-11,8

Source : BCL

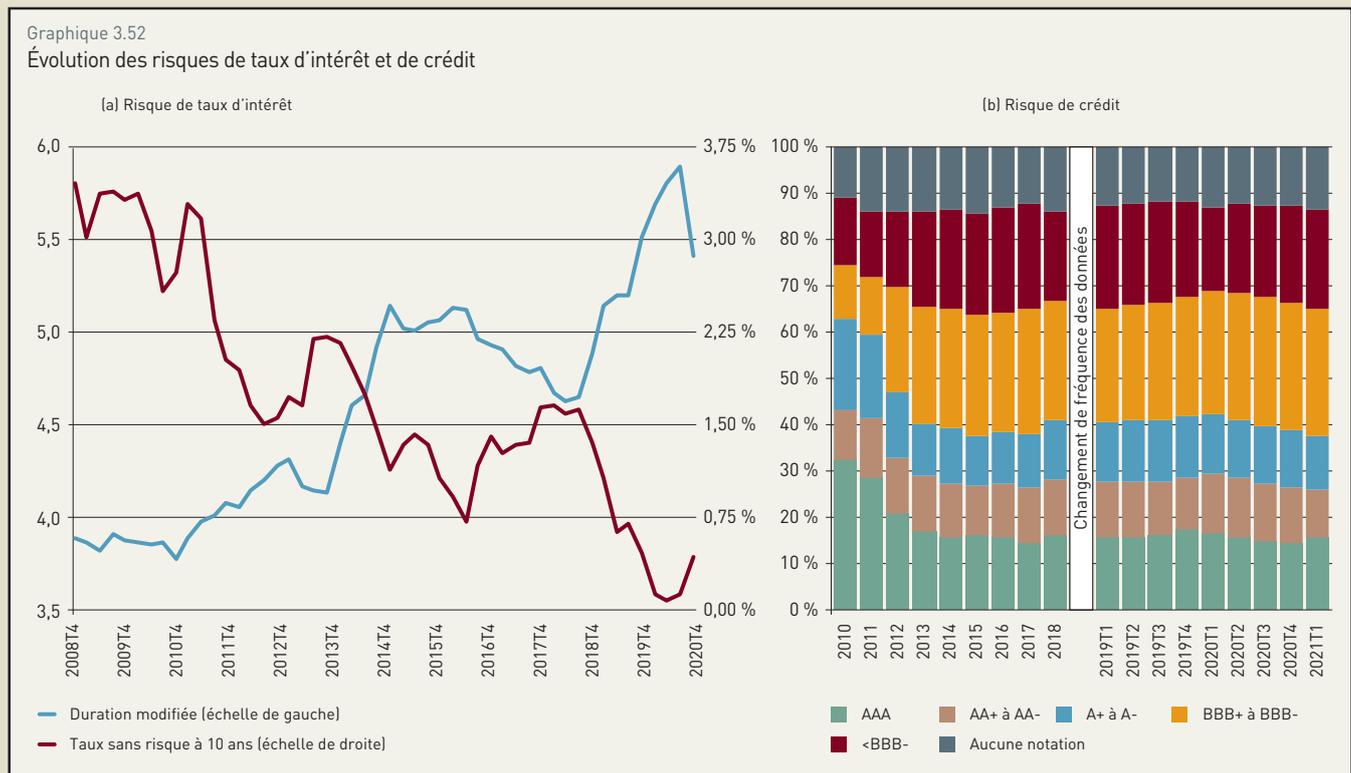
88 Pour une présentation détaillée de la méthodologie utilisée, voir le Cahier d'Etudes BCL n°98 « *The interest rate sensitivity of Luxembourg bond funds: Results from a time-varying model* ».

Encadré 3.10 :

ANALYSE DE LA QUALITÉ DES PORTEFEUILLES DES FONDS D'INVESTISSEMENT

L'environnement de taux d'intérêt bas a favorisé une plus grande prise de risque des fonds d'investissement.⁸⁹ 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 9,0 ans au premier trimestre 2021. 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 176 points de base entre 2008 et 2021, tandis que le taux à 10 ans sans risque a, en moyenne, baissé de 303 points de base sur la même période.⁹⁰

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 3.52(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. Au premier trimestre 2021, cette tendance s'est interrompue de manière abrupte, sur fond d'anticipations d'inflation plus soutenues et d'une remontée des taux, en particulier aux États-Unis.



Sources : BCL, base de données centralisée sur les titres (CSDB), Bloomberg. Périodes : 2008T4-2021T1 (graphique de gauche), 2010T4-2021T1 (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.

89 Voir par exemple : (i) Conseil de stabilité financière (2020). *Holistic Review of the March Market Turmoil*, 17 November 2020; (ii) FMI (2021). *Global Financial Stability Report, April 2021*; et (iii) BCE (2021). *Financial Stability Review, May 2021*.

90 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 libellées en EUR, USD et GBP.

Quant à la qualité de crédit des titres détenus par les fonds luxembourgeois, elle est restée relativement stable depuis 2013 (graphique 3.52(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 est induite aussi par le changement de notations. Entre fin 2019 et le premier trimestre 2021, 1,3 % du portefeuille obligataire détenu par les fonds luxembourgeois a subi une baisse de la notation. 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 3.53).

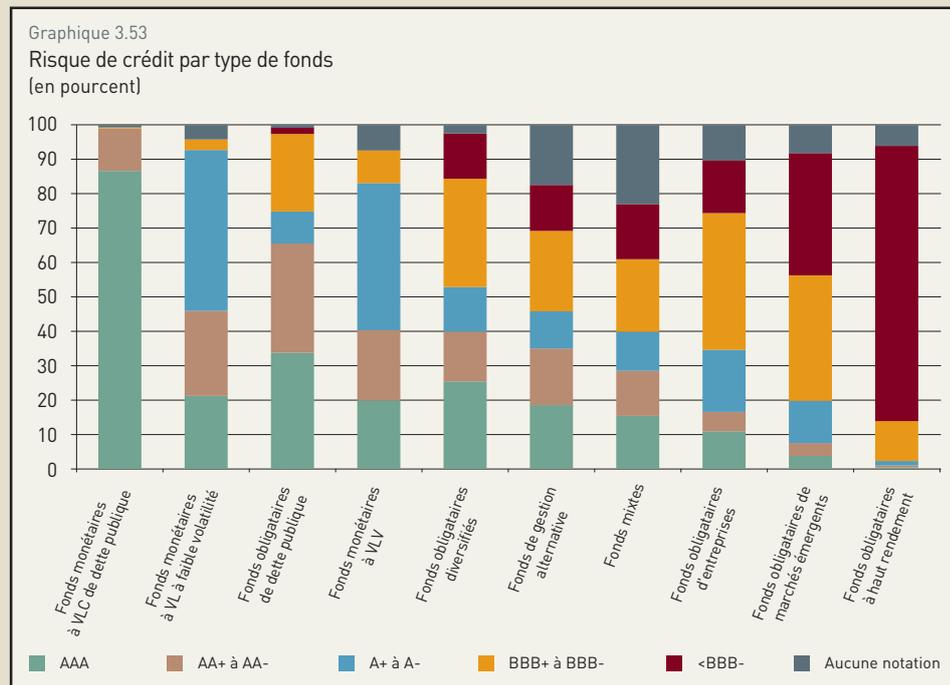
Les différents types de fonds monétaires, ainsi que les fonds obligataires de dette publique, détiennent les portefeuilles les mieux notés. Pour les fonds monétaires à valeur liquidative constante (VLC) de dette publique et les fonds obligataires de dette publique, la qualité élevée de leurs portefeuilles 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 AAmmf, Aaa-mf ou AAAm, selon l'agence de notation.⁹¹ 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



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.

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

la détention d'obligations souveraines de pays d'Afrique, d'Amérique et d'Europe ayant des notations inférieures à BBB-.

Pour les fonds non-monnaïres, une relation négative est observable entre les niveaux de risque de crédit et de risque de taux d'intérêt auxquels ils sont exposés (graphique 3.54(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.

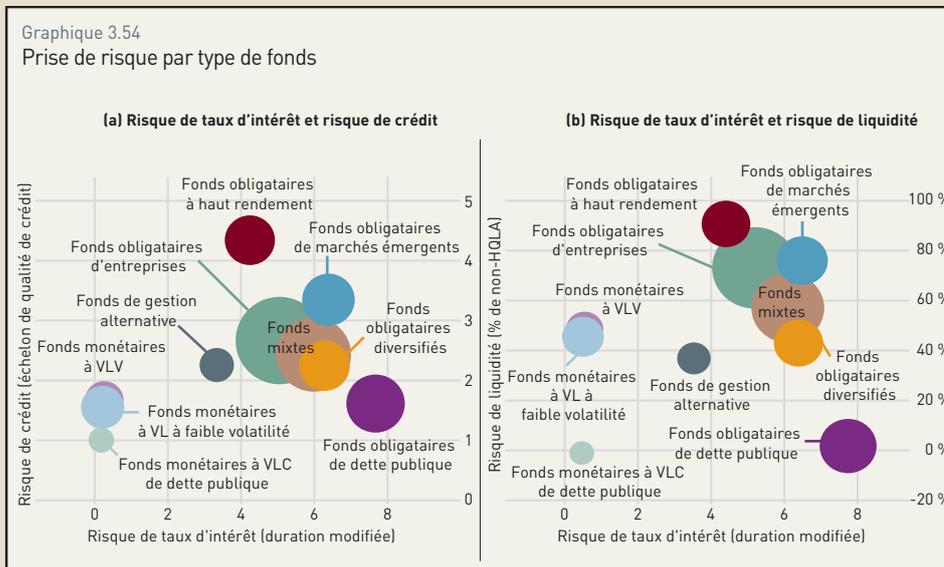
Par exemple, les fonds obligataires de dette publique sont les plus exposés au risque de taux d'intérêt, tandis que les fonds obligataires à haut rendement sont beaucoup moins exposés à cette catégorie de risques. Cette différence reflète probablement le désir de compenser des primes de risque plus faibles sur des titres de haute qualité de crédit par des 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-monnaïres 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 3.54(b)). On peut en conclure que les fonds non-monnaïres 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 3.54(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 la moitié des actifs détenus par les fonds monétaires à VL à faible volatilité et à VLV est constituée de HQLA (graphique 3.54(b)). L'autre moitié est composée 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)⁹², le Comité européen du risque systémique (CERS) et l'Organisation internationale des commissions de

92 Financial Stability Board



Source : 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.

valeurs (OICV) comme étant un facteur de fragilité des fonds monétaires.⁹³

Afin de renforcer la résilience du secteur, le FSB est en phase de finaliser ses recommandations sur les fonds monétaires. Un rapport consultatif a été publié en juin 2021 ; il sera suivi d'un rapport final en octobre 2021.⁹⁴ Au niveau européen, le CERS vient de publier un rapport énonçant une liste de réformes potentielles pour les fonds monétaires.⁹⁵ En parallèle, l'Autorité européenne des marchés financiers (AEMF) a lancé une consultation le 26 mars 2021 dédiée au cadre réglementaire des fonds monétaires dans l'Union européenne.⁹⁶ Suite à cette consultation, l'AEMF prévoit de publier son avis sur la révision du règlement européen au cours du second semestre 2021.

93 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*.

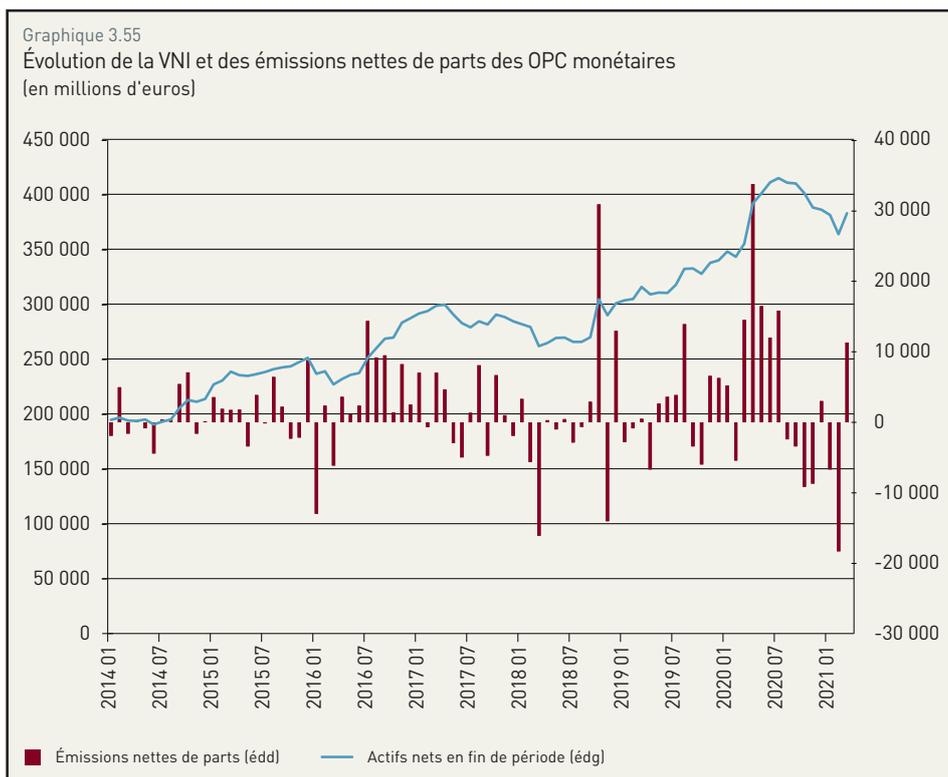
94 FSB (2021). *Policy proposals to enhance money market fund resilience: Consultation Report, 30 June 2021*.

95 CERS (2021). *Issues note on systemic vulnerabilities and preliminary policy considerations to reform money market funds (MMFs)*, July 2021.

96 AEMF (2021). *ESMA consults on the framework for EU Money Market Funds, 26 March 2021*.

2.1.2 Les OPC monétaires

Après avoir atteint un seuil plancher en juin 2014, la VNI des OPC monétaires domiciliés au Luxembourg s'est nettement redressée, inversant ainsi le mouvement de baisse significative qui avait été enregistré depuis le début de l'année 2009. La VNI des OPC monétaires a augmenté de 12,6 % au cours de la période sous revue pour s'établir à 383,8 milliards d'euros à la fin du mois de mars 2021. En dehors de la période de l'émergence de la crise sanitaire (mars-avril 2020), les souscriptions nettes ont été largement positives, à hauteur de 58,3 milliards d'euros. L'appréciation du taux de change de l'euro par rapport au dollar a toutefois pesé sur la dynamique de la VNI à travers des effets de revalorisation négatifs.



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 21,4 milliards d'euros, 31,9 milliards d'euros et 5,5 milliards d'euros. Du point de vue de la composition du portefeuille, cette évolution de l'activité s'est principalement concrétisée par une hausse de la part des titres de dettes de court terme émis par des résidents des autres pays de la zone euro et du Royaume-Uni. L'exposition des OPC monétaires luxembourgeois sur les États-Unis a quant à elle significativement augmenté pour atteindre 83,4 milliards d'euros à la fin du mois de mars 2021.

Tableau 3.19 :

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

	DÉCEMBRE 2019				MARS 2021			
	BANQUES	ÉTATS	AUTRES	TOTAL	BANQUES	ÉTATS	AUTRES	TOTAL
Luxembourg	3 792	10	2 346	6 148	1 567	10	1 382	2 959
Zone Euro (Hors Lux.)	65 729	22 242	17 506	105 477	57 785	35 687	16 075	109 547
Reste du Monde	83 020	30 938	36 347	150 305	95 736	46 152	39 628	181 516
États-Unis	11 994	26 134	20 872	59 000	17 978	40 381	25 037	83 396
Grande Bretagne	38 257	3 190	4 809	46 256	42 391	2 304	4 286	48 981
Suède	6 853	66	425	7 344	9 838	159	432	10 429
Suisse	4 784	9	1 010	5 803	3 975	627	3 637	8 239
Canada	9 969	166	1 039	11 174	3 896	76	1 566	5 538
Autres pays	11 163	1 373	8 192	20 728	17 658	2 605	4 670	24 933
Total	152 541	53 190	56 199	261 930	155 088	81 849	57 085	294 022

Source : BCL

Encadré 3.11 :

LA DÉTENTION DE TITRES PUBLICS PAR LES ORGANISMES DE PLACEMENT COLLECTIF

Au 31 mars 2021, les OPC luxembourgeois détenaient des titres émis par les administrations publiques pour un montant total de 762,2 milliards d'euros, dont 297,6 milliards d'euros de titres émis par les pays de la zone euro. À cette date, le volume total des titres publics représentait 13,8 % de la valeur nette d'inventaire des fonds qui, pour rappel, s'élevait à 5 523,7 milliards d'euros.

Tableau 3.20 :

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

	201612	201712	201812	201912	202012	202103
Italie	88 719	87 679	76 219	83 680	80 260	80 558
Allemagne	55 979	54 373	63 924	70 296	75 281	71 481
France	41 837	44 348	52 327	55 039	67 785	67 547
Espagne	29 063	32 505	30 626	35 339	30 372	30 686
Belgique	9 957	8 617	11 492	10 591	11 294	11 435
Pays-Bas	10 124	10 199	11 518	11 206	11 582	10 136
Autriche	4 434	4 735	5 329	6 395	7 482	6 195
Portugal	5 094	5 268	5 599	6 467	5 688	5 730
Grèce	706	2 996	3 501	7 196	3 903	4 803
Irlande	3 294	2 965	3 412	2 973	3 407	3 172
Finlande	1 731	1 950	2 593	3 377	2 834	3 053
Chypre	786	659	828	1 023	731	844
Luxembourg	140	204	160	347	410	629
Slovénie	949	357	392	406	526	554
Slovaquie	484	468	460	628	328	373
Lettonie	164	122	127	136	93	206
Estonie	0	0	0	50	240	151
Malte	0	0	0	0	0	0
Zone euro	253 463	257 445	268 507	295 148	302 216	297 552
Roumanie	2 325	2 416	2 757	3 347	6 168	6 389
Pologne	5 895	6 596	5 203	4 859	3 353	3 278
Hongrie	4 252	4 380	3 592	3 055	3 037	3 270
Suède	3 087	4 213	3 252	2 739	3 213	2 334
République tchèque	703	1 731	2 104	2 273	1 932	1 960
Danemark	893	1 001	944	1 003	2 164	1 195
Croatie	1 389	1 346	1 053	804	838	872
Bulgarie	467	78	62	52	138	123
Lituanie	531	282	160	159	146	111
UE hors zone euro	19 542	22 043	19 127	18 290	20 990	19 533
UE	273 005	279 488	287 634	313 438	323 206	317 085
États-Unis	123 125	112 871	127 605	150 560	155 427	156 754
Royaume-Uni	43 194	48 717	52 952	61 973	67 830	67 530
Japon	13 554	13 231	17 745	28 372	27 156	22 287
Suisse	840	807	754	764	1 198	1 178
Institutions supranationales	11 867	13 568	17 077	18 452	17 231	20 393
Autres pays	144 474	181 712	170 979	196 167	182 588	244 459
Hors UE	337 054	370 906	387 112	456 288	451 430	445 071
Tous pays	610 059	650 396	674 748	769 727	774 636	762 156

Source : BCL

À la fin du mois de mars 2021, les OPC luxembourgeois détenaient un volume de 297,6 milliards d'euros de titres émis par les pays de la zone euro. La grande majorité de ces titres, soit 73,8 %, 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 en fin de période, à hauteur de 156,8 milliards d'euros, en hausse de 4,1 % par rapport à la fin de l'année 2019. L'encours des titres publics émis par des pays émergents a quant à lui baissé de 17,8 %, passant ainsi de 116,2 milliards d'euros à la fin du mois de décembre 2019 à 95,5 milliards d'euros à la fin du mois de mars 2021.

Tableau 3.21 :

Encours des titres publics émis par les pays émergents⁹⁷ détenus par les OPC luxembourgeois (encours en fin de période, millions d'euros)

	201612	201712	201812	201912	202012	202103
Amérique du Sud et Centrale	51 499	59 954	55 068	47 685	38 023	32 998
Europe	30 529	35 067	28 696	33 125	30 101	28 590
Asie	26 860	32 909	30 706	35 432	34 004	33 950
Total pays émergents	108 888	127 930	114 470	116 243	102 128	95 538

Source : BCL

97 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 bilantaire de fréquence trimestrielle et couvrant la période allant de décembre 2008 à mars 2021. 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 3.6, 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

Graphique 3.56
Investment Fund Stability Index (IFSI) et sa composante commune (IFSI CC)



Sources : BCL, calculs BCL

Graphique 3.57
Investment Fund Systemic Fragility (IFSF) et sa composante commune (IFSF CC)



Sources : BCL, calculs BCL

(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.

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 3.56). 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.

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 3.57). 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.

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 une augmentation des flux de capitaux dans le secteur des fonds d'investissement et la baisse de la volatilité de leurs actifs totaux dans un contexte de taux 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), alors que sa composante commune était principalement liée à des forces systémiques communes, augmentant la dépendance des fonds.

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. Depuis, leurs niveaux ont progressivement convergé vers des niveaux compatibles avec la stabilité financière.

2.3 LES ASSURANCES

Toujours placé sous le signe de la Covid-19, le 4^{ème} trimestre 2020 connaît un recul de l'encaissement du secteur des assurances directes du même ordre de grandeur que celui du trimestre précédent : toutes branches d'assurances confondues, après neutralisation d'un transfert de portefeuille⁹⁸, les primes diminuent de 9,4 % par rapport à la même période de l'exercice 2019.

Des différences importantes sont à noter suivant les branches. Les primes ont diminué de 15,7 % en assurance vie mais ont progressé de 4,8 % pour la composante assurance non-vie.

La diminution observée est essentiellement imputable à la difficulté d'accès des assureurs vie aux réseaux de distribution suite à la crise sanitaire.

Quant au total des provisions techniques des assureurs vie, il a progressé de 3,1 % pour s'établir à 212,3 milliards d'euros à la fin 2020.

L'assurance non-vie, hors assurances maritimes du 4^{ème} trimestre, a progressé de 4,8 % sur les douze mois de 2020. La croissance du secteur international continue d'être portée par les compagnies s'étant établies au Luxembourg suite au Brexit.

L'assurance maritime pour laquelle seules les données des trois premiers trimestres sont disponibles et qui est essentiellement le fait de quelques grandes mutuelles dont l'encaissement reflète l'évolution des sinistres a enregistré une baisse de 3,7 % au cours de cette période. Ce recul s'explique principalement par des effets de change.

Les chiffres relatifs aux primes ne concernent que les seules entreprises d'assurances directes contrôlées par le Commissariat aux assurances. Les entreprises de réassurance ainsi que les succursales luxembourgeoises d'entreprises d'assurances d'autres pays de l'Union européenne dont l'ensemble des données pour 2020 ne sera connu qu'ultérieurement ne sont pas couvertes par l'analyse.

⁹⁸ En 2019, un transfert de portefeuille entrant d'environ 2,5 milliards d'euros en assurance-vie classique a été classé en tant que primes émises.

4 ANNEXES

1. Exposition du secteur financier luxembourgeois au risque climatique	132
2. Optimal levels of borrower-based measures in the presence of mortgage default	140
3. Household indebtedness in luxembourg	158
4. The impact and effectiveness of macroprudential capital buffers: evidence from luxembourg	180

* Les opinions et résultats décrits dans les études présentées dans cette partie sont ceux des auteurs. Ils ne doivent pas être considérés comme étant ceux de la BCL ou de l'Eurosystème.

1. EXPOSITION DU SECTEUR FINANCIER LUXEMBOURGEOIS AU RISQUE CLIMATIQUE

Daniel Morell⁹⁹

RÉSUMÉ

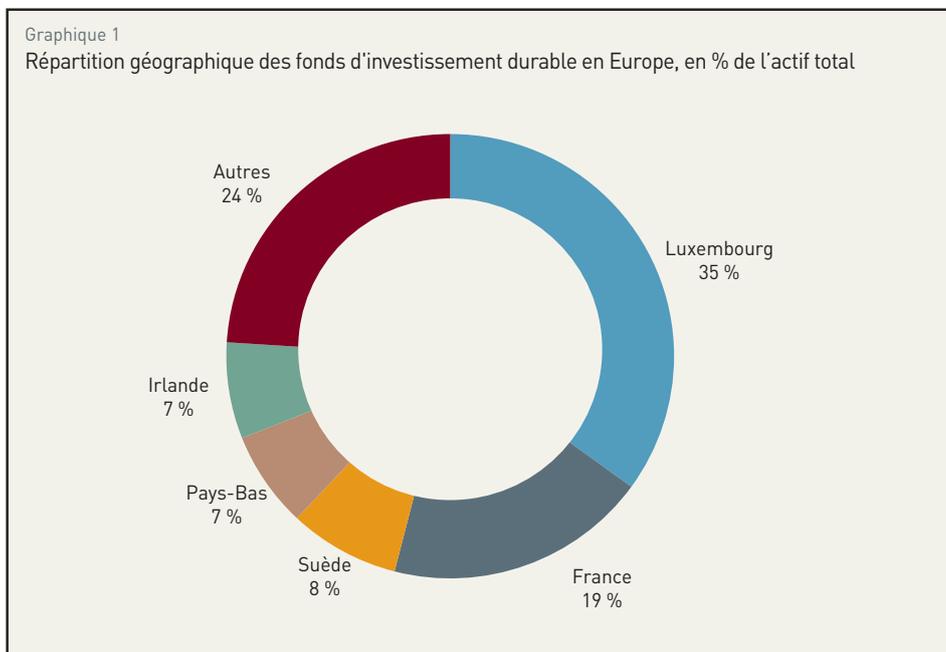
L'impact des activités économiques sur le climat s'est accentué au fil du temps, provoquant alors une situation d'urgence face à l'amplification du risque climatique et ses diverses répercussions, tant sur les enjeux de développement des sociétés au niveau global que sur la stabilité des systèmes financiers mondiaux. Cette situation a contribué à la réorientation des flux financiers vers des activités durables et à la mise en place par la Commission européenne d'un « plan d'action pour la finance durable¹⁰⁰ ». Dans ce contexte, les autorités publiques et financières nationales doivent évaluer l'importance de l'impact potentiel du risque climatique sur la stabilité financière. Compte tenu du poids de la place financière luxembourgeoise au niveau international et de son rôle moteur pour la croissance économique au niveau national, il est important que le système financier luxembourgeois et ses différentes composantes demeurent résilients face aux risques induits par la transition écologique et par la décarbonation de leur portefeuille d'actifs.

Les conséquences globales des chocs climatiques peuvent entraîner des dépréciations rapides et brutales des actifs détenus par le secteur financier, affectant ainsi la stabilité du système financier dans son ensemble. Il est donc primordial que les différents acteurs de la place financière intègrent le risque cli-

matique et les enjeux de développement durable dans leurs activités. Ainsi, un suivi régulier des expositions des acteurs financiers aux secteurs dont l'empreinte carbone est élevée permettrait de prévenir l'accumulation de risques systémiques et, par là même, d'inciter les acteurs de la place à développer leurs propres indicateurs pour quantifier le risque climatique et son impact sur leur portefeuille d'actifs.

INTRODUCTION

La place financière luxembourgeoise est l'un des promoteurs de la finance durable qui a réussi à mobiliser des capitaux internationaux pour des projets d'investissements durables, lui permettant



Sources : KPMG, FundFile

⁹⁹ Département Stabilité Financière et Surveillance Macroprudentielle, Banque centrale du Luxembourg.

¹⁰⁰ Voir un descriptif du plan sur le site de la Commission européenne : https://ec.europa.eu/luxembourg/news/finance-durable-plan-daction-de-la-commission-pour-une-%C3%A9conomie-plus-verte-et-plus-propre_fr

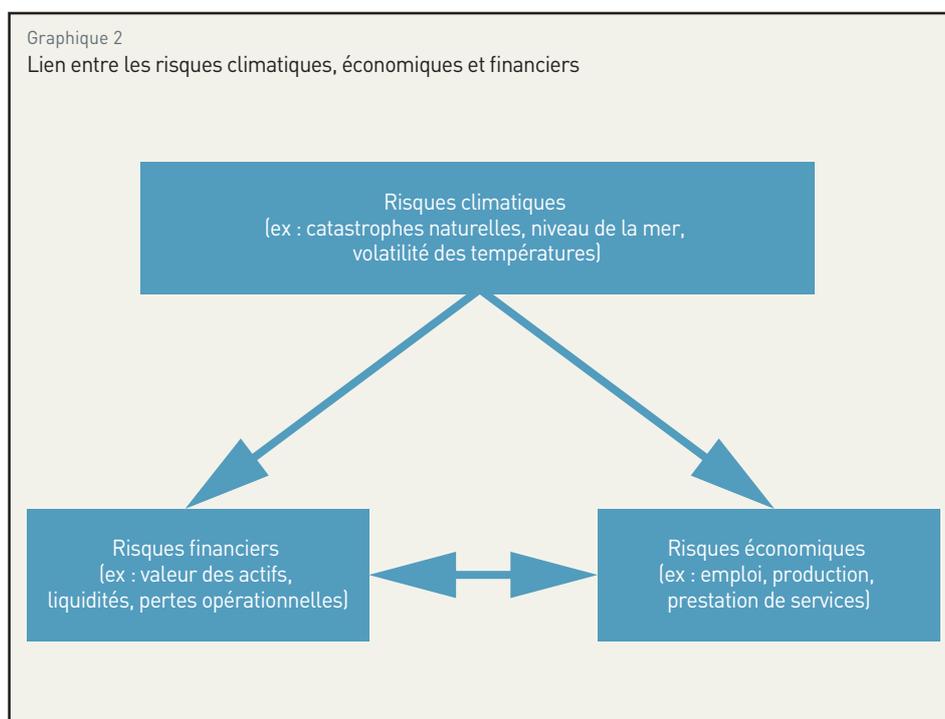
ainsi de devenir le leader des fonds d'investissements durables¹⁰¹. En 2018, le Luxembourg détient la première part de marché des fonds d'investissements durables en Europe avec 35 % des actifs sous gestion (graphique 1). En décembre 2018, l'Union européenne recensait 2 816 fonds d'investissement durable avec un encours bilanciel de 496 milliards d'euros. Ces fonds européens sont devenus de plus en plus attractifs pour les investisseurs, conduisant ainsi à une croissance annuelle des encours des actifs de 13 % depuis 2016. Le total d'actifs durables a quasiment doublé depuis 2012.

L'attrait suscité par les investissements intégrant des critères responsables a favorisé la création du label indépendant « ESG LuxFLAG » au Luxembourg afin de certifier les fonds d'investissements répondant aux critères environnementaux, sociaux et de gouvernance (ESG) tout au long du processus d'investissement, devançant alors l'Union européenne dans la mise en place de critères écologiques pour un label européen. La barre des 100 milliards d'euros d'actifs sous gestion labélisés « LuxFLAG » a été dépassée en mars 2020, avec une croissance de 167 % sur les 12 derniers mois¹⁰². Parallèlement, la Bourse de Luxembourg a lancé la Luxembourg Green Exchange (LGX) en septembre 2016, qui est devenue la première plateforme mondiale dédiée exclusivement aux instruments financiers écologiques dits « verts ». La LGX a permis au Luxembourg de devenir le leader mondial sur les cotations en obligations « vertes » (ou « green bonds »), avec près de la moitié des obligations dans le monde qui sont cotées au LGX (121 milliards de dollars d'obligations vertes émises sur la LGX en décembre 2018). Néanmoins, en dépit de sa grande expertise dans le secteur de la finance durable, le Luxembourg doit être attentif à la résilience climatique de ses activités, et considérer le risque climatique comme pouvant avoir un impact significatif sur la stabilité de la place financière (graphique 2).

L'évaluation du risque climatique et de son impact potentiel sur la stabilité financière est devenue ces dernières années une problématique principale des autorités publiques et notamment des banques centrales¹⁰³. Au Luxembourg, cette question est abordée sous différents angles¹⁰⁴

Cette étude propose d'évaluer l'impact du risque climatique sur le secteur financier au Luxembourg. Les effets du risque physique climatique au Luxembourg sont analysés dans

Graphique 2
Lien entre les risques climatiques, économiques et financiers



Source : Banque de France

101 Voir à ce propos la page dédiée à la finance durable du cluster « Luxembourg For Finance » disponible à l'adresse : <https://www.luxembourgforfinance.com/fr/la-place-financiere/finance-durable/>

102 Voir le communiqué de presse de LuxFLAG (2020) disponible sous ce lien : www.luxflag.org/media/pdf/press_releases/LuxFLAG_Press_Release_AuM_of_labelled_products_exceeds_100_billion_mark_3103201.pdf

103 Voir à ce propos les multiples travaux menés à l'échelle européenne : Commission européenne (2018), Parlement européen (2013) ou par d'autres banques centrales (Banque de France, 2019).

104 À titre d'exemple, voir le rapport du cluster Luxembourg For Finance (2018).

un premier point ; tandis que les conséquences potentielles du risque de transition au Luxembourg sont détaillées dans un deuxième point.

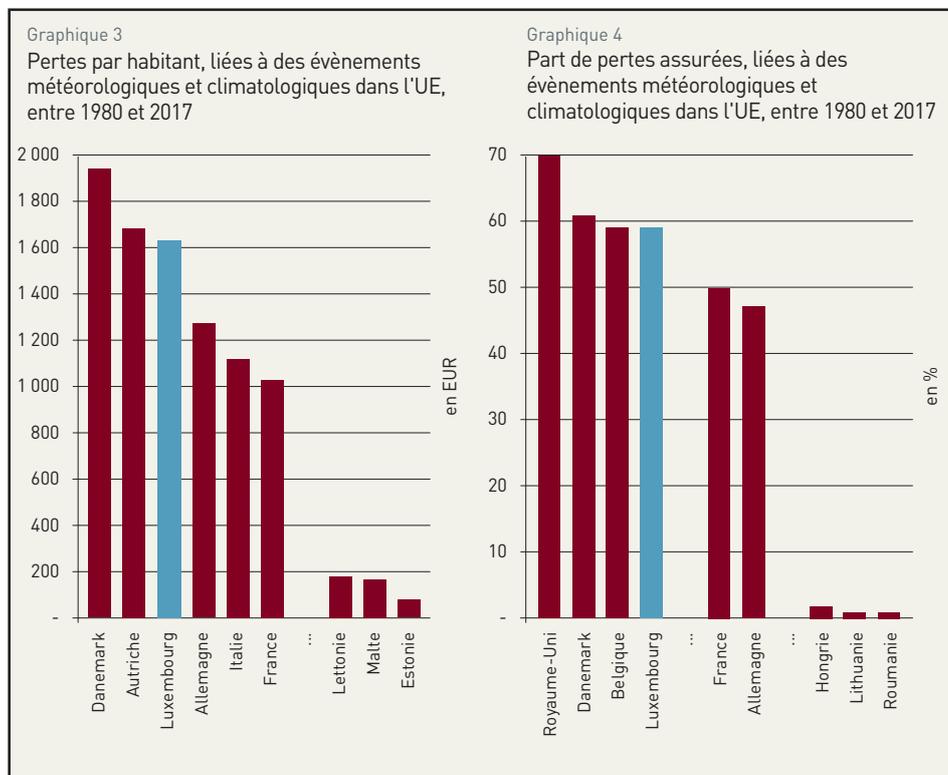
1. EFFETS LIMITÉS DU RISQUE PHYSIQUE CLIMATIQUE AU LUXEMBOURG

Le risque physique climatique désigne les pertes directes potentielles dues aux phénomènes climatiques. Nonobstant les importantes variations qui caractérisent les données, les pertes économiques provoquées par les risques naturels dans l'Union européenne (UE) sont en constante augmentation depuis les années 1980. Pour les 28 États membres de l'UE, sur la période 1980-2017, les pertes causées par des événements météorologiques ou climatologiques représentaient 83 % des pertes totales dues à des risques naturels, soit 426 milliards d'euros¹⁰⁵.

Les pertes sont relativement faibles pour le Luxembourg en termes de montants, avec 718 millions d'euros de pertes mais il est le troisième pays le plus impacté de l'UE si l'on se réfère au ratio par habitant, avec une perte de 1 627 euros par habitant (graphique 3). Le Luxembourg n'est donc pas épargné par les risques liés aux changements climatiques. Néanmoins, la grande majorité des pertes au Luxembourg sont assurées (59 %), ce qui lui permet d'être le quatrième pays le mieux couvert des pays de l'Union européenne en cas d'événements météorologiques ou climatologiques (graphique 4).

Au Luxembourg, les principales banques semblent très peu exposées au risque physique climatique dans la mesure où leurs expositions sont principalement concentrées dans des zones géographiques faiblement vulnérables aux phénomènes climatiques extrêmes. Ainsi, le montant total des expositions pondérées

par les risques (RWA) des banques au Luxembourg a légèrement varié autour des 200 milliards d'euros entre mars 2015 et décembre 2018, avant de connaître une forte progression en 2019, jusqu'à atteindre 227 milliards d'euros en décembre 2020 (graphique 5). Ces expositions sont globalement situées dans des pays à climat tempéré, et donc peu susceptibles d'être impactées par le changement climatique. Ainsi, près de 70 % des expositions sont localisées en Europe en 2020, dont 21 % au Luxembourg et 21 % dans les pays limitrophes que sont l'Allemagne et la France (graphique 6). Les États-Unis constituent le premier pays extra-européen dont la valeur des expositions pondérées par les risques est la plus forte avec moins de 6 % du total de RWA des banques au Luxembourg.



Source: Agence européenne pour l'environnement

105 Source : Agence européenne pour l'environnement

Actuellement, le secteur bancaire au Luxembourg semble peu exposé au risque physique mais son impact n'est pas à sous-estimer car certains phénomènes climatiques surviennent de façon soudaine et dévastatrice.

2. IMPACT SIGNIFICATIF DU RISQUE DE TRANSITION AU LUXEMBOURG

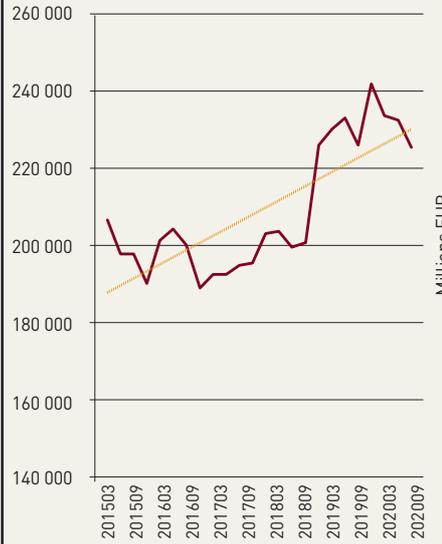
Le risque de transition désigne les impacts potentiels qu'occasionneraient sur la stabilité financière une période de transition rapide ou brusque vers une économie « moins-carbonée », afin de limiter les impacts du changement climatique. Cette transition pourrait être mise en place par des contraintes légales visant à limiter les émissions de carbone (taxation énergétique, fixation d'un prix carbone, etc.). Les établissements bancaires sont particulièrement sensibles à ce type de risque en raison de leurs expositions aux sociétés non financières (SNF) des secteurs carbonés.

A) EXPOSITIONS DES BANQUES AU LUXEMBOURG AUPRÈS DU SECTEUR NON FINANCIER

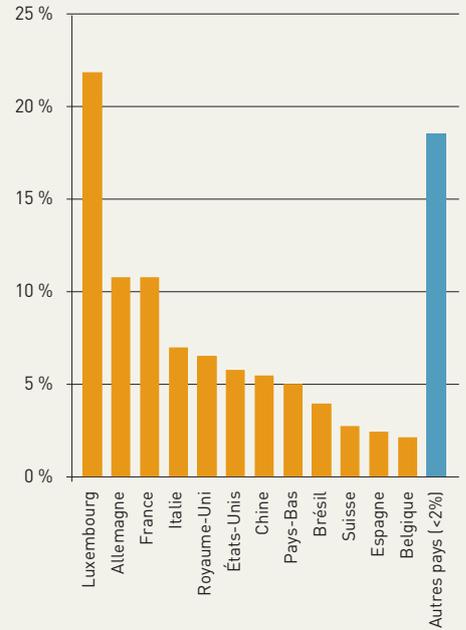
L'analyse des prêts accordés aux sociétés non financières montre une progression relativement constante des montants octroyés par le secteur bancaire luxembourgeois aux secteurs économiques « carbonés »¹⁰⁶, passant de

¹⁰⁶ Les secteurs économiques sensibles à un risque de transition ont été sélectionnés sur base de l'intensité de gaz à effets de serre (GES) par valeur ajoutée émise en 2017 par les sociétés non financières dans l'Union européenne : agriculture, industrie extractive & manufacturière, production et distribution d'électricité, gaz & d'eau, construction et transports.

Graphique 5
Évolution des expositions totales pondérées par les risques des banques au Luxembourg depuis 2015

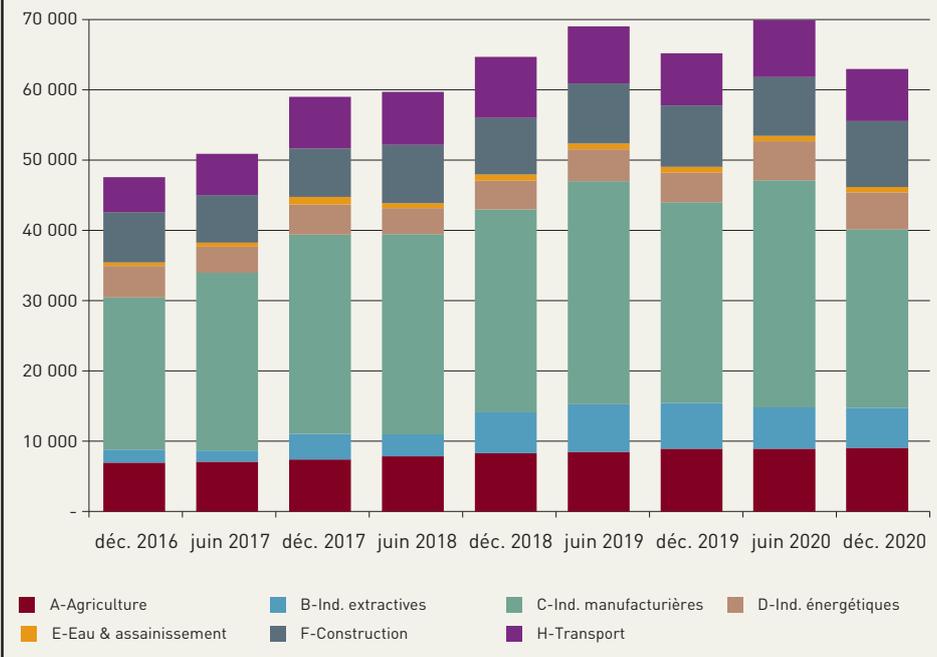


Graphique 6
Répartition géographique des expositions pondérées par les risques des banques au Luxembourg, en décembre 2020



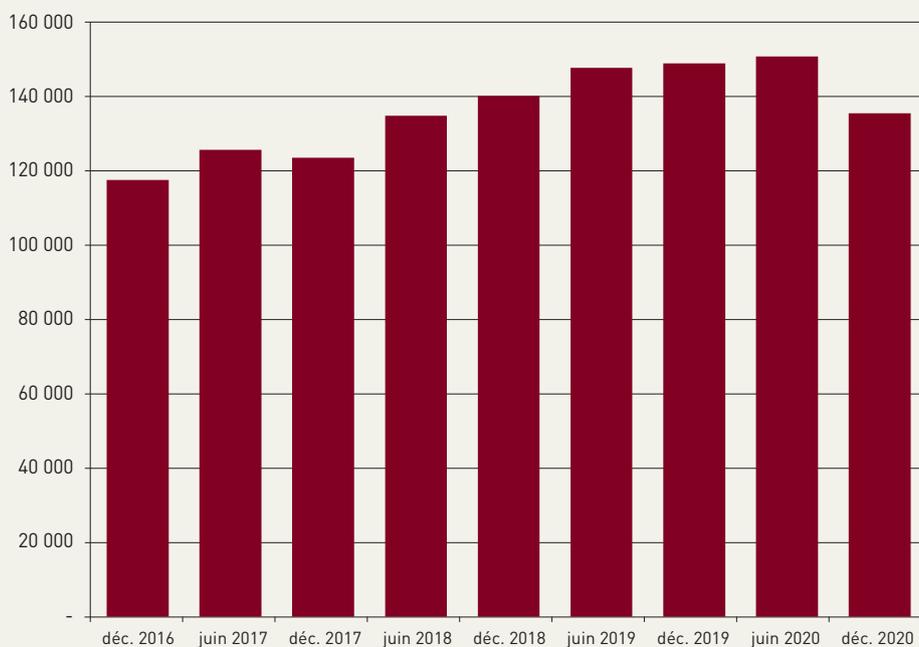
Source : CSSF

Graphique 7
Répartition sectorielle des prêts bancaires au Luxembourg octroyés aux sociétés non financières « carbonées »



Source : CSSF

Graphique 8
Total des prêts accordés par les banques au Luxembourg aux sociétés non financières
(en Millions EUR)



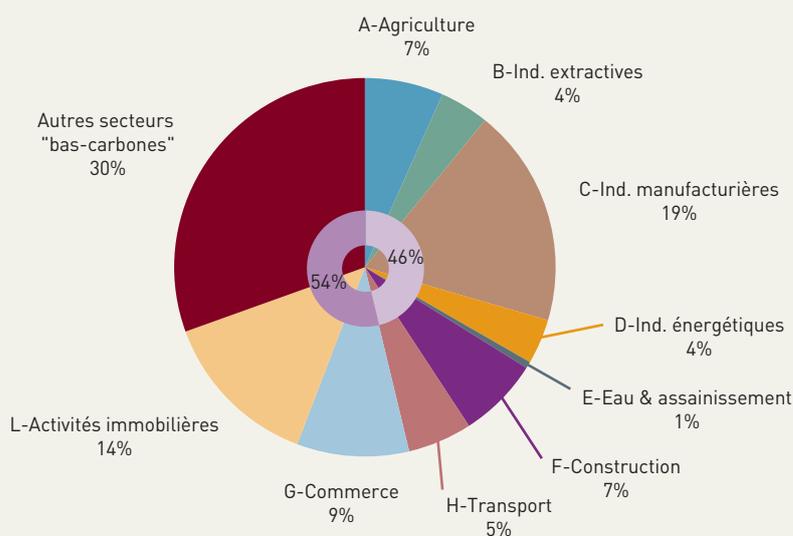
Source : CSSF

47 milliards d'euros en décembre 2016 à 63 milliards d'euros en décembre 2020, soit une croissance de 32 % (graphique 7).

Sur l'ensemble, l'analyse des prêts par secteur économique révèle également une progression constante des montants octroyés par les banques au Luxembourg aux sociétés non financières, passant de 117 milliards d'euros en décembre 2016 à 135 milliards d'euros en décembre 2020, soit une croissance de 15 % sur la période (graphique 8).

Cette hausse traduit une part plus importante des prêts « carbonés » en 2020 (46 % en décembre 2020, contre 40 % en décembre 2016) par rapport au total des prêts au secteur non financier, même si la proportion est plutôt stable depuis 2018.

Graphique 9
Répartition des prêts des banques au Luxembourg envers les sociétés non financières, par secteur économique, en décembre 2020



Source : CSSF

Au niveau de l'ensemble des prêts envers les sociétés non financières, l'industrie manufacturière est le secteur économique le plus représenté, avec une part de 19 % du total des prêts accordés aux SNFs en décembre 2020 (graphique 9), suivie par les secteurs des activités immobilières (14 %) et du commerce (9 %).

Au Luxembourg, il semblerait qu'il n'y ait pas d'ajustements significatifs du secteur bancaire vers une réduction du risque climatique.

B) EXPOSITIONS DES FONDS D'INVESTISSEMENT AU LUXEMBOURG À L'ÉGARD DU SECTEUR NON FINANCIER

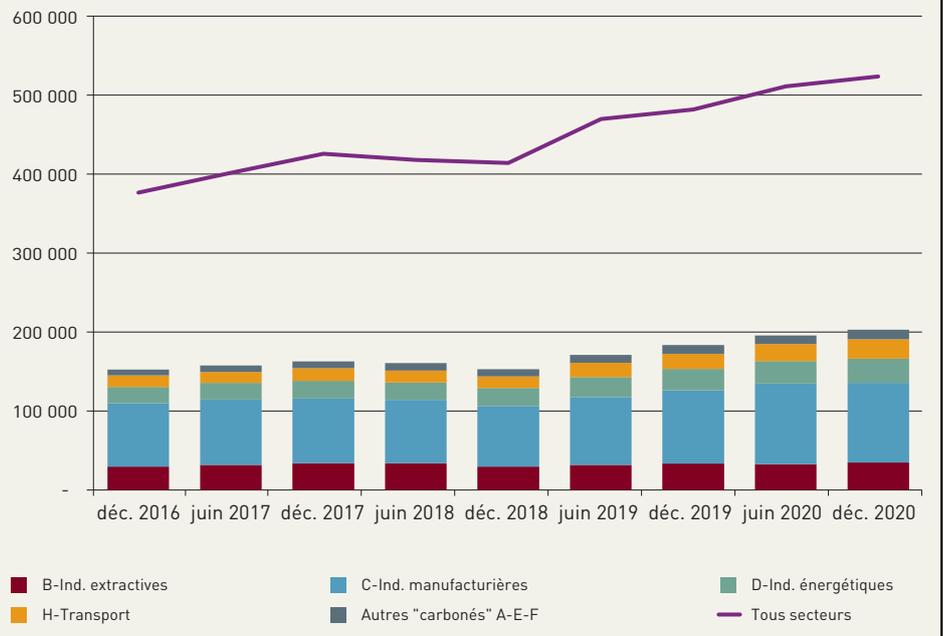
L'examen des bilans des fonds d'investissement permet d'étudier les secteurs économiques auxquels le secteur financier au Luxembourg est significativement exposé et l'impact de ces expositions sur ces fonds en cas de transition vers une économie décarbonée. La dynamique des principaux actifs détenus par les fonds d'investissement et émis par le secteur non financier est analysée.

L'analyse des titres de créance montre une croissance des expositions à l'égard du secteur non financier « carboné », au Luxembourg passant de 154 milliards d'euros en décembre 2016 à 206 milliards d'euros en décembre 2020, soit une croissance de 33 % sur la période (graphique 10). Sur l'ensemble des secteurs économiques, l'étude des titres de créance émis par le secteur non financier montre également une croissance de 39 % sur la période, passant de 382 à 532 milliards d'euros en décembre 2020.

Cette augmentation, légèrement plus accentuée pour tous secteurs confondus, traduit une part plus faible des titres émis par des secteurs « carbonés » en 2020 (44 % en décembre 2020, contre 45 % en décembre 2016) par rapport au total des titres de créances détenus par le secteur non financier. L'évolution des titres de participation est semblable à celle des titres de créances, avec une croissance des titres des sociétés non financières des secteurs « carbonés » détenus par les fonds d'investissement

Graphique 10

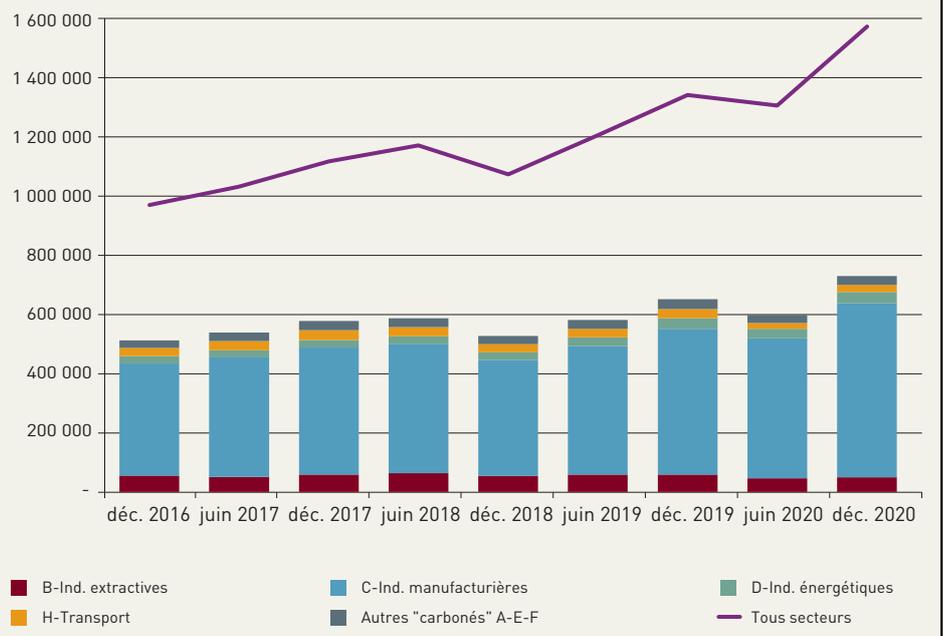
Répartition sectorielle des titres de créance des sociétés non financières des 7 secteurs « carbonés » détenus par des fonds d'investissement (en Millions EUR)



Source : BCL

Graphique 11

Répartition sectorielle des titres de participation des sociétés non financières des 7 secteurs « carbonés » dans le portefeuille des fonds d'investissement (en Millions EUR)



Source : BCL



de 43 %, passant de 519 milliards d'euros en décembre 2016 à 740 milliards d'euros en décembre 2020 (graphique 11).

Sur l'ensemble des secteurs économiques, l'étude des titres de participation des sociétés non financières montre également une croissance de 62 %, passant de 984 à 1 596 milliards d'euros entre décembre 2016 et décembre 2020.

3. CONCLUSION

Les acteurs de la place financière luxembourgeoise semblent faiblement exposés au risque physique climatique dans la mesure où leurs expositions proviennent principalement, soit de zones géographiques moins vulnérables, soit des pays à haute résilience climatique. Toutefois, l'étude sectorielle des expositions des banques et des fonds d'investissement semble indiquer que l'évolution des stratégies vers des secteurs « bas-carbone » est encore relativement timide, voire inexistante pour le secteur bancaire, ce qui suppose qu'un risque de transition pourrait impacter de manière significative la place financière en cas de durcissement des politiques et des mesures environnementales. Les risques climatiques faisaient a priori partie des indicateurs de surveillance des risques par les banques avant la prise de conscience récente sur la question climatique. Or, la combinaison des risques de changements climatiques (risque physique) et celui induit par la mise en œuvre d'une politique de transition vers une économie bas-carbone (risque de transition) sont difficiles à évaluer en raison de la complexité sous-jacente aux interactions des deux risques, mais aussi de l'absence de données et d'expériences équivalentes. Dans ce contexte, il est nécessaire que les analyses des risques climatiques s'appuient sur plusieurs scénarios hypothétiques, mais vraisemblables, qui seraient susceptibles d'exprimer conjointement les trajectoires futures possibles du climat, de la dynamique de transition ainsi que leur potentiel impact sur les sphères réelle et financière.

Dans ce contexte, il est essentiel que les autorités publiques et de surveillance agissent de manière coordonnée afin de s'assurer que les acteurs financiers du pays développent des outils adaptés pour l'évaluation et le suivi des risques climatiques sur leurs activités et sur leurs portefeuilles d'actifs. Dans ce cadre, il y a lieu de rappeler que le secteur financier peine à intégrer les effets du changement climatique dans ses modèles et analyses de risques. En outre, il est nécessaire de mettre en place des collectes régulières et granulaires de données dont l'objectif est d'analyser et/ou de quantifier le risque de transition qui découlera de la mise en place d'un modèle économique bas-carbone.

BIBLIOGRAPHIE

Banque de France (2019). Les groupes bancaires français face au risque climatique. Analyses et synthèses n°101, ACPR.

Banque de France (2019). Verdir le système financier : la nouvelle frontière. Revue de la stabilité financière n°23.

Dafermos, Y. et al. (2018). *Climate Change, Financial Stability and Monetary Policy. Ecological Economics Analysis*, volume 152, octobre.

Direction Générale du Trésor – France (2017). L'évaluation des risques liés au changement climatique dans le secteur bancaire. Document de consultation.

BCE (2019). *Climate change and financial stability. Financial Stability Review*, mai.

CERS (2016). *Too late, too sudden: Transition to a low-carbon economy and systemic risk. Reports of the advisory scientific committee.*

Commission européenne (2018). *A Clean Planet for all: A European strategic long-term vision for a prosperous, modern, competitive and climate neutral economy.* Communication de la Commission au Parlement européen, au Conseil européen, au Conseil, au Comité des régions, au Comité économique et social et à la Banque européenne d'investissement.

Parlement européen (2013). Mécanisme pour la surveillance et la déclaration des émissions de gaz à effet de serre et pour la déclaration d'autres informations ayant trait au changement climatique. Proposition de Règlement du Parlement européen et du Conseil.

Luxembourg for Finance (2018). Sustainable Finance – The winds of change: what's next for the financial industry? Rapport.

LuxFLAG (2020). *LuxFLAG labelled investment products surpass €100 billion mark in Assets under Management.* Communiqué de Presse.

NGFS (2019). *A call for action – Climate change as a source of financial risk.* Rapport



2. OPTIMAL LEVELS OF BORROWER-BASED MEASURES IN THE PRESENCE OF MORTGAGE DEFAULT

Ibrahima Sangaré¹⁰⁷

ABSTRACT

This study investigates the optimal calibration for borrower-based measures in Luxembourg in the framework of a DSGE model with mortgage default and two borrowing constraints (LTV and DSTI). Using a welfare-based approach, we find that the optimal values for the LTV and DSTI ratios in the context of the COVID-19 pandemic are 85 % and 32 %, respectively. We also find that the optimal macroprudential policy welfare-dominates the non-optimal policy. Moreover, the optimal policy stabilizes mortgage lending and output more effectively than the policy based on the current average data. Finally, our findings suggest that an LTV limit calibrated above its optimal level increases mortgage default risk while a relatively high DSTI limit has no noticeable effects on the mortgage default risk under COVID-19-related shocks.

1. INTRODUCTION

In recent years, the Luxembourg residential real estate market has been strongly dynamic, characterized by a rapid growth in both house prices and mortgage loans leading to high and increasing household indebtedness. The residential property prices were continuing to rise at the beginning of 2021. The real and nominal residential property prices in Luxembourg respectively rose by 16.08 % and 16.71 % in annual terms in the last quarter of 2020. This ongoing increase in RRE prices is driven by both excess of demand for housing and supply limitations. The persistent low interest rate environment, in combination with high dwelling prices, has fuelled the increase in household indebtedness levels.

Households' indebtedness in Luxembourg is at a high level, even compared to other European countries, and continues to increase. The country features ratios of household debt-to-disposable income and mortgage debt-to-disposable income at above 100 % and continue to have a strong growth in mortgage loans that has often been driven by loosening lending standards. In particular, mortgage debt-to-disposable income amounted to 132 % in 2020Q4 while household debt-to-disposable income reached 167 % in the same quarter. The latter largely exceeds the average European countries household debt-to-income ratio of 104.46 % in 2020Q4.

These developments, forming the main vulnerabilities in the residential real estate market in Luxembourg, taken in combination with adverse economic or financial conditions could pose risks to financial stability risks both from the perspective of households' debt sustainability as well as housing affordability. In the absence of demand-side policy actions accompanying the supply-side policies, these vulnerabilities could have adverse effects for the real economy.

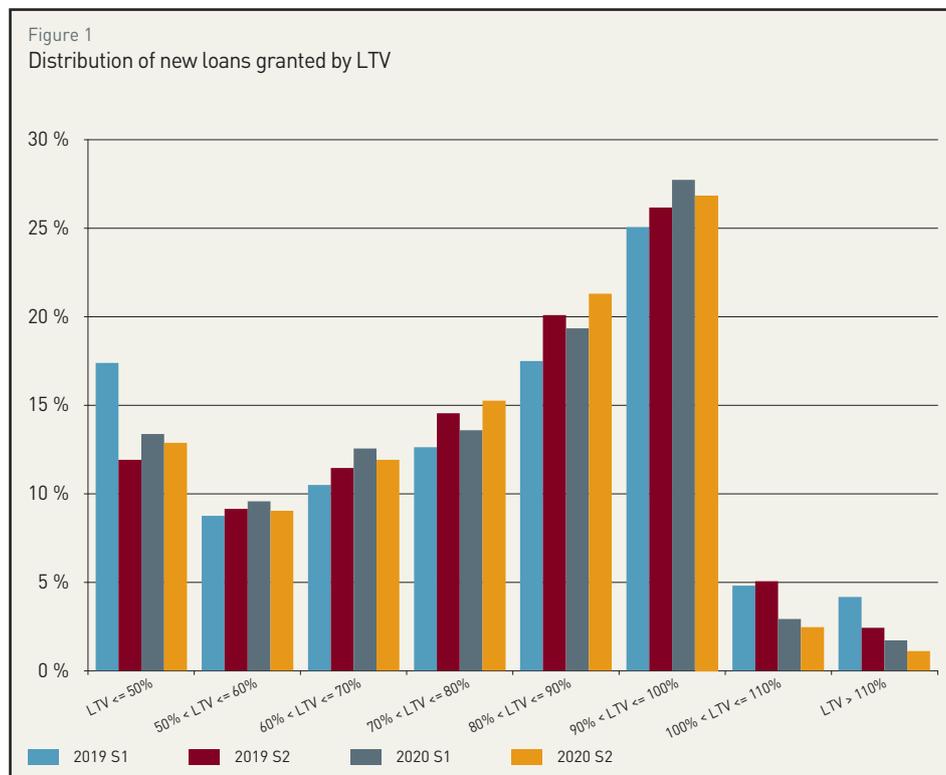
Therefore, in June 2019, the European Systemic Risk Board (ESRB) issued a recommendation for remedial actions on medium-term residential real estate vulnerabilities to Luxembourg, among five other EU countries¹⁰⁸. More specifically, the ESRB has recommended to Luxembourg to establish a legal framework for borrower-based measures (such as LTV, DSTI, DTI and maturity limits) and to activate them as well as to curb the structural factors that have driven the vulnerabilities identified in Luxembourg.

107 Financial Stability and Macroprudential Surveillance Department, Banque centrale du Luxembourg.

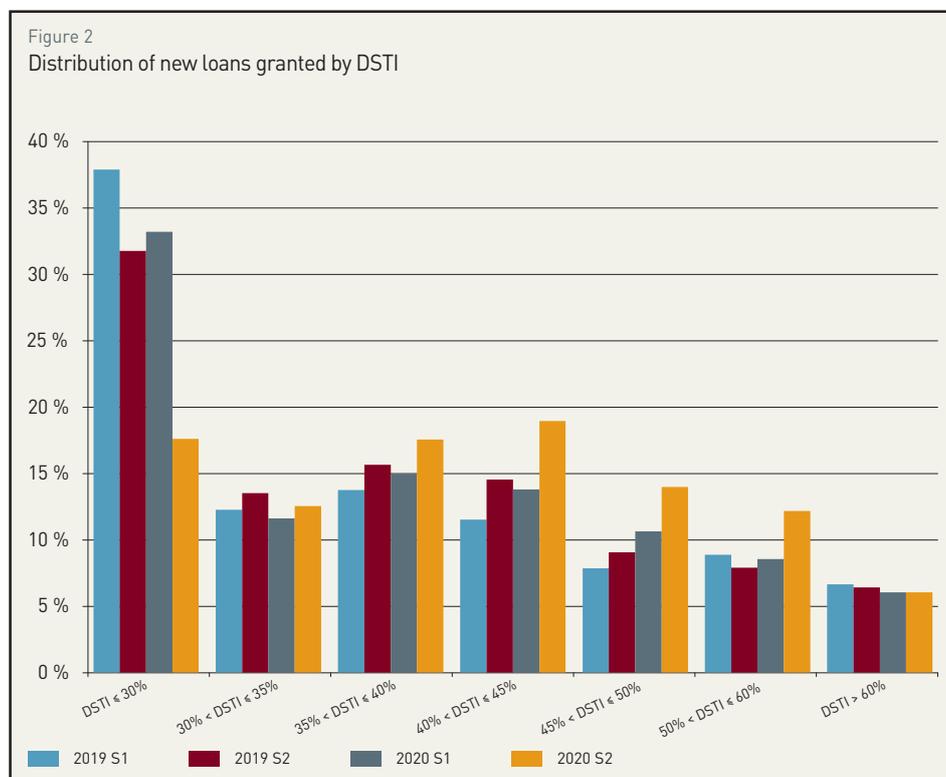
108 Recommendation/ESRB/2019/6.

Consequently, the legal framework for borrower-based measures in Luxembourg has been adopted by the Luxembourg parliament in November 2019, rendering these demand-side instruments legally available in the national macroprudential policy toolkit. It has followed a recommendation issued by the *Comité du Risque Systémique* (the Luxembourg macroprudential authority) in November 2020 toward the *Commission de Surveillance du Secteur Financier* (CSSF) for activating the LTV limits in Luxembourg¹⁰⁹. Accordingly, among borrower-based measures, only legally-binding LTV limits have been activated with differentiated limits according to borrower categories and entered into force on 1 January 2021. Especially, a maximum LTV limit is set to 100 % for first-time buyers acquiring their primary residence. For borrowers other than first-time buyers acquiring a primary residence, the LTV limit is 90 %. To enable flexibility, lenders may issue 15 % of the portfolio of new mortgages granted to these borrowers with an LTV above 90 % but below the maximum of 100 %. For all other borrowers, including for the buy-to-let segment, the LTV cap is set to 80 %.

However, before the legal activation of the LTV limits, Luxembourg banks applied various LTV and DSTI limits depending on their own assessment of household creditworthiness as illustrated by the distribution of new loans granted by LTV and DSTI in Figure 1 and Figure 2. Figure 1 and Figure 2 show that the amount of new loans with a



Source: CSSF



Source: CSSF

109 For more details, see Recommendation/CRS/2020/005 and CSSF Regulation N° 20-08.



LTV higher than 80 % has decreased from 53.3 % in the second semester of 2019 to 51.3 % in 2020S2. However, in the same period, the amount of new loans with the debt service cost (DSTI) higher than 40 % has increased from 38.4 % to 51.7 %.

As only the LTV cap is legally binding, lenders would continue to extend new loans with varieties of DSTI caps depending on their own assessment of borrowers.

Therefore, there is a need to assess the effectiveness of the combined legally-binding LTV and DSTI in addressing vulnerabilities in the residential real estate market, especially in the context of the pandemic crisis.

This study addresses the question of what is the optimal calibration of borrower-based measures in the context of the coronavirus pandemic. To this end, we use a DSGE model to determine the optimal levels of LTV and DSTI, in the presence of loan default. The macroeconomic effects of such a combination of macroprudential measures is also assessed.

There are two specific objectives of this work. On the one hand, we search for optimal levels of borrower-based measures taken in combination in order to help supporting potential policy actions and to assist in their optimal calibration if it becomes necessary to activate them in combination. Current empirical and theoretical evidence suggests that combinations of macroprudential instruments are more effective in targeting potential risks than the implementation of a single instrument¹¹⁰. In addition to providing guidance on the possible calibration of borrower-based measures, this work also provides some insights into the relationship between borrower-based measures and mortgage risk from households.

More specifically, we build a DSGE model with mortgage default and two macroprudential borrower-based instruments namely LTV and DSTI limits. The model is designed to assess the optimal limits of these instruments based on a welfare analysis and is calibrated using Luxembourg data.

Our main findings can be summarized as follows. Using a welfare metric, we first find that, in a context the COVID-19 pandemic characterized by simultaneous adverse demand and supply shocks, the optimal values of LTV and DSTI ratios are 85 % and 32 %, respectively. Second, we find that the optimal macroprudential policy welfare-dominates the non-optimal policy. Moreover, the optimal policy better stabilizes mortgage loans and output than the policy based on the average values of the observed policy instruments. Finally, our findings suggest that a higher levels of both LTV and DSTI limits implies a higher mortgage default risk compared to the optimal calibration of these instruments. This reflects the fact that the main driver of household default risk in the presence of a COVID-19 related shock is the LTV limit.

The rest of the analysis is organised as follows. Section 2 reviews the related literature. Section 3 describes the model and Section 4 presents the model calibration. Section 5 presents the optimal macroprudential policy stance and provides the optimal values of LTV and DSTI limits for Luxembourg as well as the dynamics of the main macro-financial variables in the COVID-19 context. Section 7 concludes.

110 See Crowe *et al.* (2013), Cassidy and Hallissey (2016) and Grodecka (2017) for more details.

2. LITERATURE REVIEW

This work is related to four strands of literature. First, the existing studies using the dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) modelling approach for analysing the real estate dynamics in Luxembourg are rather limited. Sangaré (2019) studies the optimal macroprudential policy for Luxembourg using a DSGE model with a housing sector and a borrowing constraint. Therefore, the novelty of the current work compared to the previous one is to analyse the optimal macroprudential policy for a combination of borrower-based measures within a DSGE framework that incorporates mortgage default and two borrowing constraints.

This work is also related to numerous papers that model the housing sector with a borrowing constraint in a dynamic stochastic general equilibrium framework (e.g. Iacoviello (2005), Iacoviello and Neri (2010), Gerali *et al.* (2010), Mendicino and Punzi (2014), Rubio and Carrasco-Gallego (2014), Brzoza-Brzezina *et al.* (2017), Guerrieri and Iacoviello (2017)). However, few studies among the mentioned papers explicitly model the banking sector and they do not include mortgage default or study the effectiveness of macroprudential policy. We address this gap by considering a DSGE framework in which banks are explicitly modelled in a monopolistic competitive market and we also include a mortgage default mechanism.

This study is also related to the growing body of literature on the effectiveness of macroprudential policies. Several papers have explored the effectiveness of macroprudential policies using stochastic general equilibrium models, including Lubello and Rouabah (2017) and Fève and Pierrard (2017). However, their models do not account for the housing sector and only consider individual macroprudential instruments without mortgage default modelling.

Few studies with a housing sector have been interested in exploring the optimality of macroprudential policies (Rubio and Carrasco-Gallego (2014), Mendicino and Punzi (2014), Punzi and Rabitsch (2018)). Although they assess optimality, these studies do not focus on the interaction between macroprudential instruments and they do not include either mortgage default or several borrowing constraints. Moreover, most of these papers analyze optimal interactions between the monetary policy and macroprudential policy rather than assessing the optimal combinations of macroprudential instruments.

Some studies (Lambertini *et al.* (2017), Pataracchia *et al.* (2013), Forlati and Lambertini (2011), Clerc *et al.* (2015), Mendicino *et al.* (2018)) do explicitly model mortgage default but they do not include an optimality framework or the combination of macroprudential instruments. Other works, such as those of Rubio and Carrasco-Gallego (2014), Mendicino and Punzi (2014), Punzi and Rabitsch (2018), Mendicino *et al.* (2018) investigate the optimality of macroprudential instruments but the instruments are taken in isolation and not in combination. These authors do not explore the impact of mortgage default.

Finally, our study fits into the literature on combinations of macroprudential instruments. This strand of literature mainly addresses the combination of borrower-based instruments using empirical techniques adopted by Kelly *et al.* (2018) and Albacete *et al.* (2018). Some exceptions include Chen and Columba (2016), Grodecka (2017) and Greenwald (2018) who analysed the combination of borrower-based instruments using a DSGE modelling approach but without default. Benes *et al.* (2016) use a DSGE model for studying the combination of a capital buffer and a borrower-based measure (LTV ratio) but without any optimality analysis.



The current study considers the optimal combination of borrower-based macroprudential instruments (LTV and DSTI) in a DSGE model with mortgage default. To the best of our knowledge, the only work existing in the literature on macroprudential policies that fits our methodology is the one from Aguilar *et al.* (2019). However, the latter paper focuses on combination of capital-based macroprudential measures rather than borrower-based measures.

3. MODEL¹¹¹

We develop a DSGE model with a housing sector, two borrowing constraints (LTV and DSTI ratios) and a mechanism for mortgage defaults. The only source of mortgage default in the model is an idiosyncratic shock that affects the house value. We assume that income-related risks (i.e., household unemployment) do not trigger mortgage default¹¹².

Two groups of households populate the economy: patient households and impatient households and each group has unit mass. Patient households are savers and have higher discount factors than impatient households who are borrowers ($\beta_p > \beta_i$).

This heterogeneity in agents' discount factors generates positive fund flows in equilibrium: patient households make positive deposits and do not borrow, while impatient households borrow a positive amount of loans. Patient households consume, work and accumulate capital and housing. Impatient households consume, work and accumulate housing. As impatient households are considered to be borrowers, they are constrained by having to collateralize the value of their house which introduces some financial frictions in the economy, to allocate a constant fraction of their income to debt services and by the occurrence of default.

We introduce a monopolistically competitive banking sector à la Gerali *et al.* (2010). Banks intermediate the funds that flow from patient households to impatient households. Banks issue loans to impatient households and firms by collecting deposits from patient households and accumulating their own capital out of reinvested profits. Banks face the risk of defaults from their borrowers. Another financial friction is introduced in the model by assuming that banks are subject to a risk weighted capital requirement constraint that translates into an exogenous target for the leverage ratio, the deviation from which implies a quadratic cost.

On the production side, monopolistically competitive intermediate-goods-producing firms produce heterogeneous intermediate goods using physical capital, bought from capital goods producers, and labour supplied by households against flexible wages. The prices of intermediate goods are set in a staggered fashion à la Rotemberg (1984). Final goods-producing firms, who bundle intermediate goods into final goods, capital and housing producers operate in perfectly competitive markets.

Finally, a government covers its expenditures by levying lump-sum taxes on households and by collecting the share of defaulting households' wealth that is seized and paid to the government's insolvency agency. The monetary authority follows a standard Taylor-type interest rate rule.

111 We only present here a brief summary of the model. The more detailed presentation of the model is in a technical appendix available upon request.

112 This assumption is made in order to simplify the model.

3.1. HOUSEHOLDS

The economy is composed of two types of agents: patient and impatient households. The only difference between these agents is that the discount factor for impatient households (β_i) is less than the discount factor for patient households (β_p). Both types of households derive utility from consumption, $c_{z,t}$, housing services, $h_{z,t}$ and the number of hours worked, $n_{z,t}$. Households have identical expected discounted utility functions that corresponds, in real terms, to:

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_z^t U(c_{z,t}; h_{z,t}; n_{z,t}) = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta_z^t \left[A_{c,t} (1-a) \ln(c_{z,t} - a \cdot C_{z,t-1}) + A_{h,t} \chi_h \ln(h_{z,t}) - \frac{\chi_n n_{z,t}^{1+\gamma}}{1+\gamma} \right] \quad (1)$$

where $z = \{I, P\}$ with I and P respectively standing for impatient (borrowers) and patient (savers) households. The current individual consumption depends on the lagged smoothed aggregated consumption, $a \cdot C_{z,t-1}$, where the parameter a , denotes the degree of habit formation in consumption for non-durable goods. The parameter χ_h is the weight on housing services, χ_n denotes the weight on hours worked and γ is the elasticity of labour substitution. $A_{c,t}$ and $A_{h,t}$ are two preference shocks to consumption and housing demands, respectively, and both follow an AR(1) process.

A) Patient households

The representative patient household maximises their expected utility (1) and is subject to the following real budget constraint¹¹³:

$$c_{p,t} + q_{h,t} [h_{p,t} - h_{p,t-1}] + d_t + q_{k,t} [k_t - (1 - \delta_k) k_{t-1}] \\ = w_{p,t} n_{p,t} + \frac{R_{t-1}}{\Pi_t} d_{t-1} - T_{p,t} + \Lambda_t + Div_t + \frac{r_{k,t-1} k_{t-1}}{\Pi_t} \quad (2)$$

where $q_{h,t}$ and $q_{k,t}$ are the respective prices for housing stock, $h_{p,t}$, and physical capital, k_t which depreciates at the rate, δ_k . Patient households receive the wage rate, $w_{p,t}$, for supplying hours of work and earn R_{t-1} on the last period risk-free deposit, d_{t-1} and $r_{k,t-1}$, the rental rate on the physical capital that they own, which depends on gross inflation, $\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-1}}$. Patient households receive a profit Λ_t from both intermediate consumption and capital goods producers and a dividend Div_t from monopolistically competitive banks. Finally, they pay a lump-sum tax, $T_{p,t}$, to the government.

113 The first order conditions derived from the maximization problem of patient households are in a technical appendix available upon request.

B) Impatient households

The representative impatient household faces two borrowing constraints.

(i) LTV constraint

In each period, t , households' borrowing is subject to the regulatory LTV constraint defined in real terms as:

$$R_{I,t}^L l_{I,t} \leq LTV q_{h,t} h_{I,t} \quad (3)$$

where LTV denotes the loan-to-value ratio fixed by the macroprudential authority and $R_{I,t}^L$ is the mortgage lending rate.

(ii) DSTI constraint

In addition, the borrowing in period, t , is limited by a regulatory DSTI constraint expressed in real terms as:

$$R_{I,t}^L l_{I,t} \leq DSTI w_{I,t} n_{I,t} \quad (4)$$

For simplification purposes, we assume that only the value of housing is subject to an idiosyncratic shock triggering mortgage default. In other words, the risk of mortgage default is only related to the value of house and not to the borrowers' income. This assumption implies that there is only one source of mortgage default in the model (i.e., house value).

We assume that in $t + 1$, each impatient household faces an idiosyncratic shock to its house value ω_{t+1} , which follows a uniform distribution with the lower and upper bounds, $[\underline{\omega}, \bar{\omega}]$ ¹⁴. The shock ω_t is i.i.d. and it has positive support with cumulative distribution, $F(x) \equiv \text{prob}(\omega_t \leq x)$, with mean $\mu_{\omega,t}$, variance σ_{ω}^2 and density function $f(\omega)$.

The borrower is solvent if and only if $\omega_{t+1} \geq \tilde{\omega}_{t+1}$ where $\tilde{\omega}_{t+1}$ is the threshold or cutoff point such that, in real terms:

$$R_{I,t}^L l_{I,t} = \tilde{\omega}_{t+1} E_t q_{h,t+1} h_{I,t} \Pi_{t+1} \quad (5)$$

Default occurs when the expected real value of the impatient household's house at $t + 1$ falls below the amount that needs to be repaid, that is when $E_t(\omega_{t+1} q_{h,t+1} h_{I,t} \Pi_{t+1}) < R_{I,t}^L l_{I,t}$.

From (5) and (3), the cutoff point is determined endogenously as:

$$\tilde{\omega}_{t+1} = LTV \frac{q_h}{E_t q_{h,t+1} \Pi_{t+1}} \quad (6)$$

The default threshold is therefore driven by the LTV ratio and the deviation of the nominal house price from expectations.

114 Impatient households face an identical uniform distribution for the shock.

When default occurs, households cannot repay the loan and the bank can seize, in real terms, $\omega_{t+1}q_{h,t+1}h_{l,t}\Pi_{t+1}$, where $q_{h,t+1}$ denotes the house real price in period, $t + 1$. The bank then pays the fraction $1 - \mu$ of what is seized to the government's insolvency agency.

The bank's participation constraint can be written in real terms as:

$$R_{l,t}^L l_{l,t} = \Phi(\tilde{\omega}_{t+1})q_{h,t+1}h_{l,t}\Pi_{t+1} \quad (7)$$

where $\Phi(\tilde{\omega}_{t+1}) \equiv (1 - \Theta)G_{t+1}(\tilde{\omega}_{t+1}) + \tilde{\omega}_{t+1} \int_{\tilde{\omega}_{t+1}}^{\bar{\omega}} f(\omega_{t+1})d\omega_{t+1}$ with $1 - \mu = \Theta \in [0, 1]$ and $G_{t+1}(\tilde{\omega}_{t+1}) \equiv \int_{\tilde{\omega}_{t+1}}^{\bar{\omega}} \omega_{t+1}f(\omega_{t+1})d\omega_{t+1}$ is defined as the expected house value accrued to the bank when default occurs.

The budget constraint of the representative impatient household is given, in real terms, by:

$$c_{l,t} + q_{h,t}h_{l,t} + \frac{R_{l,t-1}^L}{\Pi_t} l_{l,t-1} = w_{l,t}n_{l,t} + l_t - T_{l,t} + [1 - \Theta G_t(\tilde{\omega}_t)]q_{h,t}h_{l,t-1} \quad (8)$$

The representative impatient household maximises (1) subject to the budget constraint (8), the regulatory DSTI constraint (4) and the bank participation constraint (7)¹¹⁵.

3.2. BANKS

A monopolistically competitive banking sector extends loans to impatient households and collect deposits from patient households. Banks are subject to an adjustment cost. As in Gerali *et al.*(2010), we assume that the representative bank has a target τ for their capital-to-risk-weighted-assets ratio and pays a quadratic cost whenever it deviates from that target. The target can be interpreted as an exogenous regulatory capital requirement constraint that imposes the amount of own resources to hold. The existence of a cost for deviating from τ implies that bank leverage affects credit conditions in the economy.

The representative bank's real expected profit is:

$$E_t[\Lambda_{B,t+1}^r] = E_t[RE_{t+1}^r] - R_t(l_{l,t} - k_{B,t}) - \frac{\zeta_B}{2} \left(\frac{k_{B,t}}{rwr \cdot l_{l,t}} - \tau \right)^2 k_{B,t} \quad (9)$$

where rwr denotes the regulatory risk weight on mortgage lending and $E_t[RE_{t+1}^r]$ is the expected real return from lending to impatient households which can be written as:

$$E_t[RE_{t+1}^r] = R_{l,t}^L l_{l,t} - l_{l,t} E_t \left(\frac{q_{h,t+1}\Pi_{t+1}h_{l,t}}{l_{l,t}} \right) \int_{\tilde{\omega}_{t+1}}^{\bar{\omega}} (\tilde{\omega}_{t+1} - \mu\omega_{t+1})f(\omega_{t+1})d\omega_{t+1}.$$

The representative bank chooses the optimal loan supply in order to maximise its real expected profit (9). Solving the maximisation programme leads to the following first order condition:

$$R_{l,t}^L = R_t - \zeta_B \left(\frac{k_{B,t}}{rwr \cdot l_{l,t}} - \tau \right) \left(\frac{k_{B,t}}{rwr \cdot l_{l,t}} \right)^2 rwr + \rho_t^L \quad (10)$$

115 Note that the LTV constraint (3) is included in the household maximization problem through the bank participation constraint (7) as the default threshold, $\tilde{\omega}_t$, already incorporates the LTV constraint. Furthermore, the first order conditions derived from the maximization problem of impatient households are in a technical appendix available upon request.

where $l_{i,t} = \frac{L_{i,t}}{P_t}$ denotes the real loan and ρ_t^L is the mortgage finance premium, defined as:

$$\rho_t^L = E_t \left[\frac{q_{h,t+1} \Pi_{t+1} h_{i,t}}{l_{i,t}} \right] \int_{\omega}^{\tilde{\omega}_{t+1}} (\tilde{\omega}_{t+1} - \mu \omega_{t+1}) f(\omega_{t+1}) d\omega_{t+1} \quad (11)$$

The mortgage finance premium that compensates loan losses is determined by the expected ratio of the real value of houses to the real value of total loans as well as the degree of cross-sectional uncertainty in the economy.

Bank capital is accumulated out of reinvested profits.

3.3. FIRMS

Final goods producers operate under perfect competition, buy differentiated intermediate goods produced by intermediate goods producers. The latter operate under monopolistic competition and are indexed by $j \in [0,1]$. The intermediate goods firm j relies on the following technology:

$$y_t(j) = A_{F,t} (k_{t-1}(j))^\alpha [(n_{i,t}(j))^\eta (n_{p,t}(j))^{1-\eta}]^{1-\alpha} \quad (12)$$

where α is the share of capital in total production, η is the share of impatient households' labour in the total labour input and $n_{i,t}(j)$ and $n_{p,t}(j)$ stand for labour supplied by impatient and patient households respectively. $A_{F,t+1}$ is an aggregate productivity shock.

Each intermediate producer j solves its cost minimization problem subject to (12), which provides the real cost of production factors. Price rigidities are introduced in the model following the New Keynesian literature. Firms are subject to Rotemberg price-setting and the optimal price is found by solving their dynamic problem of profit maximization¹¹⁶.

Finally, in each period, perfectly competitive capital investment-goods producers purchase last-period undepreciated capital at price $q_{k,t}$ from patient households and capital investment goods from final-goods firms at a relative price of one, and produce the new capital goods. This increases the effective installed capital, which is then sold back to patient households at $q_{k,t}$. This transformation process is subject to adjustment costs in the change in investment. Lastly, $q_{k,t}$ is derived from the capital goods producers' maximization of their expected profits.

3.4. MONETARY POLICY AND GOVERNMENT SPENDING

The central bank sets monetary policy according to a Taylor-type rule. It is assumed that government spending is exogenous and represents a constant fraction of the steady state output.

3.5. MARKET CLEARING CONDITIONS

The model's equilibrium is defined as a set of prices and allocations such that households maximize their discounted present value of utility, banks maximize their real expected profit, and all firms maximize the discounted present value of profits subject to their constraints, and all markets clear.

116 As in Rotemberg (1984), it is assumed that price changes are costly with quadratic adjustment costs.

4. CALIBRATION OF THE MODEL

In order to simulate the model, we have selected the values for the model parameters based on both Luxembourg data and literature. Table 1 presents the calibrated values of the various parameters.

We set the discount factor of patient households, β_p , to 0.995 in order to match the average annual real risk free interest rate of 2 %. The discount factor of impatient households, β_i , is assumed to be 0.90 so that the two borrowing constraints are binding.

The degree of habit formation in consumption, a , is set to the estimated value of 0.5 in Sangaré (2019). The capital share in output, α , is equal to 0.3, corresponding to the share of labour income to GDP of 0.7 as per Luxembourg data. The share of impatient households' income of total labour income, η , is set to 0.6 based on the results in Alpanda and Zubairy (2017) and the fact that the BCL's Household Finance and Consumption Survey for Luxembourg (HFCS, 2014) reports a small share of income of wealthier households (top deciles) over the total income declared.

We set the non-residential capital depreciation rate, δ_k , to 0.01 also based on Luxembourg data. The loan-to-value (LTV) ratio, LTV , is 0.90 and the debt service-to-income ($DSTI$) ratio is 0.40, which are in line with the CSSF survey. The goods substitution elasticity, ϵ , is set 6, implying the steady-state markup of 20 % as in Chen and Columba (2016) and Hristov and Hülsewig (2017). The inverse Frisch elasticity is $\gamma=1.15$ in following with the estimates in Sangaré (2019).

We fix the steady-state ratio of capital-to-risk weighted assets to 12 %, which is inferred from a normalization using the Basel III regulatory rule and data. The regulatory risk weight on mortgage loans, rwr , taken from Luxembourg data, is 0.19. The dividend policy parameter, $\nu = 0.9$, is endogenously determined at the steady state. The banking leverage adjustment cost parameter, z_b , is set to 0.66 corresponding to the estimate in Sangaré (2019). The parameters of adjustment costs related to goods prices (z_p) and business capital (z_k) are respectively set to 10 and 2. These values are broadly consistent with the literature (Hristov and Hülsewig (2017) for z_p , Clerc *et al.* (2015) for z_k). Bank capital depreciates at the rate of $\delta_b=0.1$ as in Gerali *et al.* (2010).

The weights for housing preference (χ_h) and labour disutility (χ_n) in the utility function are respectively 0.5 and 1, following Clerc *et al.* (2015).

The fraction of the actual house value seized by the bank in case of default, μ , is set to 95 % implying insolvency proceeding costs of 5 %, which is the approximate average value in the literature.

The steady state values of the lower and upper bounds of the idiosyncratic housing value shock are respectively $\underline{\omega} = 0.6$ and $\bar{\omega} = 2.4$, such that the two borrowing constraints in the model are binding and the model is well determined for reasonable values of LTV. Therefore, the steady state value of the probability of mortgage default is in the range from 1 % to 5 %.

The ratio of public spending over GDP is 0.2 based on Luxembourg data. The monetary policy rule has a smoothing parameter of 0.8, a response to inflation about 2, and a response to the output gap of 0.4 following Gerali *et al.* (2010).

Finally, we use 0.8 for the coefficients of the autoregressive parts of the shock processes.

Table 1:

Calibration of the model parameters

β_p	Discount factor of Patient households	0.995
β_i	Discount factor of Impatient households	0.9
a	Degree of habit formation in consumption	0.5
α	Capital share in output	0.3
η	Share of Impatient households' income in labour income	0.6
δ_k	Non-residential capital depreciation rate	0.01
LTV	LTV ratio	0.90
$DSTI$	Debt service-to-income ratio	0.40
γ	Inverse of Frisch elasticity	1.15
τ	Ratio of Capital-to-Risk weighted assets	0.12
ζ_B	Banking leverage adjustment cost	0.66
δ_B	Banking capital used in banking activity	0.1
rwr	Regulatory Risk weight on mortgage loans	0.19
ν	Banks' dividend policy parameter	0.9
ζ_p	Parameter of goods price adjustment cost	10
ζ_k	Parameter of business capital-investment adjustment cost	2
ϵ	Goods substitution elasticity	6
μ	Fraction of the house value that seized by banks in case of default	0.95
θ	Fraction of the house value seized to cover insolvency proceeding cost	0.05
χ_h	Weight of housing in the utility	0.5
χ_n	Weight of labour in the utility	1
g	Government spending to GDP ratio	0.2
ϕ_r	Taylor rule smoothing coefficient	0.8
ϕ_π	Taylor rule coefficient on inflation	2
ϕ_y	Taylor rule coefficient on output	0.4
$\underline{\omega}$	Lower bound of the idiosyncratic housing shock	0.6
$\bar{\omega}$	Upper bound of the idiosyncratic housing shock	2.4
ρ_c	AR consumption preference shock	0.8
ρ_h	AR housing preference shock	0.8
ρ_b	AR banking capital shock	0.8
ρ_f	AR productivity shock	0.8
ρ_r	AR monetary policy shock	0.8
ρ_k	AR capital-investment shock	0.8
ρ_g	AR government spending shock	0.8
ρ_p	AR risk premium shock	0.8

Source: *calculs BCL*.**5. OPTIMAL CALIBRATION OF LTV AND DSTI MEASURES****5.1. OPTIMAL POLICY FRAMEWORK**

An optimal policy analysis aims at identifying optimal calibration values for the policy instruments that maximize the objective function of the macroprudential authority. Therefore, determining the optimal levels of policy instruments requires defining the objective of the macroprudential policy authority and then defining the optimality criteria.

It is challenging to model the objective of macroprudential policy within a DSGE model context since vulnerabilities in the financial system can arise in various forms and from various sources. Furthermore, there is no specific proxy or widely accepted definition of such policy objectives in macro models.

Given the commonly accepted definition of the objective of the macroprudential authority, which is to safeguard financial stability, some authors such as Rubio and Carrasco-Galego (2014) and Angelini *et al.* (2012) assume that there exists a loss function for the macroprudential authority. This loss function is assumed to depend on a set of weighted variable volatilities and the policy authority minimizes this function subject to the equilibrium conditions of the model. This approach is similar to the monetary economics approach in which the monetary policy authority minimizes its loss function.

However, using loss functions in a DSGE context is generally an approximation of the social welfare analysis. The reason is that the loss function is derived from a second order approximation to the expected utility function of the representative household in the basic New Keynesian (NK) model in the absence of real and financial frictions (only taking price stickiness into account)¹¹⁷. The authority's loss function therefore represents an average welfare loss and depends on the variability of some endogenous variables¹¹⁸. Moreover, the economic rationale behind the use of the welfare loss function as a policy objective function, which depends on the volatilities of variables, is that the volatility has an impact on welfare. For example, from a financial stability perspective, lower volatility of credit growth can smooth borrowers' consumption, thereby improving their welfare.

For these reasons, we follow a welfare-based approach by assuming that the maximization of social welfare is a proxy for the

117 See for instance, Gali (2008), Gali and Monacelli (2005, 2008).

118 The monetary policy authority's loss function depends for instance on the variability of both the output gap and the rate of inflation (See Gali (2008) for more details).

objective of the macroprudential authority. We therefore define the optimal macroprudential policy as that which maximises the social welfare of the economy.

We perform a grid search for values of LTV and DSTI that maximise social welfare. This provides an assessment of the benefits of implementing different macroprudential policies. We follow Schmitt-Grohe and Uribe (2007) by computing the conditional welfare of agents using the second order approximation of the model¹¹⁹.

The welfare loss/gain is computed for each type of household (savers and borrowers) under each policy regime using optimal policy ratios.

To make the welfare results more intuitive, we define a welfare metric in terms of consumption equivalents. This consumption equivalent welfare measure is the constant fraction of steady-state consumption that households are willing to give away in order to obtain the benefits of the macroprudential policy¹²⁰.

5.2. OPTIMAL VALUES OF LTV AND DSTI RATIOS WITH COVID-19 RELATED SHOCKS

We search for the values of the LTV and DSTI ratios that provide the highest conditional mean of social welfare under a second order approximation of the model. The optimal LTV and DSTI values are found by searching over a grid defined on [0; 1.2] and [0; 1] respectively¹²¹. We determine separately the optimal values of the LTV and DSTI caps in such a way that conditional social welfare is maximized. The optimization setup consists of searching for the optimal value of each ratio while taking the other ratio as given and calibrated to its actual data value.

Table 2 presents the optimal and current data values of LTV and DSTI as well as the volatilities and the welfare gains/losses generated by the respective values in a context of simultaneous negative shocks to both demand and supply (i.e., a COVID-19-related shock).

Table 2:

Optimal LTV and DSTI ratios under a COVID-19-related environment

	DATA (AVERAGE)	OPTIMAL LEVELS
LTV	90	85
DSTI	40	32
σ_l	2.9450	2.4816
σ_y	5.6297	5.5779
Social welfare (cost/gain)	-0.1060	-0.1044
Impatients (Borrowers)	0.0820	0.0821
Patients (Savers)	-0.2936	-0.2905

Note: The volatilities and values of macroprudential instruments are expressed in %. The welfare metric used is the conditional welfare, computed conditionally on the initial state being the deterministic steady state of the model. The welfare losses/gains are expressed in terms of their percentage of consumption equivalents. This is the same across scenarios. A second order approximation is used for solving the model and providing the quantitative results.

119 Second order approximation methods have a particular advantage of accounting for effects of volatility of variables on the mean levels. See among others Schmitt-Grohe and Uribe (2004).

120 An analytical expression of the welfare measure is available upon request.

121 These intervals are chosen in order to ensure the determinacy of the model steady state and to use economically reasonable values.



Under recessionary shocks, the optimal LTV limit is found to be 85 % while the optimal DSTI cap is about 32 %. The optimal values of the policy instruments imply welfare gains for borrowers (i.e., impatient households) while savers (i.e. patient households) face welfare losses.

Overall social welfare is negative as a consequence of stronger welfare losses for savers. The welfare metric displays a concave curve as a function of DSTI and LTV. For a given DSTI, increasing the LTV ratio loosens the collateral constraint, implying more mortgage lending to borrowers who increase their asset (house) holdings, which improves their welfare. However, this implies stronger adverse effects resulting from the recessionary shocks on their consumption, thereby reflecting higher debt service charges. The overall impact of increasing LTV on borrowers' welfare is detrimental. For savers, the increase in LTV leads them to save more at the expense of consumption while their house values improve as a result of the higher asset valuation and their increasing return from saving. Therefore, the net effect of increasing LTV is beneficial for savers as their welfare improves. Overall, the social welfare of the whole economy follows a concave path as a function of the LTV values¹²².

Comparing the optimal policy scenario to the outcomes provided by the current average data suggests that optimal levels of policy instruments welfare-dominate their non-optimal levels. Furthermore, in terms of stabilization properties, the optimal policy better stabilizes mortgage credit growth and output than the non-optimal policy in the presence of the considered recessionary shocks.

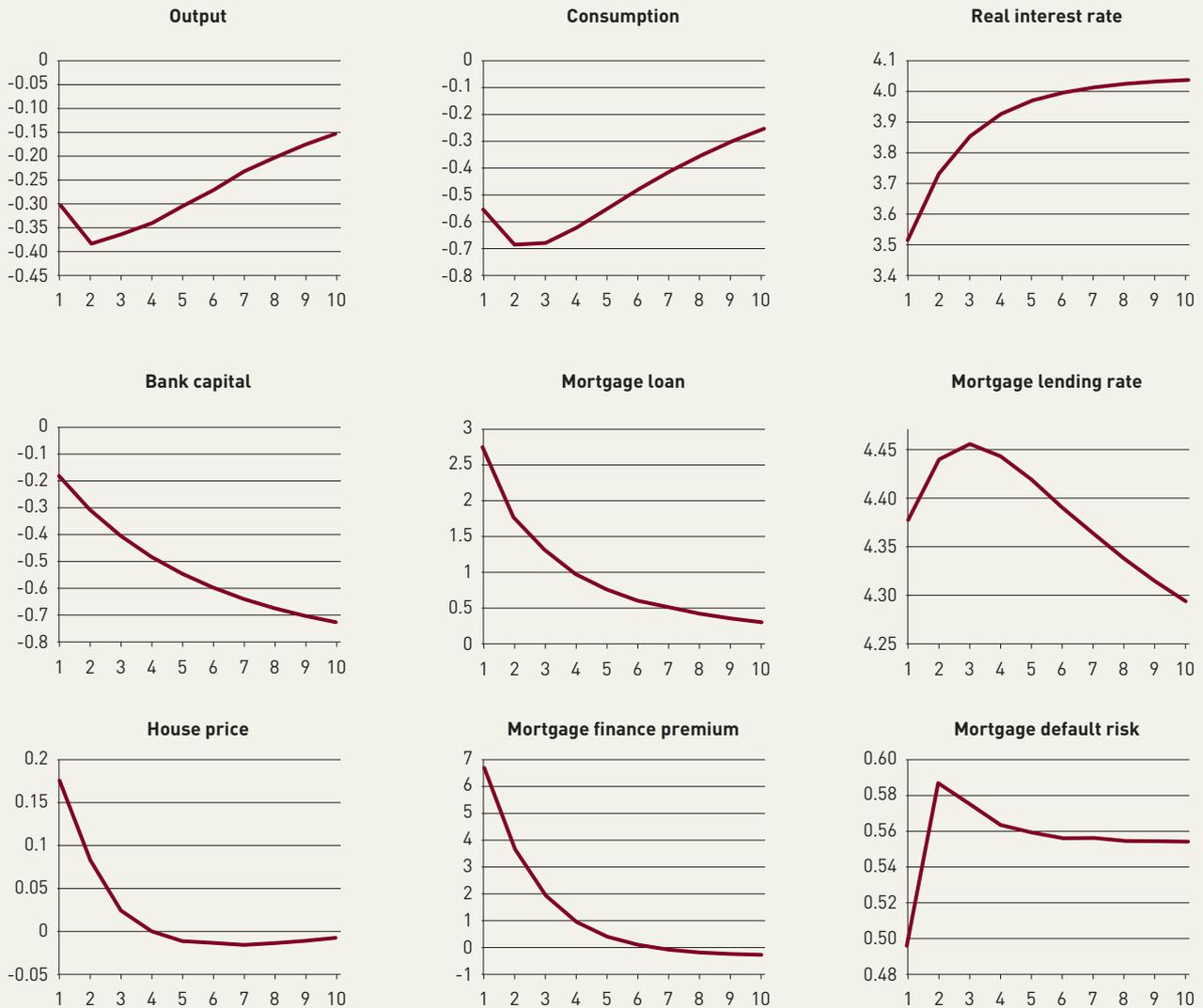
5.3. EFFECTS OF COVID-19-RELATED SHOCKS UNDER THE OPTIMAL POLICY CALIBRATION

We assume that simultaneous negative demand and supply shocks, triggered by the COVID-19 pandemic, hit the economy. The demand shock is a consumption preference shock, while the supply shock is defined by a productivity shock. Figure 3 shows the effects of a simultaneous negative 1 % demand and supply shock on the main macro-financial variables of the economy subject to the optimal limits of LTV and DSTI. These shocks directly reduce consumption of households (borrowers and savers) and output. As a consequence, savers increase their saving and borrowers' preference for house holding increases. Banks, facing a balance sheet (equilibrium) constraint as deposits have increased, respond to credit demand from borrowers by increasing mortgage loans with higher interest rates. The shocks therefore lead to a rise in mortgage loans and lending rates. House prices increase, reflecting the upward trend in both borrowers' preference for housing and mortgage loans. LTV and DSTI ratios, having been set to their tighter optimal limits, have an adverse impact on mortgage loans and subsequently house prices increase less as it would be the case in the absence of these levels of policy instruments.

Facing these recessionary COVID-19-related shocks, the mortgage default risk declines following the impact of shocks before increasing in the medium and long term. This, combined with the higher expected house values, increases the mortgage finance premium, which in turn raises mortgage lending rates. The negative prospects for banking profits and lending activities deplete bank capital. Finally, these recessionary shocks bring the monetary policy rates down, leading to a decrease in real interest rates.

¹²² A similar analysis applied to changing DSTI values, when LTV limit remains given, explains the concave path of the overall economy's welfare in function of DSTI.

Figure 3
Effects of COVID-19-related shocks on the main variables of the economy



Note: Time, measured in quarters, is on the horizontal axis. All variables are measured in % deviations from steady state, except the mortgage default risk expressed in % levels and the real interest rate and the mortgage lending rate measured in % annualized levels.

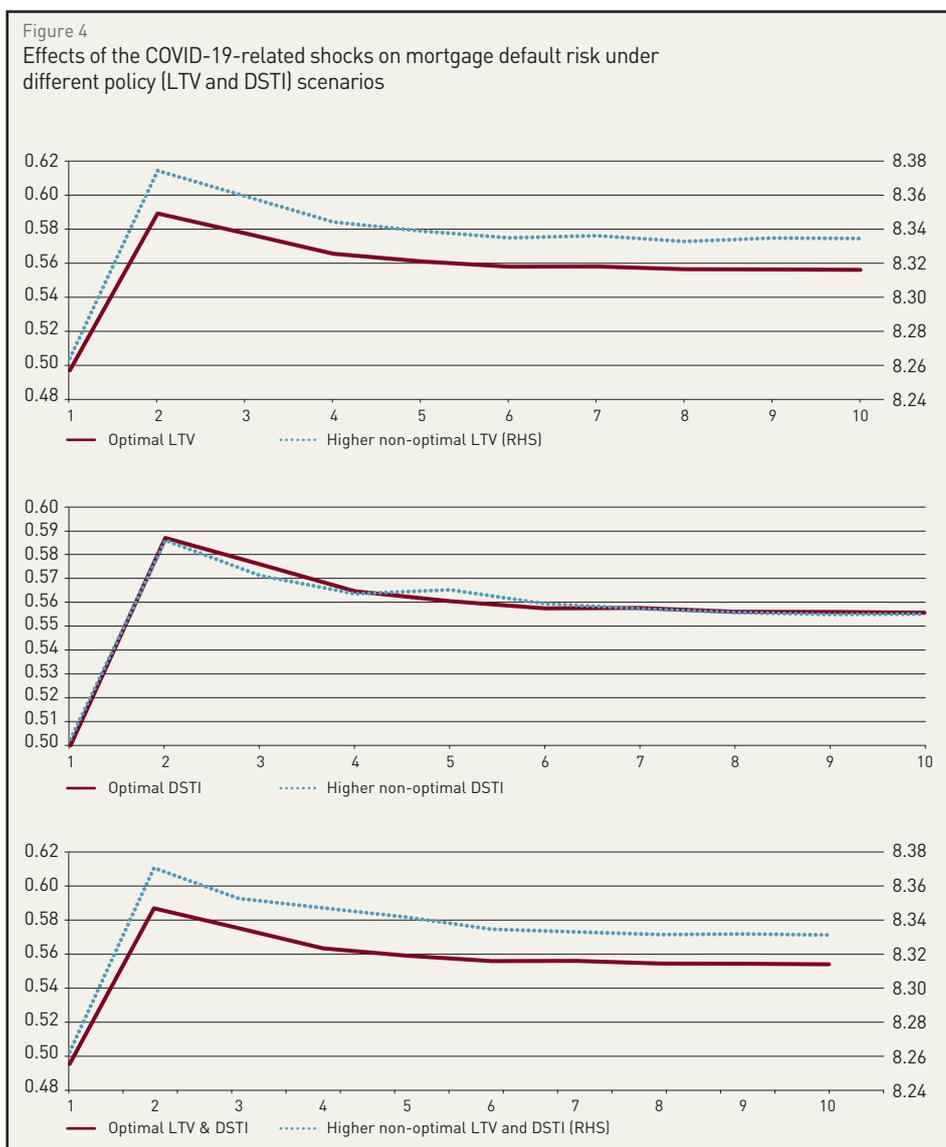
5.4. INVESTIGATING THE INTERPLAY BETWEEN LTV AND DSTI AND MORTGAGE DEFAULT RISK

We assume that the macroprudential authority exogenously sets the values of both LTV and DSTI caps to their optimal levels. We perform a counterfactual (i.e., a sensitivity) analysis by assessing the impacts of choosing alternative non-optimal values of DSTI and LTV on the mortgage default risk. We compare the optimal calibration of instruments (LTV=85 % and DSTI=32 %) against three policy scenarios. First, the scenario in which only the LTV limit is modified and set to a higher non-optimal level (LTV=95 %) compared to its optimal value (higher non-optimal LTV scenario). Second, the scenario

with higher non-optimal DSTI in which only DSTI has increased (DSTI=50 %) compared to its optimal value and the third scenario assumes that both LTV and DSTI are set to higher values (LTV=95 % and DSTI=50 %) relative to the optimal calibration. We consider a COVID-19-related shock which comprises both contractionary demand and supply shocks.

Figure 4 displays the impacts of simultaneous 1 % negative shocks to households' preference for consumption and total factor productivity under the three policy scenarios. It is clear that LTV and DSTI limits that are higher than their respective optimal values amplify the effects of the shocks on mortgage default risk. In particular, a higher LTV limit increases the risk of mortgage default compared to the optimal LTV cap. The reason is straightforward. Increasing the LTV cap increases the default threshold, which is directly driven by the LTV ratio in the modelling framework. When LTV increases, mortgage loans also increases, thereby leading to the increase in mortgage default risk.

However, Figure 4 shows that, contrary to the LTV cap which affects the probability of mortgage default, the increase in the DSTI limit has a negligible impact on default risk. Consequently, an increase in both LTV and DSTI limits results in greater mortgage default risk compared to the optimal calibration. This



Notes: Time, measured in quarters, is on the horizontal axis. Mortgage default risk is expressed in % levels.

reflects the fact that the main driver of default risk in our modelling framework when the COVID-19 related shock occurs is the LTV limit¹²³.

6. CONCLUSIONS

The objective of this work is to quantitatively determine the optimal calibration values of two borrower based measures for Luxembourg within the framework of a DSGE model with mortgage default. The first contribution of this study is to build a DSGE model that contains a housing sector with mortgage default, two borrowing constraints (LTV and DSTI) and a monopolistically competitive banking sector. The second contribution consists of determining the non-joint optimal values of the LTV and DSTI limits for Luxembourg.

Based on a welfare analysis, we find that the (non-joint) optimal values of LTV and DSTI ratios in the presence of a Covid-19 related adverse shock are 85 % and 32 %, respectively. We also find that the optimal macroprudential policy welfare-dominates the non-optimal policy. Moreover, the optimal policy calibration better stabilizes mortgage lending and output compared to the policy based on the actual data. Finally, our findings suggest that a simultaneous increase in both the LTV and DSTI limits implies a higher mortgage default risk compared to the optimal calibration of these instruments. This reflects the fact that the main driver of default risk in the presence of a COVID-19 related shock is the LTV limit.

As possible extensions of this work, we plan to assess the optimal interactions between LTV, DSTI and the bank capital requirement ratio. It is worth noting that another potential research topic would be to expand the DSGE model with default by introducing an explicit differentiation between the mortgage debt stock and flow, which can facilitate the analysis of amortization requirements and the subsequent macro-financial implications.

REFERENCES

- Aguilar, P., Hurtado, S., Fahr, S. & Gerba, E. (2019), 'Quest for robust optimal macroprudential policy', *Banco de Espana, Working Paper*, N° 1916, 2019.
- Albacete, N., Lindner, P. & Fessler, P. (2018), 'One policy to rule them all? on the effectiveness of LTV, DTI and DSTI ratio limits as macroprudential policy tools', *Financial Stability Report (Austrian Central Bank) 35*.
- Alpanda, S. & Zubairy, S. (2017), 'Addressing household indebtedness: monetary, fiscal or macroprudential policy?', *European Economic Review 92*, 47-73.
- Angelini, P., Neri, S. & Panetta, F. (2012), 'Monetary and macroprudential policies', *European Central Bank, Working Paper No 1449/JULY 2012*.
- Beneš, J., Laxton, D. & Mongardini, J. (2016), 'Mitigating the deadly embrace in financial cycles: countercyclical buffers and loan-to-value limits', *IMF Working Paper No 16/87*.
- Brooks, S. P. & Gelman, A. (1998), 'General methods for monitoring convergence of iterative simulations', *Journal of computational and graphical statistics 7(4)*, 434-455.

¹²³ This result reflects the assumption made in the modelling framework that the only source of mortgage default is a shock that affects the house value and that income-related risks do not trigger mortgage default.



Brzoza-Brzezina, M., Kolasa, M. & Makarski, K. (2017), 'Monetary and macroprudential policy with foreign currency loans', *Journal of Macroeconomics* 54, 352–372.

Chen, M. J. & Columba, M. F. (2016), 'Macroprudential and monetary policy interactions in a DSGE model for Sweden', IMF Working Paper No 16/74.

Clerc, L., Derviz, A., Mendicino, C., Moyen, S., Nikolov, K., Stracca, L., Suarez, J. & Vardoulakis, A. (2015), 'Capital regulation in a macroeconomic model with three layers of default', *International Journal of Central Banking* 11(3).

ECB (2019), Optimal macroprudential interaction of instruments, *Technical report, ECB, MPPG*.

Fève, P. & Pierrard, O. (2017), 'Financial regulation and shadow banking: A small-scale DSGE perspective', *Central Bank of Luxembourg, Working Paper Series No 111*.

Forlati, C. & Lambertini, L. (2011), 'Risky mortgages in a DSGE model', *International Journal of Central Banking* 7(1).

Galí, J. (2008), *Monetary policy, inflation, and the business cycle: an introduction to the new Keynesian framework*, Princeton University Press.

Gali, J. & Monacelli, T. (2005), 'Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy', *The Review of Economic Studies* 72(3), 707–734.

Gali, J. & Monacelli, T. (2008), 'Optimal monetary and fiscal policy in a currency union', *Journal of international economics* 76(1), 116–132.

Gerali, A., Neri, S., Sessa, L. & Signoretti, F. M. (2010), 'Credit and banking in a DSGE model of the euro area', *Journal of Money, Credit and Banking* 42, 107–141.

Greenwald, D. (2018), 'The mortgage credit channel of macroeconomic transmission', *MIT Sloan Research paper No. 5184-16*.

Grodecka, A. (2017), 'On the effectiveness of loan-to-value regulation in a multiconstraint framework', *Sveriges Riksbank, Working Paper Series No 347/Nov 2017*.

Guerrieri, L. & Iacoviello, M. (2017), 'Collateral constraints and macroeconomic asymmetries', *Journal of Monetary Economics* 90, 28–49.

Hristov, N. & Hülsewig, O. (2017), 'Unexpected loan losses and bank capital in an estimated DSGE model of the euro area', *Journal of Macroeconomics* 54, 161–186.

Iacoviello, M. (2005), 'House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle', *American economic review* 95(3), 739–764.

Iacoviello, M. & Neri, S. (2010), 'Housing market spillovers: evidence from an estimated DSGE model', *American Economic Journal: Macroeconomics* 2(2), 125–64.

Kelly, R., McCann, F. & O'Toole, C. (2018), 'Credit conditions, macroprudential policy and house prices', *Journal of Housing Economics* 41, 153–167.

Lambertini, L., Nuguer, V. & Uysal, P. (2017), 'Mortgage default in an estimated model of the US housing market', *Journal of Economic Dynamics and Control* 76, 171–201.

Lubello, F. & Rouabah, A. (2017), 'Capturing macroprudential regulation effectiveness: A DSGE approach with shadow intermediaries', *Central Bank of Luxembourg, Working Paper Series No 114*.

Marchiori, L. & Pierrard, O. (2017), 'How does global demand for financial services promote domestic growth in Luxembourg? a dynamic general equilibrium analysis', *Economic Modelling* 62, 103–123.

Mendicino, C., Nikolov, K., Suarez, J. & Supera, D. (2018), 'Optimal dynamic capital requirements', *Journal of Money, Credit and Banking* 50(6), 1271–1297.

Mendicino, C. & Punzi, M. T. (2014), 'House prices, capital inflows and macroprudential policy', *Journal of Banking & Finance* 49, 337–355.

Pataracchia, B., Raciborski, R., Ratto, M., Roeger, W. *et al.* (2013), Endogenous housing risk in an estimated DSGE model of the euro area, *Technical report, Directorate General Economic and Financial Affairs (DG ECFIN), European Commission*.

Punzi, M. T. & Rabitsch, K. (2018), 'Effectiveness of macroprudential policies under borrower heterogeneity', *Journal of International Money and Finance* 85, 251–261.

Quint, M. D. & Rabanal, P. (2013), 'Monetary and macroprudential policy in an estimated DSGE model of the euro area', *IMF Working Paper* (13-209).

Rotemberg, J. J. (1984), 'A monetary equilibrium model with transactions costs', *Journal of political Economy* 92(1), 40–58.

Rubio, M. & Carrasco-Gallego, J. A. (2014), 'Macroprudential and monetary policies: Implications for financial stability and welfare', *Journal of Banking & Finance* 49, 326–336.

Sangaré, I. (2019), 'Housing sector and optimal macroprudential policy in an estimated DSGE model for Luxembourg', *Central Bank of Luxembourg, Working Paper Series No 129*.

Schmitt-Grohé, S. & Uribe, M. (2004), 'Solving dynamic general equilibrium models using a second-order approximation to the policy function', *Journal of economic dynamics and control* 28(4), 755–775.

Schmitt-Grohé, S. & Uribe, M. (2007), 'Optimal simple and implementable monetary and fiscal rules', *Journal of monetary Economics* 54(6), 1702–1725.

3. HOUSEHOLD INDEBTEDNESS IN LUXEMBOURG

Lucas Hafemann¹²⁴

ABSTRACT

Household debt in Luxembourg has increased to historically unprecedented levels raising questions about (i) the driving forces behind this process, (ii) its sustainability and (iii) the possible role of (macroprudential) policymakers. We identify potential variables that drove household indebtedness in Luxembourg via an OLS and a VECM estimation and find that increases in house prices, the Loan-to-Value ratio and the share of mortgage credit with a variable rate lead to higher household indebtedness levels. Based on the VECM and ad-hoc fixed thresholds, we identify the maximum amount of household debt that is in line with economic fundamentals. We then compare this amount with Luxembourg's current household debt levels and conclude that they might be unsustainable. Based on our estimates, average Loan-to-Value ratios should decrease by at least 3.3 percentage points to reach "sustainable" debt levels.

1. INTRODUCTION

The Great Recession highlighted that an unsustainable level of household indebtedness can severely and adversely affect the real economy and the stability of the financial system. Cross-country analyses suggest that the recession was more substantial in countries with high household debt-to-income levels (Glick and Lansing, (2010)). In a similar vein, Jordà, Schularick and Taylor (2013) and Cuerdo *et al.* (2013) present evidence that the likelihood of a financial crisis increases when household debt is high. Finally, higher debt-to-income ratios amplify shocks as households' sensitivity to changes in interest rates and expected income increases, (Chmelar (2013)).

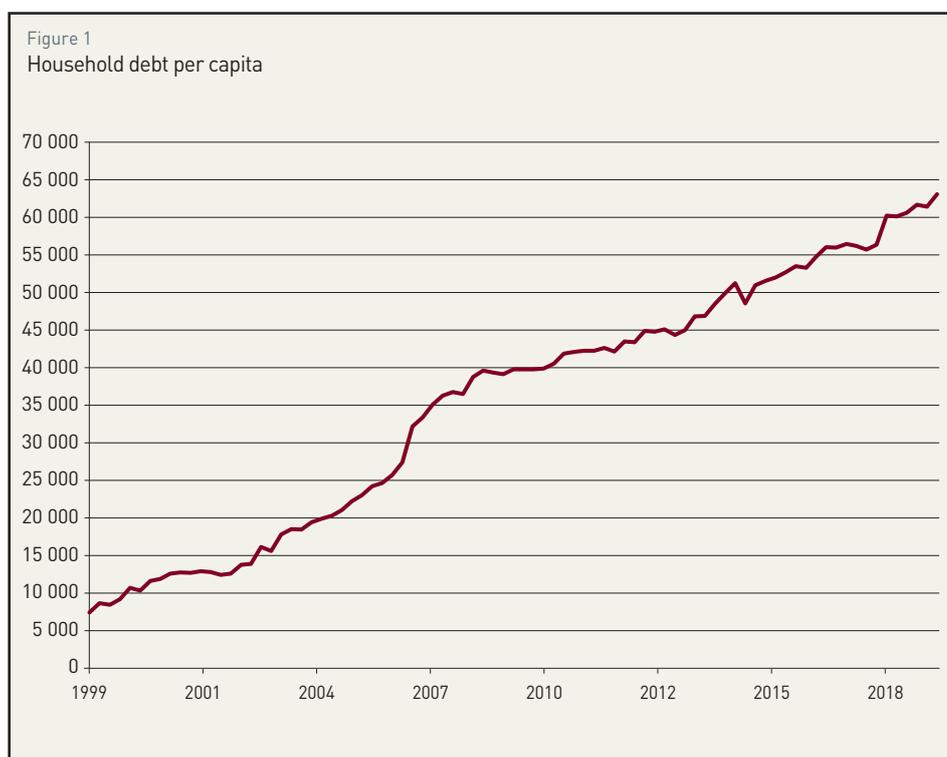
est rates and expected income increases, (Chmelar (2013)).

Against this backdrop, we analyze the current household debt situation in Luxembourg. By the end of the first quarter of 2020, Luxembourg's economy featured an historically high level of real household debt per capita (Figure 1). This is also mirrored by the sharp increases in debt-to-disposable income ratios since 1999 (Figure 2). Indeed, among the euro area member states, Luxembourg had the second-highest household debt-to-income ratio in 2018, at 174 %, while the average euro area ratio was 94 %.¹²⁵

The evolution of household debt does not directly yield information

¹²⁴ Financial Stability Department, Banque centrale du Luxembourg

¹²⁵ The corresponding data set comes from Eurostat.



Source: BCL calculations. The chart displays household debt per capita at constant prices (Euros in 2015).

on its sustainability. The debt level may be considered as unsustainable if it permanently exceeds a value justified by economic fundamentals. Although we address the question of household debt sustainability in this analysis, the results should be interpreted with caution, as the calibration of the sustainable debt level is highly uncertain.

Our contribution in this work is threefold. First, we find the maximum amount of household debt that is “sustainable” for Luxembourg. We derive this maximum amount via empirical models and *ad-hoc* fixed thresholds. Second, we determine which factors influence household debt by relying on two distinct empirical models. We validate our OLS findings with a Vector Error Correction Model (VECM) that yields time-varying sustainable debt levels directly and is better suited to differentiate between long-run and short-run effects.

We find that household debt levels in Luxembourg are primarily driven by house prices and the average Loan-to-Value (LTV) ratio, while disposable income is not able to explain the increase in household indebtedness. The results suggest that current debt deviates from its long-run level. These results can help to provide some guidance on potential macroprudential policy responses. Thus, we estimate how much average LTV ratios have to decline so that household debt converges towards its “sustainable” level. Given the time series used, the effects of the differentiated LTV measure that was implemented in January 2021 are not present in the data.

Our findings relate to at least three strands of the literature. First, they contribute to the literature identifying variables that determine the level of household debt. Second, they add to the discussion on household debt sustainability. Finally, our paper is related to the literature on policies to address household indebtedness.

For individual households, the life-cycle hypothesis (LCH) by Modigliani and Brumberg (1954) links an agent’s age and income to their personal debt stock. Typically, agents borrow before working-life and, as their age and income increase, they repay this debt and save part of their income for retirement. Barnes and Young (2003) apply a LCH model to US data. They find that changes in interest rates, future income and demographics can explain increases in the debt-to-income ratios during the 1990’s. In dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) models that account for housing and household debt, agents use debt to smooth consumption so that real debt increases when price levels, or the interest rate, decrease or house prices or the LTV ratio increase (Iacoviello (2005), Gerali *et al.* (2010) and Iacoviello (2015)). Iacoviello and Pavan (2013) combine the life-cycle hypothesis with the business-cycle one and find that household debt is procyclical.

Figure 2
Household debt-to-disposable income



Source: BCL calculations. The chart shows the development of debt-to-disposable income in %.



Turinetti and Zhuang (2011) empirically analyze the factors underlying US household debt using an OLS approach. They find that housing prices and consumer confidence are positively associated with the debt service ratio, while the unemployment rate, disposable income per capita, and the interest rate display a negative relationship. Additionally, they provide evidence that age structure and socioeconomic factors such as education level also play a role in household indebtedness.

Relying on household survey data for the US, Dynan and Kohn (2007) arrive at a similar conclusion. The authors find that house prices, financial innovations and demographic factors were responsible for increases in household indebtedness from 1983 until 2004. Meng, Hoang and Siriwardana (2013) examine the determinants of household debt in Australia with a Cointegrated Vector Autoregression (CVAR) model. Their results suggest that housing prices, GDP and the number of new dwellings (interest rates, the unemployment rate and inflation) increase (decrease) household debt. Similarly, Meniago *et al.* (2013) employ a VECM for South Africa. They find that GDP, deflation, increases in consumption and the prime rate are primarily responsible for higher debt levels. Uusküla (2016) studies private debt in the euro area. Panel regressions suggest that household debt is driven by real GDP, economic sentiment, house prices and a crisis dummy variable. Rinaldi and Sanchis-Arellano (2006) focus on the share of non-performing loans. For a panel of six euro area countries, they assess relationships through an error correction model and find that although higher debt to income ratios are positively correlated with arrears, the underlying mechanism is more complex. More specifically, they find that when the increase in the debt-to-income ratio accompanies an increase in disposable income, the negative effect on debt sustainability is compensated.

Barnes and Young (2003) determine a “sustainable” level of household debt using an overlapping generations model. According to their model, current and expected income and interest rates, as well as demographic factors, give rise to sustainable debt levels. Furthermore, they show that US’ debt-to-income ratios were above fundamental values at the beginning of the 2000’s. Tudela and Young (2005) apply the same methodology to UK data but find no evidence that household indebtedness deviates from its long-term level. Lindquist (2012) identifies “sustainable” household debt levels based on an accounting identity. Assuming that households want to consume a fixed amount, debt is considered as “sustainable” when debt service payments (i.e., interest and principal payments) are low enough that households do not have to cut their consumption. Emanuelsson, Melander and Molin (2015) calculate “risky” levels of debt-to-income ratios. This “risky” debt-to-income ratio provides guidance on how much debt the economy can support if the underlying economic conditions deteriorate to historically extreme levels.

For a panel of the fifty US states, Albuquerque, Baumann and Krustev (2014) utilize an error correction model to estimate time-varying debt-to-income levels. They identify one cointegration relationship and outline that household debt has been above its equilibrium value since 2001. However, since 2009 the gap between actual and sustainable debt-to-income ratios has been slowly decreasing. Juselius and Drehmann (2015) quantify sustainable private debt-to-GDP ratios via a CVAR model. They show that two cointegration relationships can provide indications of debt sustainability.¹²⁶ While one relationship suggests that debt evolves with assets in the long-run, the other suggests that debt service costs must be constant in the long-run. They find that their model is able to predict the Great Recession based on real-time data, as private debt deviated from its long-term level prior to the crisis in the US.

¹²⁶ Juselius *et al.* (2017) add a third cointegration relationship. They impose that the spread between the mortgage and the policy rate is constant in the long-run as they focus on the role of monetary policy in the financial cycle. However, estimating sustainable debt levels is not directly related to this third cointegration relationship.

This paper differs from previous work along three dimensions. First, we exclusively focus on household debt in Luxembourg.¹²⁷ Second, we take into account the LTV ratio and the share of adjustable rate mortgages since theory suggests potential linkages between household debt and these variables. Third, we account for the fact that the underlying variables might themselves not be at “sustainable” levels. If debt levels are positively correlated with house prices, then high household debt levels may be observed during house price booms that also deviate from economic fundamentals.

Structural models demonstrate that macroprudential policies can influence household indebtedness when collateral constraints are present (Iacoviello (2005)). Macroprudential policies, such as caps on the LTV ratio, directly influence the collateral constraint, which determines the amount of debt. Alpanda and Zubairy (2017) rely on a DSGE model to analyze those policies best suited to reduce household debt and they compare monetary with fiscal and macroprudential policy. According to their estimates, tightening of LTV caps and reducing mortgage interest rate deductions are the most effective tools to reduce household debt. Turdaliiev and Zhang (2017) study the Canadian case in a small open economy DSGE model. They also find that macroprudential policies exhibit less negative side effects than monetary policies when policymakers aim for lower household debt levels. Drawing on panel data sets, Cerutti, Classens and Laeven (2017) and Akinci and Olmstead-Rumsey (2018) provide empirical evidence that macroprudential policy measures can influence household credit.

According to the literature, low interest rates, financial liberalization, and house price appreciation are the main factors that increase household debt. Our estimation results suggest that house prices are among the main determinants of household debt, while the role of interest rates is of minor importance in Luxembourg. Disposable income is a possible factor that increases household debt, but our results suggest that in Luxembourg disposable income and household indebtedness are only weakly related. The estimation results also provide evidence that declining LTV ratios have a negative influence on debt. Hence, the use of macroprudential policy measures, such as borrower-based measures, that decrease LTV ratios can reduce household debt.

In this study, we address the question of how much LTV ratios must be reduced to reach a level of debt that we identify as being “sustainable” for Luxembourg.

The remainder of the paper is organized as follows. Section 2 provides an overview of the variables that explain household debt and defines *ad-hoc* fixed thresholds to distinguish between “unsustainable” and “sustainable” levels of household debt. Section 3 introduces the data set. Section 4 analyses the research questions using an OLS model, and Section 5 provides the results from a VECM model. Section 6 addresses the nexus between household indebtedness and the loan-to-value ratio. Section 7 concludes.

2. HOUSEHOLD DEBT IN THEORY

As outlined above, household debt has increased considerably in Luxembourg since 1999. Before identifying which variables drive this trend, we first assess possible contributing factors.

¹²⁷ Büyükkarabacak and Valev (2010) claim that indebtedness of households is a better risk indicator than indebtedness of the corporate sector.



One contribution of our analysis is that we assess whether the current level of household indebtedness in Luxembourg deviates from its long-run “unsustainable” level. To do so we compare the current household debt level with the maximum amount of debt that is “sustainable”. When the current debt level is below (above) this threshold, it is considered as “sustainable” (“unsustainable”). Various methods are used to identify this threshold.

2.1 DETERMINANTS OF HOUSEHOLD DEBT

The life cycle hypothesis (LCH), the permanent income hypothesis (PIH) as well as real business cycle (RBC) and DSGE models are approaches that explain household debt development from a theoretical viewpoint. The LCH by Modigliani and Brumberg (1954) and the PIH by Friedman (1957) state that households seek to smooth consumption over their life cycle. Income can be thought of as an “inverted U-shaped” function of age, because it is low before working-life and during retirement. Hence, agents borrow before working-life, when current income is below their desired consumption (e.g., through student loans). During working-life, they first pay back these loans and then begin to save for retirement. However, the linkage between household debt and age is primarily relevant at the individual household level. Since we take a macroeconomic perspective, where overlapping generations are present, the age effects of individual agents are assumed to be negated, on average, at any point in time.

Nevertheless, the LCH and the PIH help to explain how aggregate household debt develops when the underlying macroeconomic variables change. In fact, all four theories state that agents aim to maximize intertemporal utility by smoothing their consumption path. They use debt to decouple consumption from current income levels. If current income falls while expected future income remains stable, agents borrow to partly offset the drag on consumption resulting from a negative income shock (Barba and Pivetti (2009)). However, in the real world, where frictions are present, the relationship between debt and income is more complex. For a lender, an agent’s disposable income also serves as an indicator of whether the borrower can repay their debt. Hence, borrowers are able to take on higher debt levels when disposable income is high. The two opposing effects of income on household debt can be disentangled by considering different time horizons. In RBC models, reductions in disposable income only lead to more debt if they are temporary. In contrast, the lender focuses on debt sustainability, which is a long-run concept. In the analysis below, we use an HP-filter to disentangle short-run deviations from the long-run trends in disposable income.

Interest rates may also play a key role. Since debt financing is cheaper when interest rates are low, the level of new loans is inversely related to the interest rate. Besides this effect on new loans, the interest rate also affects existing loans with adjustable-rate mortgages (ARM). Increases in the interest rate lead to a higher debt burden for those households that hold mortgage debt with a variable rate, (Meng, Hoang and Siriwardana (2013)). This means that the sign of the overall interest rate semi-elasticity is theoretically unclear. In Section 4.2, we will disentangle the two channels by the implementation of an interaction term that considers the product of the interest rate and the ARM share.

As the majority of household debt in Luxembourg is mortgage debt¹²⁸, house prices also play an important role in Luxembourg household debt dynamics. When house prices rise, the amount of debt needed to purchase a house increases, if households do not have the necessary funds to purchase a dwelling outright. Furthermore, homeowners can increase their debt level if the value of their collateral

¹²⁸ In Luxembourg, the share of mortgage debt to total household debt has increased from 61 % in 2000 to 80.3 % in 2020Q4. Household mortgage debt-to-disposable income was 132.1 % in 2020Q4.

increases, (Wadhvani (2002)). Analogously, an increase in households' assets, and therefore available collateral, can also lead to higher debt levels.

Finally, in some cases, financial deregulation has also boosted household debt levels (Rinaldi and Sanchis-Arellano (2006)). On an individual household level, fewer households reach their borrowing constraint. On an aggregate basis, households were able to increase their debt levels, although their income and asset levels remained unchanged. This translates into higher LTV ratios.

2.2 "SUSTAINABLE" DEBT LEVELS

For the purpose of this work, the maximum amount of "sustainable" debt can be derived from either empirical or theoretical models (e.g. accounting identities) or via *ad-hoc* thresholds. In this section, we adopt a number of ad-hoc thresholds taken from the literature on household debt that can help to identify "sustainable" debt-to-income ratios. In Section 5.1, we further apply an empirical model that also yields a time-varying sustainable debt level.

The Macroeconomic Imbalance Procedure Scoreboard (MIPS) suggests a threshold for private sector debt-to-GDP of 133 % as a "sustainable" level. The threshold is set at 133 % based on the upper quartile of the distribution of the ratio of private sector debt-to-GDP of all EU Member States during the period from 1995 to 2007, i.e., before the beginning of the financial crisis (European Commission (2012) and European Commission (2018)). This translates into a value of household-debt-to-disposable income of 77.49 % for Luxembourg when averages of the disposable income-to-GDP ratio and the household-to-total private debt ratio over that period are considered.¹²⁹

The 1995-2007 data period omits the recent low interest rate environment. Following the argumentation above, low interest rates may potentially increase the level of sustainable debt. We therefore calculate a threshold that is based on the 1995Q1-2020Q1 sample. In this period, the upper quartile of the distribution of the ratio of private sector debt-to-GDP of all EU Member States is 158 %, so that the threshold increases to 83.35 %.¹³⁰

Bouis, Christensen and Cournède (2013) and Cuerdo *et al.* (2013) suggest relying on pre-housing boom values. Building on the MIPS' threshold, Cuerdo *et al.* (2013) define country-specific thresholds by computing the upper quartile of the distribution of the ratio of private sector debt-to-GDP on a national basis during the period 1994-2007. Following their approach, the "sustainable" debt threshold resulting from an upper quartile of the debt-to-disposable income in Luxembourg during the years from 1999 to 2007 is 104.59 %.

Bouis, Christensen and Cournède (2013) consider debt-to-GDP values in 2000 "sustainable". According to their approach, household debt-to-disposable income in Luxembourg must be below 82.43 % to be "sustainable". Alternatively, one can take a cross-country perspective. In 2018, the average debt-to-disposable income ratio in the euro area was 93.52 %. The upper quartile for euro area Member States is 114.06 %.¹³¹ Cuerdo *et al.* (2013) further consider a leverage perspective. They suggest that debt is only "sustainable" if it moves in tandem with assets since the latter can serve as a buffer. In this respect, financial assets can be sold and mortgages can serve as collateral. They assume that the debt-to-assets

¹²⁹ The data comes from the BCL website and Statec.

¹³⁰ The MIPS calculation is based on a sample that excludes Croatia, as it entered the EU in 2013. To be consistent, we also exclude Croatia in the construction of the value for the 1995-2020 sample.

¹³¹ Due to data availability, Greece and Malta are not included in the sample.

level was “sustainable” in 2000, i.e., before the housing boom. Under their definition of “sustainable”, debt-to-asset ratios should not exceed 32.01 % in Luxembourg. From 2001Q1 to 2020Q1, this ratio would have been reached, if the debt-to-disposable income ratio was 119.29 % on average.

Table 1:

“Sustainable” Debt-to-disposable income ratios in Luxembourg

MEASURE	DEBT-TO-DISPOSABLE INCOME IN %
Upper quartile of the distribution of the ratio of private sector debt-to-GDP of all EU Member States from 1995 to 2007 (2020).	77.49 (83.35)
Upper quartile of the debt-to-disposable income ratio in Luxembourg from 1999 to 2007 (2020).	104.59 (160.25)
Debt-to-disposable income in Luxembourg in 2000.	82.43
Average debt-to-income ratio in the euro area in 2018.	93.52
Upper quartile of debt-to-income ratios of euro area member states in 2018.	114.06
Sustainable debt-to-asset ratio in Luxembourg.	119.29

Below, we compare actual debt-to-income values with the “sustainable” levels from Table 1. While the upper quartile of debt-to-income ratios of euro area member states in 2018 provides a cross-country view, the upper quartile of the debt-to-disposable income ratio in Luxembourg from 1999 to 2007 provides a national perspective. Finally, the leverage perspective is considered based on debt-to-asset ratios.

3. DATA

The data used in this study stems from several sources. All variables are measured in real terms and are seasonally adjusted, if applicable. The sample considered varies according to the underlying variables. The LTV ratio is the limiting factor for the data period. Whenever it is included, the sample starts in 2005Q1 and ends in 2020Q1. For models omitting the LTV ratio, the sample begins in 1999Q1.

Household debt and assets, as well as total private debt, are taken from the BCL database. Data for household disposable income, the share of adjustable rate mortgages and the house price index are BCL estimates. The mortgage rate is from the ECB Statistical Data Warehouse. For LTV ratios, we merge BCL estimates with data from the Commission de Surveillance du Secteur Financier (CSSF). Data on population size was obtained from Statec Luxembourg. Some variables deserve further attention. Household debt is a stock variable, while disposable income is a flow variable. When considering debt-to-income levels, the vast majority of the literature uses annual income levels. For comparability reasons, disposable income is annualized when we refer to debt-to-disposable income.

As outlined in Section 2.1, the impact of disposable income on household debt depends on whether income changes are permanent or transitory. For the OLS estimations, we disentangle permanent from transitory changes with the HP-filter. We set λ to 400,000 as this describes the credit cycle (ESRB (2014)). To account for the fact that changes in the population size can influence the amount of disposable income, we focus on per capita values. Furthermore, the log of per capita income is considered. In this manner, the coefficient associated with the trend in Section 4.2 provides the sensitivity of the dependent variable to per capita income increases.

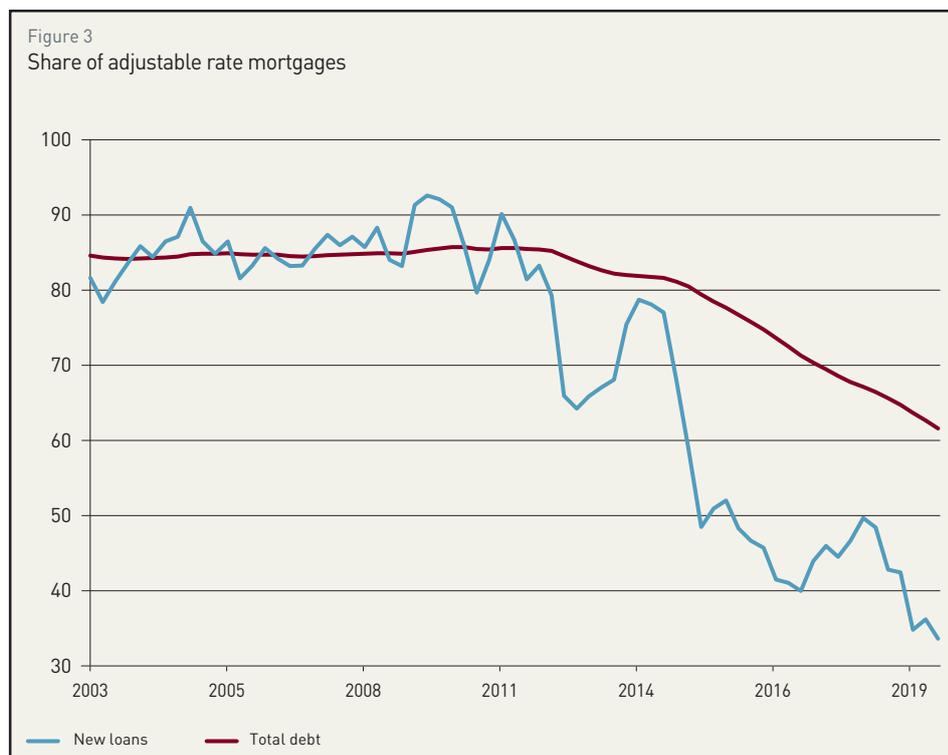
As described above, ARMs mean that debt obligations from previous periods vary according to the current interest rate. However, the available time series provides the share of new loans. We therefore have to construct a series that represents the share of ARM out of the stock of debt.¹³²

Two assumptions are needed to construct this time series. Figure 3 shows how the ARM share of new loans evolves over time. From 2003 until 2012Q2 the ARM share was relatively stable at around 85 %. After this period, the time series displays a negative trend as well as more volatility. The first assumption is that at the beginning of the sample, i.e., in 2003Q1, the share of ARMs in the stock of mortgage debt was 85 %. The total amount of new loans is the aggregate of the flow of mortgage debt and the amount of credit that has been repaid. The former is derived by taking differences of the stock variable, while the latter calls for a second assumption. More precisely, we assume that the average maturity of the stock of mortgage debt is 15.3 years throughout the sample. The value corresponds to the average maturity in the Household Finance Consumption Survey's third wave. With these variables, we construct a weighted average for the ARM share according to Equation (1). Hereafter, ARM_t^{stock} (ARM_t^{nl}) is the ARM share for the stock of debt (new loans) at time t . NL_t and $Amort_t$ are the amount of new loans and the absolute size of the amortization, respectively.

$$ARM_t^{stock} = \frac{ARM_{t-1}^{stock} (Debt_{t-1}^{stock} - Amort_t) + ARM_t^{nl} * NL_t}{Debt_{t-1}^{stock} - Amort_t + NL_t} \quad (1)$$

Juselius and Drehman (2015) show that the mortgage rate of the stock of mortgage debt is better suited to estimate long-run relationships in a VECM. They obtain a stock mortgage rate by smoothing the flow series using an auto-regressive component of 0.7. They argue that this rate closely matches the U.S. effective lending rate from the Bureau of Economic Analysis data. When we use the VECM in Section 5.2, we follow their approach.

Regarding LTV, data from the banks are the preferred option. However, data reported to the CSSF is limited. In fact, only three data points are available on a bi-annual frequency, those are the second semester of 2018 and 2019 and the first semester of 2019. This data set is merged with the LTV ratio from internal BCL estimates to obtain a longer time series, at a quarterly frequency from 2005Q1 to 2020Q1. Both variables show similar movements among the data points available. Starting from 2018S2, we first observe a drop in the LTV ratio before it increases in 2019S1. We combined the two sources as follows. First, we always assign the LTV ratios from the CSSF to the second quarter within a semester. Second, we fill the two gaps between the three assigned values by a



¹³² Due to the autoregressive structure of the ARM share for new loans, the results shown below are similar for both ARM shares.

linear interpolated value. Third, we rebase the values of the BCL estimates with the ratio provided by the CSSF in 2018S2.

4. EMPIRICAL EVIDENCE FROM AN OLS APPROACH

Our main objectives are (i) to analyze if household debt is “sustainable”, (ii) to identify which variables influence household debt and (iii) to relate levels of household debt to LTV ratios. We start with unit root and cointegration tests that check whether household debt is in line with economic fundamentals. In Section 4.2, we rely on an OLS model to analyze whether we find empirical support for the aforementioned debt-related hypotheses.

4.1 INCOME AND LEVERAGE PERSPECTIVE

Household indebtedness can be considered as “unsustainable” if it deviates from its long-run value that is justified by economic fundamentals. From an income perspective, debt can be considered as “unsustainable” if the discounted future disposable income is insufficient to pay all debt. Alternatively, debt and disposable income should be cointegrated. We perform Johansen tests¹³³ with log per capita debt and log disposable income per capita as the only variables.¹³⁴ Table 2 displays the eigenvalues for different estimates. None of the null hypotheses can be rejected at the 5 % significance level. This suggests that per capita debt and disposable income per capita are not cointegrated in Luxembourg.

Table 2:

Johansen Cointegration tests

NO. OF CE(S)	INTERCEPT, NO TREND		INTERCEPT, LINEAR TREND	
	1 LAG	4 LAGS	1 LAG	4 LAGS
None	0.049	0.048	0.081	0.269
At most 1	0.020	0.010	0.043	0.042

Source: BCL. The numbers represent eigenvalues. ***, ** and * display eigenvalues that are different from zero on a 1 %, 5 % and 10 % significance level. We consider MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values and always display the lower p-value from the trace test or the maximum eigenvalue test.

From a leverage perspective, debt is “unsustainable”, if it increases more than households’ assets for a prolonged period of time. Figure 4 shows the development of the debt-to-assets ratio in Luxembourg. This ratio shows an increasing trend over time. An Augmented Dickey-Fuller (ADF) test¹³⁵ confirms that it is not stationary around a constant.

4.2 DRIVERS OF HOUSEHOLD DEBT IN LUXEMBOURG

In this section, we identify the determinants of household debt. In Model I (Model II), household debt to disposable income (per capita debt) serves as the regressand. For the assessment, we use the OLS estimation shown in Equation (2). The endogenous variable, Y_t , is explained by its lagged value and a set of lagged exogenous variables, X_{t-j} . The list of explanatory variables includes (log) house prices, the mortgage rate, an interaction term of the mortgage rate with the ARM share, the ARM share separately, the LTV ratio and the squared LTV ratio. For Model II, the trend and the cyclical component of disposable

133 The test is outlined in Johansen (1991) and Johansen (1995).

134 Note that cointegration is a long-run concept. It is therefore unnecessary to differentiate between the cyclical and the trend component of income.

135 The ADF test roots on Dickey and Fuller (1979).

income complete the set of explanatory variables. We apply Newey-West standard errors to address issues related to endogeneity and serial correlation.

$$Y_t = \alpha + \lambda X_{t-1} + \beta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

Table 3 outlines the regression results for both models. In line with theory, real house prices and the lag of the dependent variable explains the evolution of household debt in both regressions. This result is significant at the 5 % level. While the coefficient for LTV is positive, the negative coefficient of LTV² suggests a non-linear influence of LTV ratios. The two coefficients are only significant in Model II, which generally shows more plausible results. In Section 6, we further discuss the role of the LTV ratio. The regression results also suggest that a higher share of ARMs increases debt. This finding is significant at the 10 % level in both Models.

The mortgage rate and the interaction term display the expected signs and are significant for Model II. Lower interest rates have two effects. They reduce debt service payments for those households holding mortgage debt with a variable rate contract. However, lower interest rates increase the incentive for households to take on more debt. In Table 3, the interest rate effect for households with an ARM contract is captured via the interaction term, while the mortgage rate provides incentives for households to take on new debt. The semi-interest elasticity shows that the former effect dominates the latter effect. Moreover, if the interaction term is omitted, the coefficient for the mortgage rate is positive for both models.

At a first glance, the coefficients in Model I seem counterintuitive. However, the dependent variable is a ratio and interest rates are likely to affect both the numerator and the denominator. The positive coefficient on the mortgage rate likely stems from a negative reaction of disposable income to the mortgage rate. Changes in the monetary policy stance can potentially explain this negative relationship. In this respect, declines in the interest rates boost output and thereby disposable income. Furthermore, the inflation component in the real interest rate might play a role. In theory, debt as well as income are both negatively affected by an increase in inflation (Debelle (2004)). When the effect on disposable income is disproportionately strong, e.g., due to the bracket creep effect¹³⁶, higher inflation rates increase the debt-to-disposable income ratio. On average, the interest rate



Source: BCL Calculations

136 The bracket creep describes a situation when inflation pushes households into higher income tax brackets although their real earnings before tax have not increased at a similar pace.

semi-elasticity is 0.59 in Model I and 0.40 in Model II. However, as outlined above the ARM share has decreased considerably over the last decade. In fact, it was 0.61 in 2020Q1, yielding semi-elasticities of 2.77 and -1.17 in Models I and II.

We find that the two aforementioned interest rate channels exist in Model II. The overall effect of interest rate changes strongly depends on the ARM share. However, it is unlikely that declining interest rates are the primary source for the increases in debt. As expected, households are able to accumulate more debt when they rely on contracts with an adjustable rate, although the coefficient is not significant. The fact that neither the trend nor the cyclical component of disposable income is significant in Model II. This is in line with our findings from Section 4.1 and adds to the discussion that household indebtedness deviates from its long-run value. The lag of the dependent variable is incorporated in the regression's RHS and alone explains 97.9 % of the variations of the dependent variable in Model I.

Table 3 :

Regression Results: The left (right) panel describes the results of Model I (Model II)

DEP. VARIABLE: HH DEBT/DISP. INC.			DEP. VARIABLE: HH DEBT PER CAPITA (LOG)		
VARIABLE	COEFFICIENT	P-VALUE	VARIABLE	COEFFICIENT	P-VALUE
Const	-292.90	0.020	Const	-3113.64	0.106
LTV	4.121	0.170	LTV	7.481	0.002
LTV^2	-0.026	0.196	LTV^2	-0.048	0.004
Mortgage Rate	10.119	0.049	Mortgage Rate	-6.455	0.081
Mo. Rate*Share of ARM	-0.120	0.054	Mo. Rate*Share of ARM	0.086	0.062
Share of ARM	0.276	0.049	Share of ARM	0.366	0.053
House Pr. (log)	0.308	0.002	House Pr. (log)	0.365	0.000
Hh Debt/Disp. Inc.	0.787	0.000	Hh Debt per Capita (log)	0.465	0.001
			Disp. Income Cycle (per Capita)	0.013	0.944
			Disp. Income Trend (per Capita)	3.063	0.111
Inter. Rate Semi-Elasticity	0.590	0.041	Inter. Rate Semi-Elasticity	0.398	0.161
[Assumption: Share of ARM equals its average (79.69)]			[Assumption: Share of ARM equals its average (79.69)]		
R ²	0.991		R ²	0.995	

Source: BCL.

5. LONG-RUN EFFECTS

After establishing some preliminary empirical findings in Section 4, we now turn to a VECM model. The advantage of the VECM is that it directly identifies short-term and long-term relationships between the underlying variables. In this manner, we are able to assess how the considered variables have contributed to increasing household debt levels. Furthermore, the VECM approach allows us to identify time-varying "sustainable" debt levels.

5.1 METHODOLOGY

The VECM is a restricted Vector Autoregression (VAR) model that is capable of dealing with non-stationary variables when they are cointegrated. Consequently, under the requirement that at least one cointegration relationship exists, all time series can enter as endogenous variables. Hence, we first

check for stationarity in all variables that enter the VECM. Afterwards we rely on the Johansen test to detect how many cointegration relationships, r , are present.

As described above, the VECM combines short-run with long-run relationships of the endogenous variables. After establishing a long-run equilibrium, it outlines how deviations from this equilibrium feed back on the dependent variables. This feedback-loop ensures that the variables will adjust to the equilibrium again. Equation (3) describes the VECM.

$$\Delta Y_t = v + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (3)$$

where Y_t is a $K \times 1$ vector of endogenous variables and Δ is the difference operator. The vector v is for constant effects. The vector Γ_i captures the effects of lagged changes in the endogenous variables. The parameter p fixes the number of lags in the underlying VAR.¹³⁷ The error term ε_t has zero mean and is iid. The special feature of the VECM is the matrix Π , which determines long-run relationships. The number of cointegration relationships yields the rank r of the matrix. A valid VECM requires $0 < r < K$. The matrix Π can be decomposed into two $K \times r$ matrices α and β , i.e., $\Pi = \alpha\beta'$. The cointegration relationship is given by $\beta'Y_t$ and α describes how the model adjusts to deviations from the long-run equilibrium.

However, the VECM needs to be uniquely identified. In fact, it requires at least r^2 restrictions. Those restrictions can either be imposed on α or on β . We will discuss the restrictions we impose in the next section.

5.2 “SUSTAINABLE” DEBT LEVELS FROM A VECM

As mentioned in Section 2, we now compare the thresholds for “sustainable” debt stemming from *ad-hoc* values from the literature with those from a VECM. The underlying theory closely follows Juselius and Drehmann (2015). They claim that two long-run relationships help to identify “sustainable” debt levels, i.e., leverage and the debt service burden. Under the leverage hypothesis from above, debt and house prices (or assets) have to move in tandem over the long-run.

The debt service burden is closely related to the income perspective. Expected future income has to be high enough to service future interest payments and amortizations. When the interest rate applicable to the debt stock increases, agents find it more difficult to pay back their debt.¹³⁸ Therefore, debt levels have to decrease in the long-run. This shows that there exists a cointegration relationship between debt and interest rates, according to which the two variables negatively influence one another. Put differently, the debt service burden has to be constant in the long-run. It follows that debt is only “sustainable” when both long-run relationships hold.

¹³⁷ The lag length of this VECM notation is one period shorter than that of conventional VARs as we use the difference operator.

¹³⁸ Juselius and Drehmann (2012) find that the debt service ratio is a good indicator for an upcoming financial crisis.

Table 4 :

Cointegration tests

	4 VARIABLES VECM			3 VARIABLES VECM			
	OLS	OLS	FE	OLS	FE	FE	
r=0		0.1947	0.0439	0.3774	0.1451	0.1426	0.2640
r<1		0.1779	0.0622	0.1441	0.0982	0.2667	0.2033
r<2		0.1076	0.1924	0.1963	0.0005	0.8204	0.8204
r<3		0.0119	0.2993	0.2993			

Source: BCL.

As outlined above, we need two cointegration relationship conditions to differentiate between the leverage and the debt service burden view. In this section, we use both a three and a four variable VECM. In the three variable model, the household debt-to-disposable income ratio, the mortgage rate on the debt stock and the (log) house price index are the endogenous variables. In the four variable model, we substitute the debt-to-income ratio with the two underlying time series. Hence, we add (log) per capita household debt and disposable income to the list of variables. We focus solely on real variables.

We look at the number of cointegration relationships within the VECM as displayed in Table 4. The four variable VECM points to two cointegration relationships when a 10 % significance level is applied and the lag length of the underlying VAR, p , is set to three as suggested by the Akaike information criteria.¹³⁹ The hypotheses of no, and at most one, cointegration relationship is rejected when applying the trace test. Hence, we conclude that two cointegration relationships describe the model reasonably well. In contrast, the three variable model does not suggest any cointegration. Therefore, we retain the four variable model.

The two cointegration relationships in the four variable VECM describe the leverage and the debt service burden perspective. This means we have to impose at least four restrictions on \mathbf{a} and \mathbf{B} from Equation (3). In line with Juselius and Drehmann (2015), we only restrict \mathbf{B} . Let β_{lev} and β_{dsb} be the first and second column in β and let β_{lev} (β_{dsb}) describe the leverage perspective (the debt service burden perspective). Equation (4) lists our set of restrictions stemming from the following theoretical considerations. Juselius and Drehmann (2015) look at debt-to-GDP levels and restrict them to one. Since we focus on "sustainable" household debt levels, we restrict the coefficients on debt, i.e. β_{lev} and β_{dsb} , to one. However, when we consider the two hypotheses, we have to ensure that debt is not increasing due to increases in income. Hence, we restrict the coefficients in β_{lev} and β_{dsb} that correspond to income to zero as well. Two further restrictions are necessary to disentangle the two perspectives. They directly follow from Juselius and Drehmann (2015). Therefore, the parameter describing the mortgage rate (the house price index) has to be zero in β_{lev} (β_{dsb}). This leaves us with the following specification of \mathbf{B} , where β_{lev}^{hpi} and β_{dsb}^{rate} are parameters that the model estimates.¹⁴⁰

$$\beta' Y_t = \begin{pmatrix} \beta_{lev} \\ \beta_{dsb} \end{pmatrix} Y_t = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & \beta_{lev}^{hpi} \\ 1 & 0 & \beta_{dsb}^{rate} & 0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} debt_{t-1} \\ income_{t-1} \\ rate_{t-1} \\ hpi_{t-1} \end{pmatrix} \quad (4)$$

The upper panel of Table 5 displays the coefficient estimates for the cointegration vectors β_{lev} and β_{dsb} . The coefficients β_{lev}^{hpi} and β_{dsb}^{rate} have signs that are in line with the leverage and the debt service burden

139 The results are not sensitive to changes in the lag length.

140 The variables in Y_t are household debt, disposable income, the mortgage rate of the debt stock and the house price index.

perspective. Both coefficients are statistically different from zero. We obtain a high interest rate semi-elasticity, because we consider real interest rates where the inflation rate does not crowd out the effects. The coefficient β_{lev}^{hpi} shows plausible results. When real house prices increase by 1 %, household debt per capita rises by 1 % in the long-run.

The lower panel in Table 5 outlines the short-run dynamics of the model. As we are primarily interested in long-run effects, we present evidence of the two co-integration relationships. We label deviations from the two cointegration relationships \widetilde{lev} and \widetilde{dsb} . The model is only valid when debt reacts to deviations from the equilibrium relationships in a way that it approaches equilibrium long-run. Hence, deviations from the leverage and the debt service burden vector should negatively impact changes in debt for given mortgage rates and house prices. Put differently, a positive leverage or debt service gap depresses credit growth. Indeed, we find a negative coefficient for the leverage vector (first column). For the debt service burden vector, we observe a statistically insignificant coefficient.

The impact of the error correction terms on the other variables matches Juselius and Drehmann's (2015) estimates. In particular, they find that \widetilde{lev} does not significantly affect any of the other variables and that debt service burden deviations significantly affect interest rates negatively. They argue that this reflects monetary policy responses to elevated debt levels.

Table 5:

VECM Results of the four variable Model

PANEL A: COINTEGRATION EQUATIONS					
COINTEGRATING EQ:	$debt_{t-1}$	$income_{t-1}$	$rate_{t-1}$	hpi_{t-1}	Const.
β_{lev}	1	0	0	-0.987	-622.29
T-statistic				[-17.302]	
β_{dsb}	1	0	29.895	0	-1112.13
T-statistic			[3.636]		

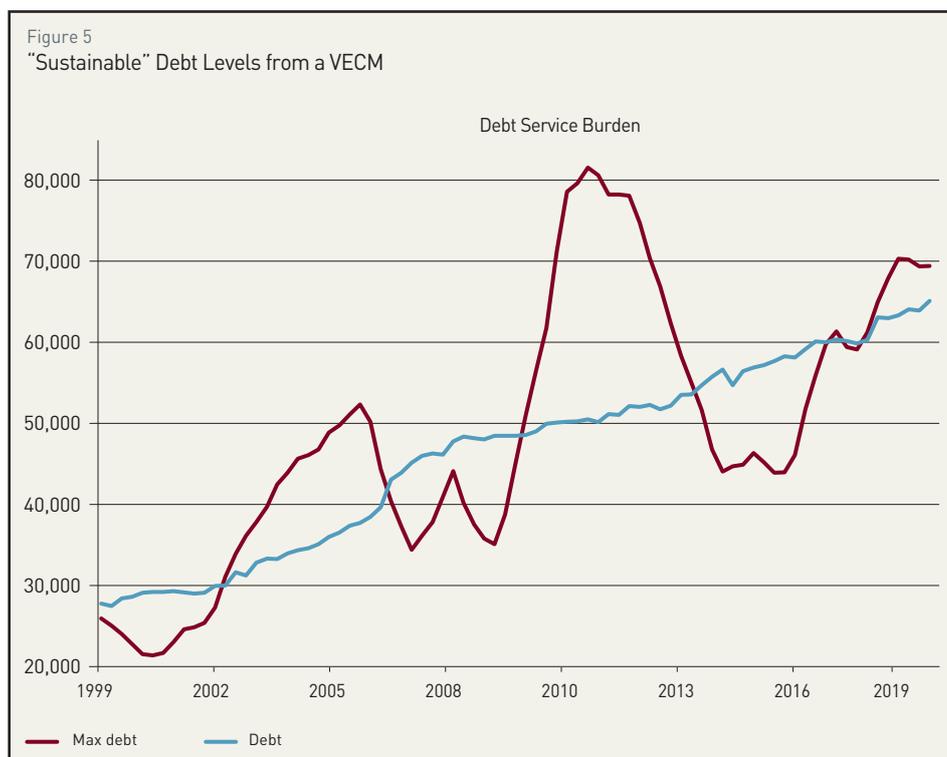
PANEL B: SHORT-TERM DYNAMICS					
ERROR CORRECTION:	$\Delta(debt_t)$	$\Delta(income_t)$	$\Delta(rate_t)$	$\Delta(hpi_t)$	
\widetilde{lev}	-0.1142	-0.0149	0.0005	-0.0153	
T-statistic	[-4.012]	[-0.913]	[0.238]	[-0.831]	
\widetilde{dsb}	0.0022	0.0047	-0.0025	-0.0038	
T-statistic	[0.242]	[0.891]	[-3.426]	[-0.632]	

With the estimates from Equation (4), we can now evaluate whether current household debt levels are "sustainable". We therefore compare the actual (log) per capita household debt levels with those resulting from the two cointegration relationships as in Equations (5) and (6). Note that we multiply β_{lev}^{hpi} by sustainable real house prices provided by Ferreira Filipe (2018) in order to correct for the overvaluation of house prices. The reason is that "sustainable" debt levels could be artificially high when house prices are overvalued, i.e. they are higher than justified by economic fundamentals, see Cuerpo (2013).

$$\widetilde{debt}_{lev,t}^{max} = -const_{lev} - \beta_{lev}^{hpi} hpi_t \quad (5)$$

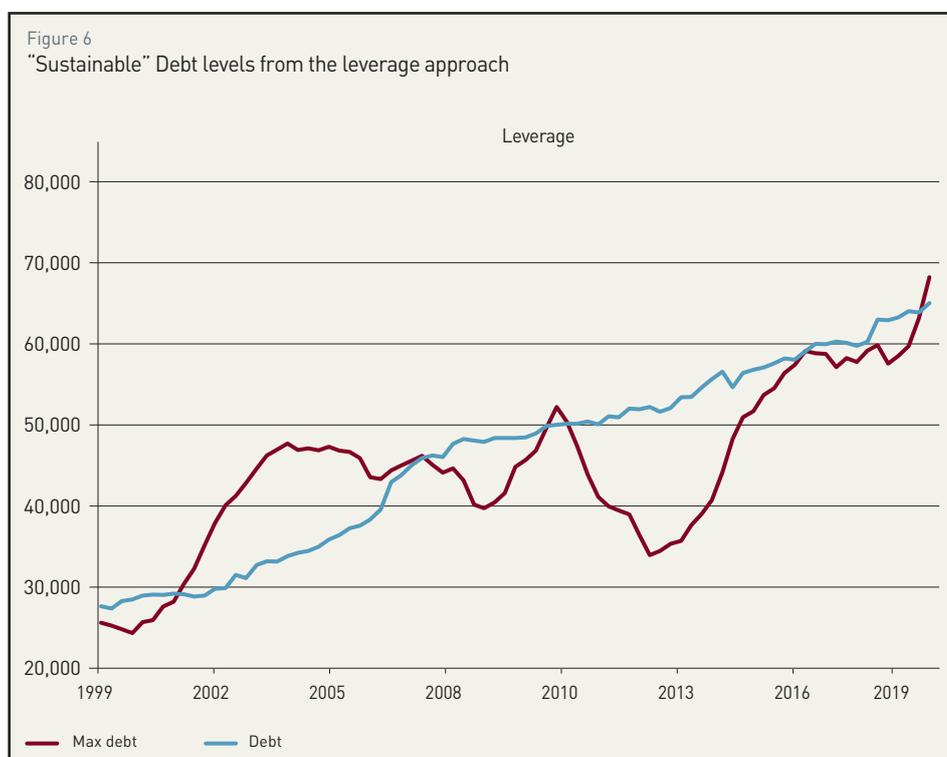
$$\widetilde{debt}_{dsb,t}^{max} = -const_{dsb} - \beta_{dsb}^{rate} rate_t \quad (6)$$

Figure 5
"Sustainable" Debt Levels from a VECM



Source: BCL calculations.

Figure 6
"Sustainable" Debt levels from the leverage approach



Source: BCL calculations.

Figures 5 and 6 show the development of the two cointegration relationship equations and the (log) per capita debt over time. Figure 5 shows the maximum "sustainable" level of debt according to the debt service burden while figure 6 shows the maximum amount of leverage relationship. Recall that household debt may be "unsustainable" when one of the two cointegration equations deviates from the long-term value. We observe that under the leverage perspective, debt levels until 2019Q4 were indeed "unsustainable". However, in 2020Q1, household debt converged towards its fundamental value for the first time since 2011Q1. The debt service burden suggests that debt is still close to, but below, its maximum "sustainable" amount. Moreover, Figure 5 shows that there had also been periods where the debt service burden was "unsustainable". Most notably, both variables were at "unsustainable" levels before and during the Great Recession as well as during the subsequent European Sovereign Debt Crisis.

5.3 IDENTIFYING OTHER VARIABLES CONTRIBUTING TO RISING DEBT LEVELS

In Section 4.2, we found that household debt was driven by reductions in the LTV ratio. We now reevaluate our findings with a VECM framework. We again rely on a model where (log) per capita debt and (log) disposable income are separately integrated in the model.

Table 6 :
ADF tests for additional variables

	CONSTANT		CONSTANT & TREND	
	LEVEL	1 ST DIF	LEVEL	1 ST DIF
Loan-to-Value Ratio				
Lags	0	0	0	0
Test stat.	-1.7283	-9.3668	-2.6463	-9.3804
Prob.	0.4121	0.0000	0.2622	0.0000
Mortgage Rate (New Loans)				
Lags	0	0	1	0
Test stat.	-2.4411	-11.827	-3.5374	-11.855
Prob.	0.1322	0.0000	0.0388	0.0000
ARM share				
Lags	1	1	1	1
Test stat.	1.1818	-0.8533	-0.1169	-3.2923
Prob.	0.9978	0.7969	0.9936	0.0765

Table 6 outlines the unit root test for the additional variables. While the LTV ratio and the mortgage rate are also trend-stationary. The ARM share is only I(1) when a trend is added.¹⁴¹

We introduce two more variables to obtain a six variable model. We perform Johansen tests to identify the number of possible cointegration relationships, as shown in Table 7. In line with the Akaike information criterion, we account for the loss of degrees of freedom associated with the higher number of variables by reducing the lag length to two. The Maximal Eigenvalue Test points to one cointegration relationship at the 95 % confidence level. The results of the Trace Test are less clear. The underlying theory requires us to have one or two cointegration vectors. We estimate the models for $r=1$, treating the results with caution as a different number of cointegration relationships is not implausible.

Table 7:
Cointegration tests five and six variable models

NO. OF COINTEGRATIONS	EIGENVALUE	6 VARIABLES VECM P-VALUE (TRACE TEST)	P-VALUE (MAX. EIGENVALUE TEST)
$r=0$	0.5227	0.0010	0.0234
$r \leq 1$	0.3593	0.0273	0.3317
$r \leq 2$	0.3349	0.0579	0.1474
$r \leq 3$	0.2086	0.2214	0.4011
$r \leq 4$	0.1393	0.2847	0.3118
$r \leq 5$	0.0213	0.2642	0.2642

¹⁴¹ Note that in 4.2, we also disentangled the effects of interest rate changes on new loans from their effects on the stock of debt with an interaction term. Specifically, the interaction term is the product of the mortgage rate and the ARM share. We refrain from the interaction term now as its long-run path is already determined by the long-run reaction of the mortgage rate and the ARM share.

As before, we need two restrictions to ensure that the increases in debt are not due to a contemporaneous increase in income. The impact of all other variables remains unrestricted. With this specification, the model closely resembles the OLS model in 4.2.

$$\beta'Y_t = \left(1 \ 0 \ \beta_{dsb}^{ltv} \ \beta_{dsb}^{rate} \ \beta_{dsb}^{arm}\right) \begin{pmatrix} debt_{t-1} \\ income_{t-1} \\ ltv_{t-1} \\ rate_{t-1} \\ arm_{t-1} \\ hpi_{t-1} \end{pmatrix} \quad (7)$$

Table 8 presents the results of the six variable VECM model.¹⁴² The estimates from both models are qualitatively similar to our findings from Section 4. As before, we see that house price increases are positively associated with household debt. In addition, higher LTV ratios lead to higher debt levels. The real mortgage rate positively affects per capita debt. This is in line with the positive semi-interest rate elasticity observed in 4.2. Recall, that the interest rate affects debt through two distinct channels. Rising interest rates increase the costs for new mortgages, thereby reducing the total amount of mortgage debt. At the same time, debt increases for households that currently have a mortgage credit with a variable interest rate. We observe that the latter effect predominates. Consequently, the recent increase in household indebtedness is not primarily due to the low interest rate environment. Moreover, the ARM share is positively related to debt. All these effects are significant. Most importantly, positive deviations from the cointegration vector negatively affect debt so that a steady state is reached.

Table 8:

VECM Results from the Six Variable Model

PANEL A: COINTEGRATION EQUATIONS							
COINTEGRATING EQ:	<i>debt</i> _[t-1]	<i>income</i> _[t-1]	<i>ltv</i> _[t-1]	<i>rate</i> _[t-1]	<i>arm</i> _[t-1]	<i>hpi</i> _[t-1]	Const.
B	1	0	-1.558	-2.687	-2.602	-2.006	171.28
T-statistic			[-5.443]	[-4.025]	[-8.218]	[-9.847]	

PANEL B: SHORT-TERM DYNAMICS							
ERROR CORRECTION:	Δ (<i>debt</i> _t)	Δ (<i>income</i> _t)	Δ (<i>ltv</i> _t)	Δ (<i>rate</i> _t)	Δ (<i>arm</i> _t)	Δ (<i>hpi</i> _t)	
\widetilde{coint}	-0.2159	-0.0019	-0.0504	0.0229	-0.0023	0.0818	
T-statistic	[-3.891]	[-0.047]	[-1.101]	[1.114]	[-0.365]	[1.697]	

Finally, we check whether the time-varying debt levels hold when we consider the six variable model instead of the four variable VECM from Equation (4). Equation (8) yields the maximum “sustainable” debt level. Again, we correct for the overvaluation of house prices.

$$\widehat{debt}_t^{max} = -const - \beta^{ltv} ltv_t - \beta^{rate} rate_t - \beta^{arm} arm_t - \beta^{hpi} hpi_t \quad (8)$$

142 As before, for the short-run dynamics we only present evidence of the cointegration relationship in Table 8.

Figure 7 displays the corresponding maximum debt levels. The results suggest that household indebtedness in 2020Q1 is above the maximum debt level from the model. Specifically, household indebtedness in 2020Q1 is 1 % above the maximum “sustainable” level. Taking into account the estimates from the OLS model, we show by how much the average LTV ratio has to decline to reduce household indebtedness by 1 %.

6. THE ROLE OF LOAN-TO-VALUE RATIOS

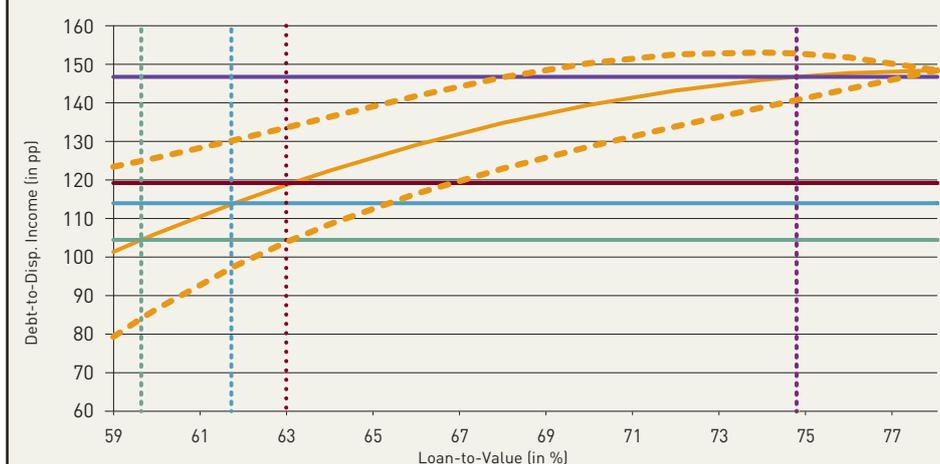
Building on the results from the OLS model in Section 4, we now analyze the nexus between household indebtedness and the loan-to-value ratio. According to Table 3, there is a positive but decreasing effect of the LTV ratio on household debt. In 2020Q1, the average LTV ratio was 78.1 %. Figure 8 shows how different average LTV ratios lead to different debt-to-disposable income ratios while Figure 9 shows log household debt per capita levels along with average LTV values.¹⁴³ We assume that all other explanatory variables are at their historical mean in the analyzed sample. Figure 8 displays the nexus between the average LTV ratio and Luxembourg households’ debt-to-disposable income in the long-run. Figures 8 and 9 therefore show by how much the LTV ratio would have to decrease to reach “sustainable” debt-to-disposable income and debt-per-capita levels, respectively.

143 We refer to the historical mean so that the comparison with the VECM conducted in Section 5 is straightforward.

Figure 7
Sustainable Debt Levels from a seven variable VECM

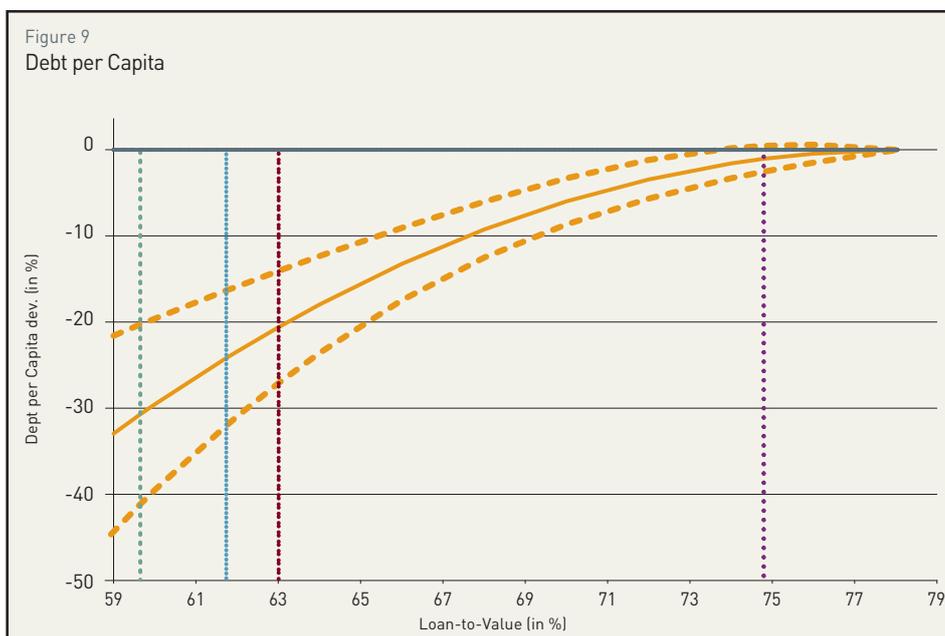


Figure 8
Debt-to-Disposable Income



Source: BCL calculations. Nexus between LTV and debt-to-disposable income in the long-run. The solid orange line indicates the estimated mean response to deviations from this LTV ratio. The dashed orange lines are the 95% confidence bands around the mean. The horizontal purple line displays the “sustainable” debt level from the VECM. To be “sustainable”, debt-to-disposable income needs to decline by 1.7 pp from the 2020Q1 observed value of 172.6% to the purple line at 146.8%. Correspondingly, the average LTV ratio should decline by 3.3 pp from the observed 78.1% to 74.8% as indicated by the intersection of the orange and purple lines. The red, blue and green solid lines indicated sustainable debt levels established in the literature. The green line displays the upper quartile of the debt-to-disposable income ratios in Luxembourg from 1999 to 2007. The blue line is the upper quartile of debt-to-income ratios of euro area member states in 2018. The red line indicates the sustainable level from the leverage-perspective.

Figure 9
Debt per Capita



Source: BCL calculations. The dashed lines highlight which LTV ratios correspond to sustainable debt levels identified in the literature and the VECM. These are 59.61%, 61.73%, 63% and 74.8% for the green, blue, red and purple line, respectively. The results derive from Model II where the log of per capita debt is the dependent variable. The solid orange line outlines by how many percent per capita debt increases or decreases if the economy's average LTV ratio changes in comparison to the 2020Q1 observed value. According to the dashed green, blue, red and purple lines, "sustainable" debt levels are reached when per capita debt decreases by 30.71%, 24.17%, 20.59% and 0.99%, respectively.

According to the upper quartile of the debt-to-disposable income ratios in Luxembourg from 1999 to 2007, the average LTV ratios must be lowered to at least 59.65 % in order for debt to be considered as "sustainable" based on the fixed thresholds from the literature. When setting the threshold based on the upper quartile of debt-to-income ratios of euro area member states (the leverage approach), the LTV ratio must not exceed 61.73 % (63 %). Hence, a reduction of 18.41, 16.32 or 15.05 percentage points from the 2020Q1 average ratio is required for "sustainability" when based on the thresholds from the literature.

According to the VECM results shown in Figure 8, for the household debt level to be below the threshold, the average LTV ratio needs to decline by 3.3 pp. This corresponds to a debt-to-disposable income ratio of 146.8 %, which is the time-varying threshold from the VECM and 1.7 pp. below observed household debt-to-disposable income levels in 2020Q1 (172.6 %).

Consequently, for household debt levels to be considered "sustainable", our results suggest that the LTV ratio has to decline by at least 3.3 pp from the observed 78.1 % to 74.8 % shown in the figure.

Figure 9 shows how the (log) per capita debt would change if these lower LTV ratios were met. Accordingly, the LTV reductions to 59.61 %, 61.73 %, 63 % and 74.8 % result in a decline in per capita debt of 30.71 %, 24.17 %, 20.59 % and 0.99 %, respectively.

However, these results have to be interpreted with caution. As the three fixed thresholds have been adopted from the literature, they do not specifically correspond to Luxembourg's economy. In addition, they do not result from a model estimation and are time-invariant.

7. CONCLUSION

Since 1999, household debt per capita has more than doubled in Luxembourg. This paper identifies the driving forces of this rapid increase via OLS estimations and a VECM model and evaluates whether current debt levels are considered as "sustainable". We find that strong and sustained house price increases and higher LTV ratios are the major contributors to the increases in household indebtedness in Luxembourg. Low interest rates only play a minor role, as two opposing channels almost offset each other during the period considered in this analysis. On the one hand, new loans are more attractive to households when interest rates are low. On the other hand, lower interest rates decrease repayment obligations for households that signed mortgage debt contracts with an adjustable rate. Additionally, we find no evidence that increases in disposable income contribute to increasing household debt levels.

In particular, the fact that household disposable income has not increased at a similar pace as household indebtedness raises potential policy considerations. Cointegration tests suggest that the two variables do not follow a common trend. Juselius and Drehmann (2015) highlight that not only income levels, but also households' assets are important determinants of debt sustainability. In this respect, an ADF test suggests that Luxembourg households' debt-to-assets ratio is non-stationary. We further assess household debt levels by comparing current debt-to-disposable income values with pre-specified fixed thresholds and observe that household debt levels are above these thresholds. Finally, we apply a VECM that also suggests that current household debt levels can be considered as high.

To evaluate how macroprudential policymakers can address rising household debt levels, we examine the linkage between debt and the aggregate LTV ratio. We observe a positive but decreasing relationship. To lower household debt levels, the results of this work suggest that average LTV ratios in Luxembourg should decline by 3.3 percentage points.

Several extensions of the analysis are of interest, but are beyond the scope of this paper. First, we identify "sustainable" household debt levels via fixed ad-hoc thresholds and empirical models. A natural extension is to determine these thresholds using structural models. Second, although high household debt levels result in increased vulnerability to shocks, we do not address this question for Luxembourg households. Third, the work could be extended by taking into account the effects related to tax regimes.

BIBLIOGRAPHY

Akinci, O., & Olmstead-Rumsey, J. (2018). "How effective are macroprudential policies? An empirical investigation". *Journal of Financial Intermediation*, 33, 33-57.

Albuquerque, B., Baumann, U. & Krustev, G. (2014). "Has US Household Deleveraging Ended? A Model-Based Estimate of Equilibrium Debt". ECB Working Paper, no. 1643.

Alpanda, S. & Zubairy, S. (2017). "Addressing household indebtedness: Monetary, fiscal or macroprudential policy?", *European Economic Review*, 92, 47-73.

Barba, A. & Pivetti, M. (2009). "Rising household debt: Its causes and macroeconomic implications-a long-period analysis". *Cambridge Journal of Economics*, 33(1), 113-137.

Barnes, S., & Young, G. (2003). "The rise in US household debt: assessing its causes and sustainability". Bank of England Working Paper, no. 206. *Quarterly Bulletin*, 43(4), 458.

Bouis, R., Christensen, A. K., & Cournède, B. (2013). "Deleveraging: Challenges, Progress and Policies". OECD Economics Department Working Paper, no. 1077.

Büyükkarabacak, B., & Valev, N. T. (2010). "The role of household and business credit in banking crises". *Journal of Banking & Finance*, 34(6), 1247-1256.

Cerutti, E., Claessens, S., & Laeven, L. (2017). "The use and effectiveness of macroprudential policies: New evidence". *Journal of Financial Stability*, 28, 203-224.

Chmelar, A. (2013). "Household Debt and the European Crisis". Research Report, 13. Brussels: European Credit Research Institute.



Cuerpo, C., Drumond, I., Lendvai, J., Pontuch, P., & Raciborski, R. (2013). "Indebtedness, deleveraging dynamics and macroeconomic adjustment". European Commission, Directorate-General for Economic and Financial Affairs.

Debelle, G. (2004). "Household Debt and the Macroeconomy". BIS Quarterly Review, March, 51-64.

Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1979). "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root". *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.

Drehmann, M., Illes, A., Juselius, M., & Santos, M. (2015). "How much income is used for debt payments? A new database for debt service ratios". BIS Quarterly Review, September.

Dynan, K. E. & Kohn, D. L. (2007). "The role of US household indebtedness: causes and consequences". Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series, 2007-37, August.

European Commission (2012). "Completing the Scoreboard for the macroeconomic imbalance procedure: Financial Sector Indicator". European Commission Staff Working Paper, no. 14.

European Commission (2018). "Technical note - Envisaged revision of selected auxiliary indicators of the MIP scoreboard".

European Systemic Risk Board (2014). "Recommendation of the European Systemic Risk Board of 18 June 2014 on guidance for setting countercyclical buffer rates". Official Journal of the European Union, C 293/1.

Emanuelsson R., O. Melander and J. Molin (2015). "Financial risks in the household sector", Sveriges Riksbank, Economic Commentaries, no. 6.

Filipe, S. Ferreira (2018). "Housing prices and mortgage credit in Luxembourg". BCL Working Papers no. 117, Central Bank of Luxembourg.

Friedmann, M. (1957). "A Theory of the Consumption Function". Princeton: Princeton University Press.

Gerali, A., Neri, S., Sessa, L., & Signoretti, F. M. (2010). "Credit and Banking in a DSGE Model of the Euro Area". *Journal of Money, Credit and Banking*, 42, 107-141.

Glick, R., & Lansing, K. J. (2010). "Global household leverage, house prices, and consumption". FRBSF Economic Letter, 1, 1-5.

Iacoviello, M. (2005). "House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle". *American Economic Review*, 95(3), 739-764.

Iacoviello, M. (2015). "Financial business cycles". *Review of Economic Dynamics*, 18(1), 140-163.

Iacoviello, M., & Pavan, M. (2013). "Housing and debt over the life cycle and over the business cycle". *Journal of Monetary Economics*, 60(2), 221-238.

Johansen, Søren (1991). "Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models". *Econometrica*, 59, 1551-1580.

Johansen, Søren (1995). "Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models", Oxford University Press.

Jordà, Ò., Schularick, M., & Taylor, A. M. (2013). "When credit bites back". *Journal of Money, Credit and Banking*, 45(s2), 3-28.

Juselius, M., Borio, C., Disyatat, P., & Drehmann, M. (2017). "Monetary Policy, the Financial Cycle, and Ultra-Low Interest Rates". *International Journal of Central Banking*, 13(3), 55-89.

Juselius, M. & Drehmann, M. (2012). "Do debt service costs affect macroeconomic and financial stability?". *BIS Quarterly Review*, September, pp 21-34.

Juselius, M. & Drehmann, M. (2015). "Leverage dynamics and the real burden of debt". *BIS Working Papers*, no 501.

Lindquist, K. G. (2012). "Sustainable household debt: Towards an operational view and framework". *Norges Bank, Staff Memo No. 33*.

MacKinnon, J. G., Haug, A. A. & Michelis, L. (1999). "Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration". *Journal of Applied Econometrics*, 14, 563- 577.

Meniago, C., Mukuddem-Petersen, J., Petersen, M. A., & Mongale, I. P. (2013). "What causes household debt to increase in South Africa?". *Economic Modelling*, 33, 482-492.

Meng, X., Hoang, N. T., & Siriwardana, M. (2013). "The determinants of Australian household debt: A macro level study". *Journal of Asian Economics*, 29, 80-90.

Modigliani, F., & Brumberg, R. (1954). "Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data". *Post-Keynesian Economics*, 388-436.

Rinaldi, L., & Sanchis-Arellano, A. (2006). "Household debt sustainability: What explains household non-performing loans? An empirical analysis". *ECB Working Paper Series*, no. 570.

Tudela, M., & Young, G. (2005). "The determinants of household debt and balance sheets in the United Kingdom". *Bank of England Working Paper*, no. 266. *Quarterly Bulletin*.

Turdaliev, N., & Zhang, Y. (2019). "Household debt, macroprudential rules, and monetary policy". *Economic Modelling*, 77, 234-252.

Turinetti, E., & Zhuang, H. (2011). "Exploring determinants of US household debt". *Journal of Applied Business Research*, 27(6), 85-92.

Uusküla, L. (2016). "Explaining Private Debt". *Review of Economic Analysis*, 8(2), 153-176.

Wadhvani, S. (2002). "Household Indebtedness, the Exchange Rate and Risks". *Bank of England Quarterly Bulletin*, 42(2), 228-236.



4. THE IMPACT AND EFFECTIVENESS OF MACROPRUDENTIAL CAPITAL BUFFERS: EVIDENCE FROM LUXEMBOURG

Boubacar Diallo¹⁴⁴

ABSTRACT

In this contribution, we examine several key questions such as: How effective are macroprudential capital buffers in Luxembourg? What are their effects on bank lending, risk-taking and efficiency in Luxembourg, if any? To answer these questions, we use the introduction of the capital conservation buffer (CCoB) and the other systematically important institutions (O-SII) capital buffer to investigate their individual effects on the relevant banks' total lending, mortgage lending, lending to non-financial corporations, lending to households and inter-bank lending activities. We also assess the effects of these buffers on banks' risk-taking and efficiency. Applying the difference-in-differences (DID) methodology to an unbalanced panel of 141 banks in Luxembourg over the period 2011-2018, we find the following results. The O-SII capital buffers decreased total lending and boosted bank soundness, as measured by the z-score; as well as bank efficiency. However, our results also suggest that the introduction of the CCoB in Luxembourg did not have any significant effect on lending. Robustness checks using several resampling approaches and the propensity score matching (PSM) suggest that the findings are corroborated.

INTRODUCTION

Macroprudential capital buffers are intended to increase bank resilience thereby allowing banks to absorb losses while maintaining the smooth supply of credit to the economy during crisis periods. On the research side, Cerutti *et al.* (2017), Jiminez *et al.* (2017), Altunbas *et al.* (2018), Cizel *et al.* (2019), Fraisse *et al.* (2020) among others, have published papers on the effectiveness of macroprudential policies with respect to both capital buffers and borrower-based measures at the country, regional and monetary union levels. However, experience with assessing their effects on different types of lending, bank soundness and efficiency remains limited. Therefore, the main goal of this contribution is to address this gap by providing answers to the following questions. What are the effects of macroprudential capital buffers in Luxembourg and what are their more specific effects on bank lending, risk-taking and efficiency? To answer these questions, we use the introduction of the capital conservation buffer (CCoB) and other systematically important institutions (O-SII) capital buffer and assess their effects on total lending, mortgage lending, lending to non-financial corporations households and other banks. In addition, we examine their potential effect on risk-taking and bank efficiency using an unbalanced panel of 141 banks over the period 2011-2018.

In Luxembourg, the capital conservation buffer (CCoB) and the other-systematically important institutions (O-SII) capital buffer were implemented in 2014 and 2016, respectively. The primary objective of the CCoB is to ensure that banks have sufficient capital to draw on in the event that they incur losses. This buffer helps to ensure that banks are able to avoid breaches of the minimum capital requirement because if a bank breaches the buffer it is subject to automatic restrictions on the amount of dividend and bonus payments.

144 Financial Stability Department, Banque centrale du Luxembourg.

In Luxembourg, the CCoB has been effective as of January 1, 2014 when it was set at 2.5 percent of Common Equity Tier 1 (CET1).¹⁴⁵ However, there is an exception from these requirements for small and medium-sized investment firms. Small and medium-sized investment firms are defined as those with a number of employees fewer than 250 persons, which have an annual income not exceeding 50 million euros or a total annual balance sheet not exceeding 43 million euros. In the analysis that follows, we exploit this heterogeneity and measure the ex-post effects of the CCoB on bank lending, risk-taking and efficiency.

The European regulation also foresees the activation of O-SII capital buffers in order to address the negative externalities associated with the failure of a systemically relevant bank and to protect the economy as a whole. According to the European Banking Authority (EBA), O-SIIs are institutions that are most likely to create risks and financial instability because of their systemic importance. In their search to maximize private benefits, these institutions may impose negative externalities on the banking sector and contribute to market failures. In following with the EBA guidelines, the O-SII capital buffers are calculated using a scoring method based on size, importance, complexity and interconnectiveness in Luxembourg. The O-SII buffer rates were first effective on January 1, 2016. The Central Bank of Luxembourg (BCL) also applies an extended methodology to identify O-SIIs that may have important interconnections with the investment fund sector. The extended methodology complements the EBA approach and calculates scores that take into account the importance of a given bank in relation to its interlinkages with the Luxembourg investment fund sector.

Using the difference-in-differences (DID) empirical methodology we find that the introduction of the O-SII capital buffers decreased total lending for banks operating in Luxembourg. More precisely, the O-SII capital buffer decreased the total loan growth rate by roughly 20 percentage points over the period 2011-2018 (during which the CCoB was activated in 2014 and the O-SII buffer in 2016) compared to a scenario with no O-SII buffers. However, applying the same methodology to the implementation of the CCoB requirements suggests that the CCoB has not had any significant effect on bank lending. Importantly, O-SII capital buffers also increased bank soundness, as measured by the z-score, and bank efficiency. These results hold in the presence of several robustness tests to account for selection bias issues.

Our study is motivated by several strands of the literature on macroprudential policy. First, many papers in the literature have focused on the effects of capital requirements on lending. Using a panel data set covering 2800 banks across 48 countries over the period 2000-2010, Claessens *et al.* (2013) investigate the effectiveness of macroprudential policies on banks' balance sheets. Taking into account endogeneity concerns, they showed that, as macroprudential tools, borrower-based measures have a significant but limited impact on credit growth. In similar work, De Jonghe *et al.* (2020) look at how time-varying bank capital requirements affect balance sheet adjustments and lending standards for the non-financial corporate sector. Additionally, Fraise *et al.* (2020) analyze the effect of bank capital requirements on firms' borrowing and investment, finding that a one percentage point increase in capital requirements reduces lending by 10 percent. However, bank capital requirements did not affect consumer loans.

Using the countercyclical capital buffer (CCyB) introduced in Switzerland in 2012, Auer and Ongena (2019) study the effects of macroprudential regulation on residential and commercial lending. Their findings suggest that the introduction of the CCyB for Swiss banks increased the growth in commercial lending for small firms. However, interest rates and fees charged to these small firms also increased. Conversely, in Spain, Jimenez *et al.* (2017) investigated the effects of provisioning and countercyclical

¹⁴⁵ The implementation of the CCoB in Luxembourg is based on Article 59-5 of the Law of 5 April 1993 on the financial sector (LFS). The CCoB was activated in January 2014 and the exemption for small and medium-sized investment firms took place in 2015.



buffers on credit growth, finding little impact. Nevertheless, they found that countercyclical buffers help to reinforce the solvency of the banking sector. Gropp *et al.* (2018) identify the effect of higher capital requirements on firm lending, investment and growth using a difference-in-differences matching method. They use the 2011 European Bank Authority (EBA) capital exercise as well as the June 2011 stress test to assess the effect of these requirements in euro area countries. The objective of the stress test exercise was to ensure that banks had sufficient capital to insure against unexpected losses. They find that banks in the EBA sample increased their capital ratios by reducing their credit supply. In addition, the observed reduction in credit supply negatively affected investment and sales growth of firms.

With respect to the existing literature, our study adds several contributions compared to previous studies. First, it uses the implementation of the capital conservation and O-SII buffers in Luxembourg to assess the effectiveness of two macroprudential capital buffers, unlike previous studies. Second, it focuses specifically on Luxembourg, a financial center in which banks originating from different countries and in which a large continuum of business models operate. The results suggest that the O-SII buffer requirements result in a decrease in total lending growth over the period considered compared to a scenario in which no O-SII buffer was implemented.

Other studies look at how macroprudential policies can help to decrease bank risk-taking. For example, Altunbas *et al.* (2018) investigate the effects of macroprudential policies on bank risk-taking using a large panel of banking institutions operating in 61 advanced and emerging economies. Their findings suggest that macroprudential policies have a significant impact on bank risk-taking. Interestingly, the effects of these macroprudential policies on risk-taking depend on banks' characteristics, suggesting that small, weakly capitalized banks and institutions with important wholesale funding dependencies react more strongly to changes in macroprudential tools. Cappelletti *et al.* (2019) assess the impact of higher capital buffers on banks' risk-taking behavior in Europe. Using the EBA framework they study the effects of higher bank O-SII capital buffers on banks' lending and risk. Their results suggest that banks identified as O-SIIs reduced their credit supply to households and the banking sector in the short-term, and thereby shifted their lending to less risky counterparts within the non-financial corporate sector. Additionally, in the medium-term the soundness of O-SII banks increased. Lubello and Rouabah (2017) embedded a shadow-banking sector within a DSGE framework to investigate the effects of macroprudential policies on financial stability. They find that the introduction of capital requirements and caps to securitization are effective instruments for decreasing volatility in the financial system through the stabilization of output volatility. Our present research also looks at this question and estimates the effects of the CCoB and O-SII capital buffers on bank risk-taking measured by the z-score. Our results show strong and positive effects of the O-SII capital buffers on bank soundness. Consequently, unlike previous papers, we also investigate for the first time the effects of macroprudential policies on bank efficiency. These results also show consistent and positive effects of O-SII capital buffers in enhancing bank efficiency. This result is in contradiction with the findings of Curi *et al.* (2013) and Barth *et al.* (2013) who have both shown that strict banking regulation and supervision are negatively and significantly associated with bank efficiency.

Another strand of the literature in the effectiveness of macroprudential tools tries to disentangle their effects on lending according to a country's level of economic development. For instance, Cerutti *et al.* (2017) study the effects of several macroprudential tools on credit growth and house prices according to a country's level of economic development. More precisely, they define an aggregate measure of macroprudential instrument consisting of 12 specific tools from the Global Macroprudential Policy Instruments (GMPI) survey of the IMF. They find that macroprudential policies have significant mitigating effects on credit growth. However, these effects were much stronger for developing and emerging

economies. Cizel *et al.* (2019), who showed that macroprudential instruments had a significant impact on bank credit growth in both advanced and emerging market economies, also obtained similar findings. In addition, they found some substitution effects for non-bank credit in advanced economies, thereby reducing the policies' effects on total credit. Lim *et al.* (2011), using a sample of 49 countries, find that macroprudential instruments reduced procyclicality. More specifically, macroprudential policies helped decrease the sensitivity of credit to GDP growth. Olszak *et al.* (2019) studied the effects of several macroprudential measures on bank lending for a sample of 60 countries, showing that macroprudential policies decrease the procyclical impact of capital and lending during both normal and bad times. Yet, the effects of these policies were stronger for larger banks. To alleviate concerns related to omitted variables issues, because of the observed heterogeneity across countries, focusing on a financial center such as Luxembourg allows us to obtain estimates that are not likely to suffer from this heterogeneity and measurement error given the absence of data issues such as different reporting requirements. More importantly, focusing on one country allows us to deal with the endogeneity related to national discretion as policymakers could use their supervisory judgment in implementing macroprudential tools as well as classifying a bank as an O-SII independent of its score.

On the effects of macroprudential policies in alleviating housing bubbles, Krznar and Morsink (2014) use Canadian data and find that the implementation of macroprudential policy tools decreases mortgage credit, and house price growth. Calem *et al.* (2017) analyze the effects of macroprudential policies on credit supply in the U.S., finding that the 2011 Comprehensive Capital Analysis and Review (CCAR) stress test had a negative effect on the share of jumbo mortgage originations and approval rates of banks participating in the stress test. They further found that banks with worse capital positions were more significantly and negatively impacted. Using a sample of 28 European countries over the period 1990-2018, Poghosyan (2019) investigated the effectiveness of lending restriction policies, namely loan-to-value (LTV) and debt-service-to-income ratios (DTI) on credit and house prices. The author found that, overall, lending restrictions have significant effects on credit and house prices. However, these effects are delayed and reached their peaks only after three years. Our results suggest that there was no specific impact of the CCoB or O-SII capital buffers on mortgage lending, thus validating the importance of implementing borrower-based macroprudential tools in order to address rising household indebtedness in relation to residential real estate vulnerabilities in Luxembourg.

In terms of data, Budnik and Kleibl (2018) built a new and comprehensive database on macroprudential policies for 28 EU countries over the period 1999-2014. This new database, named the Macroprudential Policies Evaluation Database (MaPPED), provides a detailed overview of the life-cycle of macroprudential policy tools, and classifies these instruments according to their macroprudential versus microprudential nature. Their findings indicate that capital buffers, lending restrictions and caps on maturity mismatches have significant impacts on the supply of credit to the non-financial private sector across EU countries.

Another line of research has recently suggested that there may be leakages associated with the effects of macroprudential policies. Ongena *et al.* (2013) are the first to show that tighter restrictions on bank activities and higher minimum capital requirements in domestic markets are associated with lower bank lending standards abroad. Aiyar *et al.* (2014b) and Reinhardt and Sowerbutts (2015) all show that the implementation of macroprudential tools by home authorities for domestic banks increases foreign borrowing. Precisely, Aiyar *et al.* (2014b) investigate the leakage effects of macroprudential policies in the U.K. They provide evidence that both types of regulated banks, i.e. UK-owned banks and foreign subsidiaries, decrease their lending in response to the introduction of macroprudential tools. However, unregulated banks, i.e. resident foreign branches, increase lending in response to tighter capital



requirements. Still in the U.K., Danisewicz *et al.* (2017) studied the effects of cross-border spillovers of macroprudential measures on the organisational structure of banks' foreign affiliates. Their empirical results suggest that after a tightening of capital buffer requirements, branches of multinational banks reduce interbank lending growth by 6 percentage points relative to subsidiaries of the same banking group. However, there were no differences for non-bank lending. Interestingly, they found that a tightening in lending standards at home does not have differential effects on either interbank or non-bank lending in the U.K. This is in line with the findings of Cerutti *et al.* (2017) who provided some evidence on the effects of macroprudential policies on cross-border lending. Goodhart (2008) and the IMF also argue that increasing bank capital requirements may be associated with growth of the non-bank sector. In this study, to account for potential spillovers of macroprudential policies, we use data on foreign lending in the euro area by banks operating in Luxembourg. Our results do not show evidence for outward spillovers in lending.

The next section of this research deals with the identification methodology for O-SII banks. The remainder of this study is as follows. Section 2 presents the empirical approach. Sections 4 and 5 deal with the results and robustness tests, respectively. Finally, section 5 concludes and provides some potential guidance for decision-making.

O-SIIS IDENTIFICATION METHODOLOGY

The methodology in the EBA Guidelines allows the relevant authorities to identify O-SIIs and require each institution identified to maintain an O-SII buffer of up to 2 percent of the total risk exposure amount, consisting of Common Equity Tier 1 capital. The O-SII framework is based on a loss given default (LGD) approach, which is intended to reduce the negative externalities associated with the failure of a systemically important institution. In other words, it is intended to address losses in case of default and the scoring approach focuses on the various activities of banks rather than the amounts held. The Guidelines proposed by the EBA consist of a two-step identification process. During the first step, quantitative information on banks' size, interconnectedness, relevance for the economy and complexity are collected by the national authorities and classified in terms of scores that determine a bank's systemic importance.

Accordingly, banks scoring above a certain threshold (upper threshold) will be identified as O-SIIs, and those scoring below the threshold (lower threshold) will not be identified as OSIIs. In the second step, national authorities can still designate O-SIIs using their judgment. For example, judgment can be used to: (i) designate an institution as an O-SII (when appropriate) if its score is below the threshold, (ii) move a bank to a higher loss absorbency bracket (where appropriate), and (iii) remove a bank from the list (i.e. reverse previous judgment) if appropriate. The O-SIIs identification process in Luxembourg started in 2015 and repeats on an annual basis. The CET1 O-SII buffer requirement is reassessed on an annual basis.¹⁴⁶

IDENTIFICATION STRATEGY

This section discusses the difference-in-differences (DID) econometric models. Because bank capital ratios and their capital levels prior to the implementation of macroprudential capital buffers might be correlated with other bank characteristics including lending, risk-taking and efficiency, we use the implementation of new macroprudential tools in relation to pre-existing capital requirements to assess

¹⁴⁶ For more details see the EBA score guidelines available at: <https://eba.europa.eu/regulation-and-policy/own-funds/guidelines-on-criteria-to-to-assess-other-systemically-important-institutions-o->

their effects on bank lending, soundness and efficiency. First, we focus on the effects of the CCoB on banks in Luxembourg. More precisely, we define a dummy variable called *Treat* for treatment, which takes the value of 1 for all banks affected by the CCoB and 0 for small and medium-investment firms. We also define another dummy variable called *Post* that takes the value of 1 for the period following its implementation. One can now estimate the model as follows:

$$\text{Bank Outcome}_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \text{Treat} + \beta_2 \text{Treat} \times \text{Post} + X_{i,t-1} + \eta_t + \rho_i + \theta_i + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

where i, t denote bank and period, respectively. The variable *Bank Outcome* _{i, t} consists of total, mortgage, non-financial corporation, household and bank loan growth rates; bank soundness i.e. insolvency and efficiency measured respectively by the z-score and the DEA approach¹⁴⁷ of bank i in period t . β_0 is the average of the outcome variable of the control group during the pre-treatment period. Therefore, this coefficient captures the average of the outcome variable for small and medium investment firms that are not affected by the CCoB. β_1 is the average of the outcome variable of the treatment group in the pre-treatment era minus the average of the outcome variable of the control group in the pre-treatment period. Put differently, β_1 gives the coefficient of the mean difference in the outcome variable between the treatment and control groups prior to the implementation of the CCoB. β_2 is the average of the outcome variable of the control group in the post-treatment era minus the average of the outcome variable of the control group in the pre-treatment period. It is the expected mean change in the outcome variable from before to after the implementation of the CCoB implementation for the control group. β_3 is the coefficient of interest and is often called the DID estimate. It measures the true effect of the treatment and provides information on whether the expected mean change in the outcome variable from before to after the implementation of the CCoB is different in the two groups.

$X_{i,t-1}$ are lagged control variables at the bank and country levels consisting of bank size, capital and equity ratios, diversification, GDP and inflation. η_t controls for year-fixed effects, ρ_i and θ_i are banking business model and country of origin fixed effects, respectively. Banking business models are captured by six dummy variables, namely universal, retail and commercial banks, custodian and investment funds, private, corporate banking and others. In a similar vein, country of origin fixed-effects are measured by seven geographical dummy variables for Luxembourg, German, French, Swiss, Italian and Chinese and other segments, respectively.

Second, we follow the same approach as above and define two new dummy variables for the O-SII capital buffers. We define a dummy variable called “*Treat*” for treatment, which takes the value of 1 if a given bank is subject to an O-SII capital buffer in 2015, 2016, 2017 and 2018, respectively; and 0 otherwise. Since the O-SII capital buffers were effective as of January 1 2016, we define another dummy variable called “*Post*” that takes the value of 1 for the period following the intervention i.e. after 2015. The second econometric model is as follows:

$$\text{Bank Outcome}_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Treat} \times \text{Post} + X_{i,t-1} + \eta_t + \rho_i + \theta_i + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

Again, our coefficient of interest is α_1 , which measures the change in the outcomes of O-SII banks compared to other banks, conditional on a set of controls at the bank and country levels. With this model, one cannot add the single variables *Treat* and *Post* since the treatment takes the value of 1 when a bank is classified O-SII and only after the implementation of the policy. This suggests that the treatment occurs at different period of time, which leads to a variation in timing as argued by Goodman-Bacon (2018).

147 Diallo (2020) uses this approach to calculate bank efficiency for the Luxembourg banking sector.



Estimation method. To estimate equations (1) and (2), we use the population-averaged panel data model. This method fits generalized linear models and allows one to specify the within-group correlation structure for the panels. This technique deals with error correlations across individuals and groups due to the grouping of banking institutions. Furthermore, according to Bertrand *et al.* (2004) simple DID estimates and their standard errors generate many spurious correlations if one does not account for this serial correlation. In our case, we assume that the correlation structure follows an AR(1) process as in Bertrand *et al.* (2004). In order to get efficient estimates of the parameters of interest, we use the bias-corrected bootstrapped standard errors for statistical inference. More specifically, we use 1000 bootstrap replications to get the bias corrected estimates. The use of a large number of replications is motivated by the findings of Hall (1986) and Andrews and Buchinsky (2000, 2001) who showed that to obtain unconditional coverage probabilities of the estimates one needs to use a large number of bootstrap repetitions.

Selection bias. Some challenges must be addressed before presenting the results of the DID technique. The most important one is the selection bias for the empirical specifications. The selection bias mostly refers to the fact that in order to be able to estimate the causal effects of macroprudential policies one must show that the evolution in the outcome variables for the treatment and control groups follow similar patterns before the changes occur. However, there is no specific econometric tool to test this assumption. Therefore, in our case we perform mean-comparison tests of the outcome variables, namely bank lending, soundness and efficiency before the implementation of the macroprudential tools. In terms of results, we do not find a statistically significant difference in the means of total, mortgage, non-financial corporation, household and bank lending, bank soundness and efficiency. For example, we find *p-values* of 0.197 and 0.846 for total lending using the CCoB and O-SII capital requirements, respectively. In addition, we employ two procedures to identify any potential concerns regarding the selection bias. The first approach to deal with the selection bias issue consists of using two resampling approaches. Moreover, we randomly construct the treatment group within banks in the sample and re-estimate the empirical models. Alternatively, since we have data on banks that are no longer operating in Luxembourg, we use these banks as a treatment group in the second robustness exercise and re-estimate the econometric model. The main idea is that we should find no effect if the selection bias is not a concern. Second, we follow the literature and use the propensity score matching approach. This approach allows us to match treated banks in relation to macroprudential policies with non-treated banks that may have a similar probability to be treated. Consequently, we compare pairs of banks that are exposed to a similar probability of being treated according to the buffers, respectively using bank-level characteristic variables. We match banks in the treatment group with banks in the control group based on the neighbor matching estimator with respect to several bank characteristics. Additionally, to control for changes in credit demand, our empirical strategies control for time, bank fixed-effects and GDP growth (Borio and Gambacorta [2017]). The inclusion of these effects permits us to take into account the demand-side bias and it increases the efficiency of the estimates

Data. The outcome variables consist of several types of annual loan growth rates, bank soundness and efficiency. We sequentially use the growth rates of total, mortgage, non-financial corporation, and household and bank loans, respectively. For bank soundness, we measure it using the z-score, which has been widely applied in the banking literature.¹⁴⁸ Specifically, it measures a bank's insolvency risk by taking the ratio between the sum of equity capital as a percent of assets and the return on assets and the standard deviation of the return on assets as a proxy for return volatility. Therefore, a higher z-score implies a lower probability of insolvency. Bank efficiency is calculated using the non-parametric Data

148 See for instance Boyd and Runkle (1993); Beck *et al.* (2007); Demircuc-Kunt *et al.* (2008); Laeven and Levine (2009), Cihak and Hesse (2010) and Diallo and Al-Mansour (2017).

Envelopment Analysis (DEA) method.¹⁴⁹ Besides these variables, we control all empirical specifications by adding a range of bank characteristic variables. More precisely, we include the lagged variables of the logarithm of total assets and its square to control for size, capital and equity ratios in terms of total assets, non-interest income in terms of total assets as a proxy for diversification, a measure of bank concentration in terms of total assets using the Herfindahl-Hirschmann index (HHI) and a measure of bank funding proxied by the ratio of total deposits to liabilities. At the macro level, we control for the lagged variables of the logarithm of per-capita GDP and the consumer price index for Luxembourg, respectively. The introduction of these two variables controls for demand-side effects as well as inflation. The introduction of the covariates is useful to capture the comparability between the treated and untreated groups before the implementation of the macroprudential capital buffers (Mayer (1995)). The data come from the Banque centrale du Luxembourg (BCL) and we use the GDP deflator of Luxembourg in 2010 for variables expressed in nominal terms. The final sample consists of 815 unbalanced bank-year observations over the period from 2011-2018. Taking the lag of the covariates and using the bootstrapping procedure decreases the size of the final sample according to the outcome variables.

149 Diallo (2020) provides detailed bank efficiency estimates for Luxembourg.



RESULTS

Capital Conservation Buffers (CCoB)

This section presents the main findings for the capital conservation buffer. In Table 1, we first estimate the main model by adding the confounding variables. Recall that the confounding variables are the first lag of the logarithm of total assets and its square, the capital and equity ratios in terms of total assets, bank concentration measured by the HHI index and diversification captured by the ratio of non-interest income and total assets, funding measured by the ratio of total deposits and liabilities, the logarithm of per-capita GDP and the consumer price index (CPI). In addition, we also add country of origin, banking business model and year fixed-effects. We can see that the coefficient of the interaction term remains negative for the lending outcome variables but is still statistically insignificant. This suggests that the CCoB requirements did not have any effect on lending, soundness and efficiency for banks operating in Luxembourg. Next, we present the results obtained for the O-SII capital buffers.

Table 1:

CCoB: Effects of macroprudential policies on bank lending, risk-taking and efficiency with confounding variables

	TOTAL LOANS	MORTGAGE	NON FIN. CORP.	HOUSE-HOLDS	BANKS	Z-SCORE	EFFICIENCY
Treat	-0.2237	-0.8660**	0.5252	0.7718***	0.0782	0.4013	-0.0109
	(0.1872)	(0.4327)	(1.1756)	(0.2860)	(0.0922)	(0.5235)	(0.0178)
Post	-1.5467	0.9748	-0.1985	-1.2030	-1.8049***	0.1657	0.0235
	(1.1423)	(2.1385)	(4.4414)	(2.5941)	(0.6371)	(0.6385)	(0.0309)
Treat×Post	-0.1484	0.0000	-0.8242	-0.4859	-0.0988	0.0799	0.0015
	(0.2027)	(0.0000)	(1.4512)	(0.3603)	(0.0935)	(0.2820)	(0.0098)
lag size	-0.7033**	1.6840	-2.7677*	-0.4435	-0.2947	0.1698	-0.0214
	(0.3352)	(1.1980)	(1.5993)	(0.7416)	(0.1967)	(0.6300)	(0.0442)
lag size ²	0.0217**	-0.0502	0.0800*	0.0152	0.0084	-0.0009	0.0006
	(0.0101)	(0.0355)	(0.0466)	(0.0223)	(0.0060)	(0.0196)	(0.0014)
lag capital ratio	0.0027	-0.4303	0.7513	-1.4156***	-0.1662	-0.2562	-0.0064
	(0.2802)	(0.2988)	(1.1903)	(0.5264)	(0.1181)	(0.2949)	(0.0145)
lag equity ratio	0.5214	-1.0447	-1.2059	2.1067	0.7388***	0.1443	0.0952**
	(0.4925)	(1.7067)	(1.6746)	(1.4396)	(0.2710)	(0.9143)	(0.0442)
lag HHI assets	0.5153**	0.1142	1.5547	0.5108	0.0518	-0.0638	-0.0264
	(0.2573)	(5.7543)	(1.0849)	(0.5416)	(0.2325)	(0.3018)	(0.0166)
lag diversification	0.3614	-1.7240	-8.7299	3.2360	0.3129	1.0019	-0.0848
	(1.4896)	(6.6991)	(10.9183)	(3.5191)	(1.0313)	(2.9790)	(0.0998)
lag funding	0.3136	-0.9263	-0.6050	0.5460	0.1824	-0.4476	0.0176
	(0.2701)	(1.5275)	(0.9830)	(0.6131)	(0.1468)	(0.6932)	(0.0314)
lag GDP	0.1466	-0.0440	0.2741	0.0211	-0.0087	0.0096	0.0041
	(0.1485)	(0.3793)	(0.7235)	(0.3975)	(0.0945)	(0.0590)	(0.0056)
lag CPI	0.1900	-0.0955	0.1931	0.1225	0.1311	-0.0275	-0.0011
	(0.1391)	(0.3147)	(0.6031)	(0.3543)	(0.0830)	(0.0480)	(0.0031)
Constant	-13.8736	-3.0219	2.7926	-10.3777	-10.7041	1.2630	1.0253**
	(14.1268)	(33.4120)	(67.0267)	(37.4278)	(8.7316)	(7.0887)	(0.4523)
Country of origin fixed-effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Bank business model fixed-effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed-effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Number observations	657	200	374	465	643	676	676

Source: BCL. Note that (***, ** and *) indicate significance at the 1 %, 5 % and 10 % levels, respectively. Bias-Corrected Bootstrapped Standard errors are in parenthesis. Source: Author's own estimations based on BCL data.



Other Systematically Important Institutions (O-SII) Capital Buffers

This section focuses on the effects of O-SII buffers on bank lending, soundness and efficiency. The results are shown in Table 2 with confounding variables. The first column of Table 2 shows that when total lending growth is used as a dependent variable, the interaction term enters negatively and statistically significantly different from zero at the 5 percent level. In terms of the interpretation, this suggests that the O-SII capital requirements reduce total lending by 20 percentage points for banks subject to the buffer versus non-subject. However, the empirical results do not suggest any effect from the O-SII buffers on mortgage, non-financial corporation and bank lending. More importantly, the coefficient of the interaction term enters positively and significantly different from zero at the 10 percent level for bank soundness as captured by the z-score and efficiency. This suggests that the introduction of the O-SII capital requirements increased the soundness and efficiency of identified O-SII banks compared to non-OSIIs. In other words, O-SII capital requirements made banks more resilient to external shocks and more efficient. The mechanism through which O-SII capital requirements might affect bank efficiency is through credit intermediation, specifically they force banks to efficiently use and transform their inputs, namely deposits and labor in terms of outputs such as loans. Furthermore, in Column (1) of Table 2, which uses total loan growth as a dependent variable, one can notice the existence of an inverted U-shaped relationship between total lending growth and bank size, suggesting that larger banks in terms of assets offer more credit compared to smaller banks. Additionally, bank concentration increases lending since the coefficient associated with the lag of the Herfindahl-Hirschmann index enters positively and statistically different from zero at the 5 percent level.

Table 2:

O-SII Buffers: Effects of macroprudential policies on bank lending, risk-taking and efficiency with confounding variables

	TOTAL LOANS	MORTGAGE	NON FIN. CORP.	HOUSE-HOLDS	BANKS	Z-SCORE	EFFICIENCY
Treat×Post	-0.2038** (0.0952)	0.5361 (0.5163)	-0.3089 (0.2798)	-0.2786 (0.3932)	0.2097 (0.1360)	0.5976* (0.3510)	0.0110* (0.0061)
lag size	-0.6983** (0.3523)	2.1694* (1.2654)	-2.8099* (1.5227)	-0.5378 (0.7684)	-0.2318 (0.2102)	0.2580 (0.6435)	-0.0168 (0.0419)
lag size ²	0.0212** (0.0106)	-0.0651* (0.0372)	0.0815* (0.0444)	0.0185 (0.0232)	0.0063 (0.0065)	-0.0034 (0.0198)	0.0005 (0.0013)
lag capital ratio	-0.0270 (0.2748)	-0.3587 (0.3025)	0.7160 (1.3543)	-1.4037*** (0.5426)	-0.1716 (0.1204)	-0.2609 (0.2857)	-0.0068 (0.0139)
lag equity ratio	0.5130 (0.5460)	-1.5954 (1.7909)	-1.1199 (1.7406)	2.0520 (1.4610)	0.6964*** (0.2683)	0.1884 (0.9796)	0.0937** (0.0460)
lag HHI assets	0.5216** (0.2494)	0.0532 (5.5586)	1.6221* (0.9364)	0.3937 (0.5024)	0.0532 (0.2315)	-0.0771 (0.3177)	-0.0261 (0.0161)
lag diversification	0.2718 (1.5214)	-0.7922 (6.8821)	-7.5772 (10.9797)	3.8154 (3.6803)	0.2676 (0.9793)	1.0366 (3.0761)	-0.0856 (0.0956)
lag funding	0.3346 (0.2823)	-1.4078 (1.5241)	-0.5127 (1.1267)	0.4438 (0.5388)	0.1381 (0.1445)	-0.4866 (0.7624)	0.0168 (0.0316)
lag GDP	0.1458 (0.1486)	-0.1228 (0.3339)	0.2707 (0.7510)	0.0165 (0.7165)	-0.0068 (0.1026)	0.0099 (0.0621)	0.0042 (0.0057)
lag CPI	0.1889 (0.1387)	-0.1749 (0.2843)	0.1876 (0.6265)	0.1164 (0.6515)	0.1301 (0.0910)	-0.0301 (0.0479)	-0.0010 (0.0031)
Constant	-13.9359 (14.0281)	0.8347 (29.0746)	4.0538 (69.4595)	-8.2738 (67.4938)	-10.9686 (9.6068)	1.1773 (7.4779)	0.9824** (0.4488)
Country of origin fixed-effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Bank business model fixed-effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed-effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Number observations	657	200	374	465	643	676	676

Source: BCL. Note that (***, ** and *) indicate significance at the 1 %, 5 % and 10 % levels, respectively. Bias-Corrected Bootstrapped Standard errors are in parenthesis. Source: Author's own estimations based on BCL data.



Robustness Checks

Bank branches and deposit insurance. In Luxembourg there are three types of banks divided as follows: (i) banks working under the Luxembourgish law for both domestic and foreign-bank subsidiaries; (ii) bank branches in Luxembourg but incorporated in other European Union (EU) countries, and (iii) bank branches in Luxembourg but incorporated in countries outside the EU. With this banking structure, it is important to adjust the findings for bank branches. Another reason for doing so is that Aiyar *et al.* (2014b) found that banks operating as branches or subsidiaries may behave differently when macroprudential policy is implemented. In fact, according to the European Systemic Risk Board (ESRB),¹⁵⁰ Luxembourg is one of the euro area countries where the market share of non-EU branches exceeds 1 percent. Moreover, it can be argued that if macroprudential policies are only applied to domestic banks, then foreign banks may increase their lending in host countries, and thus negate the reduction in credit from domestic banks. Furthermore, we also use the dummy variable deposit insurance as a confounding variable. This introduction is motivated by the findings of Diamond and Dybvig (1983) who argued that deposit insurance might prevent bank runs, and Cooper and Ross (2002) who found that deposit insurance alone is not sufficient to prevent bank runs; however, complementing it with capital requirements would help to efficiently prevent bank runs. Therefore, in Table 3, we adjust the findings for bank branching and deposit insurance. Again, the interaction term remains negative and significant at the 1 percent level when total loan growth rate is used as dependent variable. The magnitude of the DID coefficient, namely the interaction term, increased sharply for total lending growth. This suggests that the introduction of the O-SII buffers reduced total lending by 28 percentage points for O-SII banks compared to non-O-SIIs.

The role of mortgage banks. Because five banks account for around 90 percent of mortgage lending activity,¹⁵¹ we adjust the main findings using a dummy variable that takes the value of 1 if a bank is part of these institutions and 0 otherwise. We then re-estimate the model and still find that the interaction term remains negative and statistically significantly different from zero at the 5 percent level, supporting the interpretation that the O-SII buffers decreased total lending for the banks concerned. In addition, we also show that the O-SII buffers increased bank soundness and efficiency.

150 Macroprudential policy implications of foreign branches relevant for financial stability (ESRB, December 2019).

151 See *La Revue de Stabilité Financière* (2019, 2020) (BCL).

Table 3:

O-SII Buffers: Effects of macroprudential policies on bank lending, risk-taking and efficiency with confounding variables bank branching and deposit insurance

	TOTAL LOANS	MORTGAGE	NON FIN. CORP.	HOUSE-HOLDS	BANKS	Z-SCORE	EFFICIENCY
Treat×Post	-0.2811*** (0.1031)	0.5929 (0.4393)	-0.3344 (0.3557)	-0.2791 (0.4203)	0.1894 (0.1346)	0.5713* (0.3441)	0.0110* (0.0063)
Branch	-0.0208 (0.1121)	0.6591 (0.8557)	-0.6933 (0.6056)	0.1158 (0.4270)	0.0640 (0.0865)	0.0008 (0.3831)	0.0137 (0.0206)
Deposit insurance	0.2837*** (0.0873)	0.6209 (0.7751)	-0.3939 (0.5443)	0.2597 (0.1995)	0.1204* (0.0657)	0.3353 (0.3540)	0.0094 (0.0127)
lag size	-0.8333** (0.3364)	2.5150** (1.0884)	-2.4852 (1.7105)	-0.4957 (0.8011)	-0.2768 (0.2128)	0.2053 (0.6425)	-0.0166 (0.0417)
lag size ²	0.0251** (0.0101)	-0.0746** (0.0320)	0.0714 (0.0501)	0.0172 (0.0240)	0.0077 (0.0065)	-0.0020 (0.0197)	0.0005 (0.0013)
lag capital ratio	-0.1083 (0.2524)	-0.3732 (0.3067)	0.7407 (1.1737)	-1.4037** (0.5946)	-0.1951* (0.1179)	-0.2931 (0.2980)	-0.0070 (0.0143)
lag equity ratio	0.4654 (0.5237)	-2.1396 (1.6708)	-1.9189 (2.0405)	1.8723 (1.4362)	0.7305** (0.2968)	0.1204 (1.0243)	0.0970** (0.0482)
lag HHI assets	0.6182** (0.2588)	0.0837 (3.5568)	1.6132 (1.0576)	0.4870 (0.5671)	0.0809 (0.2331)	-0.0487 (0.3074)	-0.0263 (0.0171)
lag diversification	0.2682 (1.3789)	6.1148 (7.1769)	-7.8810 (13.7145)	4.2060 (3.8867)	0.3027 (0.9708)	1.1418 (3.0092)	-0.0828 (0.0930)
lag funding	0.4168 (0.2671)	-1.1754 (1.2599)	-0.9807 (1.2828)	0.4568 (0.6316)	0.1784 (0.1440)	-0.4502 (0.7509)	0.0179 (0.0328)
lag GDP	0.1520 (0.1418)	-0.1564 (0.2743)	0.2604 (0.8500)	0.0240 (0.4310)	-0.0059 (0.1000)	0.0145 (0.0617)	0.0042 (0.0056)
lag CPI	0.1908 (0.1340)	-0.2101 (0.2275)	0.1765 (0.6855)	0.1203 (0.3885)	0.1294 (0.0883)	-0.0256 (0.0491)	-0.0010 (0.0031)
Constant	-13.1179 (13.5366)	1.1030 (24.0119)	3.0671 (74.8921)	-9.0288 (40.7952)	-10.5938 (9.2415)	1.1185 (7.3353)	0.9762** (0.4310)
Country of origin fixed-effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Bank business model fixed-effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed-effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Number observations	657	200	374	465	643	676	676

Source: BCL. Note that (***, ** and *) indicate significance at the 1 %, 5 % and 10 % levels, respectively. Bias-Corrected Bootstrapped Standard errors are in parenthesis. Source: Author's own estimations based on BCL data.



Outward spillovers. Because Luxembourg is a financial center, it is important to investigate the role of outward spillovers in lending. Put simply, several foreign banks operate in the country and it shares borders with the first and second largest economies in the euro area, namely Germany and France. Consequently, it is worth assessing if banks located in Luxembourg would increase cross-border lending with the implementation of macroprudential policies. According to the ESRB report published in December 2019, the differences in the financial structures of home and host countries create additional considerations for authorities working on the adoption and activation of macroprudential measures. The literature on macroprudential policies has found evidence of spillover effects in lending. For instance, Buch and Goldberg (2017) define two possible types of policy spillovers: inward spillovers or leakages, which suggest that domestic macroprudential measures can give rise to policy “leakages” if bank activities migrate to areas/entities not subject to the measures such as foreign banks or non-bank financial institutions. Inward spillovers may render domestic macroprudential policy less effective.

The second type is called outward spillovers, suggesting that domestic macroprudential measures can induce externalities on other countries through adjustments in the lending behavior of domestic banks to foreign borrowers. For example, following a tightening of macroprudential policies at home, domestic banks may respond by increasing/decreasing their lending abroad via subsidiaries or through direct cross-border lending. On outward spillovers of macroprudential policy actions, findings in the academic literature are mixed regarding the impact on cross-border lending (Aiyar *et al.* (2014b), Ongena *et al.* (2013), Franch *et al.* (2020) and the literature within). Importantly, the potential for cross-border spillovers may be greater in national banking sectors with a strong presence of foreign banks according to the ESRB, which is the case of Luxembourg. In particular, foreign branches can contribute to macroprudential leakages, as they are typically not subject to measures targeting the domestic banking sector and are not under the direct supervision of the domestic authorities.

The results in table 4 account for these potential outward spillovers. We use the growth rates of total, mortgage, non-financial corporation, households and bank loans in the euro area (EA) as dependent variables. The findings do not indicate any outward spillover effects in lending as none of the coefficients is statistically significant, in line with Danisewicz *et al.* (2017).

Table 4:

Outward spillovers (O-SII Buffers): Macroprudential policies and lending

	TOTAL LOANS EA	MORTGAGE EA	NON FIN. CORP. EA	HOUSE- HOLDS EA	BANKS EA	Z-SCORE	EFFICIENCY
Treat×Post	0.2831 (0.2022)	0.4425 (0.4587)	0.2926 (0.2401)	-0.1113 (0.1308)	0.2823 (0.2146)	0.5713* (0.3441)	0.0110* (0.0063)
lag size	-0.4469 (0.4662)	-0.3871 (1.1391)	-0.6614 (0.9778)	0.3922 (0.7361)	-0.0767 (0.5351)	0.0008 (0.3831)	0.0137 (0.0206)
lag size ²	0.0127 (0.0138)	0.0116 (0.0339)	0.0162 (0.0286)	-0.0095 (0.0217)	0.0019 (0.0161)	0.3353 (0.3540)	0.0094 (0.0127)
lag capital ratio	-0.2686 (0.1680)	0.8048 (0.9296)	-0.2652 (0.5078)	-1.0453** (0.5026)	0.0407 (0.2734)	0.2053 (0.6425)	-0.0166 (0.0417)
lag equity ratio	0.7430 (0.5078)	-0.4757 (2.2107)	-0.6544 (1.3207)	1.2097 (1.9007)	0.7657 (0.7548)	-0.0020 (0.0197)	0.0005 (0.0013)
lag HHI assets	0.1001 (0.2397)	1.1268 (2.9859)	0.1025 (0.3634)	0.4016 (0.4605)	0.3376 (0.4652)	-0.2931 (0.2980)	-0.0070 (0.0143)
lag diversification	0.0297 (1.7882)	-8.5004 (8.3608)	-10.7077 (7.0739)	4.7496 (3.5787)	1.2645 (1.8104)	0.1204 (1.0243)	0.0970** (0.0482)
lag funding	-0.1942 (0.3459)	-0.0923 (1.1401)	-0.1916 (0.6883)	-0.3654 (0.8797)	-0.1435 (0.4433)	-0.0487 (0.3074)	-0.0263 (0.0171)
lag GDP	0.0577 (0.1175)	-1.2900** (0.5012)	-0.1262 (0.3949)	0.1608 (0.2670)	-0.0055 (0.0372)	1.1418 (3.0092)	-0.0828 (0.0930)
lag CPI	0.1438 (0.1171)	-1.1345** (0.4584)	-0.1943 (0.3976)	0.2025 (0.2436)	0.0946 (0.0931)	-0.4502 (0.7509)	0.0179 (0.0328)
Constant	-10.8453 (10.3999)	120.6293** (47.3009)	26.6238 (41.3624)	-24.4280 (26.2227)	-8.8302 (10.1117)	1.1185 (7.3353)	0.9762** (0.4310)
Country of origin fixed-effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Bank business model fixed-effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year fixed-effects	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Number of observations	641	190	363	469	602	676	676

Source: BCL. Note that (***, ** and *) indicate significance at the 1 %, 5 % and 10 % levels, respectively. Bias-Corrected Bootstrapped Standard errors are in parenthesis. Source: Author's own estimations based on BCL data.



Further robustness tests.¹⁵² In this section, we further investigate the robustness of the findings to selection bias issues for O-SII capital buffers using a resampling approach and the propensity score matching. According to Mayer (1995) the DID approach can be reinforced by the use of additional comparison groups. Since we have data on banks that are no longer operating in Luxembourg, we use these banks as a treatment group. In other words, we assume that these banks are affected by O-SII buffers and re-estimate the model. If our findings are not subject to selection bias we should find a statistically insignificant coefficient for the interaction term. However, if this is not the case then the estimates of the differences in outcomes between banks cannot be explained solely by the introduction of O-SII capital buffers. As expected, the coefficient of the interaction term enters insignificantly in all columns, providing more support for the non-selection bias issue. Finally, we perform a second robustness test by randomly constructing the treatment group within banks. Again, the coefficient of the interaction terms remains insignificant in all specifications. The findings of these two exercises support our main results as they account for potential concerns with respect to the identification strategy and selection bias issues.

Propensity score matching (PSM). We also use the propensity score matching in order to deal with the selection bias. This technique matches O-SII banks in relation to capital buffers with non-O-SIIs that may have similar probability to be treated. Concretely, we match banks in the treatment groups with banks in the control groups based on nearest neighbour matching with respect to several bank characteristics such as the logarithm of total assets, capital and equity ratios, concentration proxied by the HHI and income diversification based on the nearest neighbour matching estimator. We use two matches for the estimator since Abadie and Imbens (2011) and Gropp *et al.* (2019) found that this estimator provides a very good trade-off between bias and variance of the nearest neighbour matching estimator. The introduction of several covariates in the matching procedure is motivated by the fact that Heckman *et al.* (1997), Caliendo and Kopeinig (2008) among others showed that the omission of important covariates can increase the bias in the estimates. The results indicate that O-SII capital buffers decreased total loan growth but the coefficient of the interaction term entered insignificantly. However, we find that O-SII buffers boosted bank soundness and efficiency as the coefficient of the interaction term remains positive and statistically significantly different from zero at the 1 percent level.

Lastly, we test the robustness of the main findings by dropping a bank that recently acquired a branch status. However, before becoming a branch in 2017 that bank was identified as an O-SII financial institution in 2015 and 2016. Furthermore, the ESRB states that the systemic importance of foreign branches and subsidiaries is not taken into account when setting the consolidated O-SII buffer of the banking group. In particular, according to the EBA Guidelines on criteria for the assessment of O-SIIs, the consolidated position of the entire group is assessed in relation to the home banking system and without taking into account the systemic importance of the group in host member states. Therefore, it is generally possible that a smaller banking group established in a large economy would be of a little systemic importance, or would not be identified as an O-SII at all, but would have a dominant and highly systemic presence in other smaller economies. To avoid these shortcomings we re-estimate the model without this institution, finding that the sign and significance of the interaction term remain unaltered and the effects become a little bit stronger as the magnitude of the coefficient increased moderately.

CONCLUSION

This research studied the effectiveness of macroprudential policies in Luxembourg. Moreover, it used the timing of the introduction of the capital conservation and O-SII capital buffers and variation across

¹⁵² The results of these additional robustness tests can be seen in the long version of the Working Paper.

banks to investigate their effects on bank lending, risk-taking, efficiency and employment using an unbalanced panel of 141 banks over the period 2011-2018. Using the difference-in-differences (DID) methodology, the following findings emerge. The O-SII capital buffers decreased total lending and boosted bank soundness and efficiency. However, we did not find any such effects for the CCoB requirements. These findings remain robust when adjusting for bank branches and the presence of deposit insurance, the use of several resampling tests and the propensity score matching for the selection bias. In addition, we showed that the macroprudential instruments used in this study did not generate outward spillovers for banks operating in the country.

The results obtained in this research have relevant implications for Luxembourg. They suggest that macroprudential policies, in particular the O-SII capital requirements, have an effect on total lending, bank soundness and efficiency. However, this decrease in total lending might generate certain costs for the real economy. Such costs have to be weighed against the measures' ability to mitigate the adverse impact of future crises.

REFERENCES

- [1] Acharya, V.V., Bergant, K., Crosignani, M., Eisert, T. and McCann, F.J. (2019). The Anatomy of the Transmission of Macroprudential Policies. Working Paper
- [2] Abadie, A. and Imbens, G.W. (2011). Bias-corrected matching estimates for average treatment effects. *Journal of Business and Economics Statistics* 29, 1-11.
- [3] Aiyar, S., Calomiris, C. and Wieladek, T. (2014b). Does macro-prudential regulation leak? Evidence from a UK policy experiment. *Journal of Money, Credit and Banking* 46, 181-214.
- [4] Aguilar, P., Fahr, S., Gerba, E. and Hurtado, S. (2019). Quest for robust optimal macroprudential policy. Working Paper No. 1916, Banco de Espana.
- [5] Altunbas, Y., Binici, M. and Gambacorta, L. (2018). Macroprudential policy and bank risk. *Journal of International Money and Finance* 81, 203-220.
- [6] Andrews, D.W.K. and Buchinsky, M. (2000). A Three-Step Method for Choosing the Number of Bootstrap Repetitions. *Econometrica* 68 (1), 23-52.
- [7] Andrews, D.W.K. and Buchinsky, M. (2001). Evaluation of a three-step method for choosing the number of bootstrap repetitions. *Journal of Econometrics* 103 (1-2), 345-386.
- [8] Auer, R. and Ongena, S. (2019). The countercyclical Capital Buffer and the Composition of Bank Lending. CEPR Discussion Paper No DP13942.
- [9] Barth, J.R., Lin, C., Ma, Y., Seade, J. and Song, F.M. (2013). Do bank regulation, supervision, and monitoring enhance or impede bank efficiency? *Journal of Banking and Finance* 37 (8), 2879-2892.
- [10] Beck, T., Demirguc-Kunt, A. and Levine, R. 2007. Finance, Inequality and the Poor. *Journal of Economic Growth* 12 (1), 27-49.
- [11] Bertrand, M., Duflo, E. and Mullainathan, S. (2004). How much should we trust differences in-differences estimates? *Quarterly Journal of Economics* 119 (1), 249-275

- 
- [12] Boar, C., Gambacorta, L., Lombardo, G. and Pereira da Silva, L. (2017). What are the effects of macroprudential policies on macroeconomic performance. *BIS Quarterly Review*, September.
- [13] Borio, C. and Gambacorta, L. (2017). Monetary policy and bank lending in a low interest rate environment: Diminishing effectiveness? *Journal of Macroeconomics*, 54 (PB), 217231.
- [14] Boyd, J. and Runkle, D. (1993). Size and Performance of Banking Firms: Testing the Predictions of Theory. *Journal of Monetary Economics* 31, 47-67.
- [15] Buch, C.M. and Goldberg, L.S. (2017). Cross-Border Prudential Policy Spillovers: How Much? How Important? Evidence from the International Banking Research Network. *International Journal of Central Banking* 13 (2), 505-558.
- [16] Budnik, K. and Kleibl, J. (2018). Macroprudential regulation in the European Union in 1995-2014: introducing a new data set on policy actions of a macroprudential nature. Working Paper Series 2123, European Central Bank.
- [17] Calem, P., Correa, R. and Lee, S.J. (2017). Prudential policies and their impact on credit in the United States. BIS Working Papers 635.
- [18] Caliendo, M. and Kopeinig, S. (2008). Some Practical Guidance for the Implementation of Propensity Score Matching. *Journal of Economic Survey*, 22 (1), 31-72.
- [19] Cappelletti, G., Marques, A.P., Varraso, P., Budrys, Z. and Peeters, J. (2019). Impact of higher capital buffers on banks' lending and risk-taking: evidence from the euro area experiments. ECB Working Paper, No. 2292, June.
- [20] Cerutti, E., Claessens, S. and Laeven, L. (2017). The use and effectiveness of macroprudential policies: New evidence. *Journal of Financial Stability* 28, 203-224.
- [21] Cihak, M. and Hesse, H. (2010). Islamic Banks and Financial Stability: An Empirical Analysis. *Journal of Financial Services Research* 38 (2-3), 95-113.
- [22] Cizel, J., Frost, J., Houben, A. and Wierds, P. (2019). Effective Macroprudential Policy: Cross-Sector Substitution from Price and Quantity Measures. *Journal of Money, Credit and Banking* 51 (5), 1209-1235.
- [23] Claessens, S., Ghosh, S. and Mihet, R. (2013). Macroprudential policies to mitigate financial system vulnerabilities. *Journal of International Money and Finance* 39, 153-185.
- [24] Cooper, R. and Ross, T.W. (2002). Bank runs: Deposit insurance and capital requirements. *International Economic Review* 43 (1), 55-72.
- [25] Cozzi, G., Paries, M.D., Karadi, P., Komer, J., Kok, C., Mazelis, F., Nikolov, K., Rancoita, E., Van der Ghote, A. and Weber, A. (2020). Macroprudential policies measures: macroeconomic impact and interaction with monetary policy. ECB Working Papers Series No. 2376, February.

- [26] Curi, C., Guarda, P., Lozano-Vivas, A. and Zelenyuk, V. (2013). Is foreign-bank efficiency in financial centers driven by home or host country characteristics? *Journal of Productivity Analysis* 40 (3), 367-385.
- [27] Danisewicz, P., Reinhardt, D. and Sowerbutts, R. (2017). On a tight leash: Does bank organizational structure matter for macroprudential spillovers? *Journal of International Economics* 109, 174-194.
- [28] De Jonghe, O., Dewachter, H. and Ongena, S. (2020). Bank capital (requirements) and credit supply: Evidence from pillar 2 decisions. *Journal of Corporate Finance*, Forthcoming.
- [29] Demirguc-Kunt, A., Detragiache, E. and Tressel, T. (2008). Banking on the Principles: Compliance with Basel Core Principles and Bank Soundness. *Journal of Financial Intermediation* 17 (4), 511-542.
- [30] Diamond, D.W. and Dybvig, P.H. (1983). Bank runs, deposit insurance, and liquidity. *Journal of Political Economy* 91 (3), 401-419.
- [31] Diallo, B. and Al-Mansour, A. (2017). Shadow banking, insurance and financial sector stability. *Research in International Business and Finance*, 42 (C), 224-232.
- [32] Diallo, B. (2020). Estimates of Bank Efficiency in Luxembourg: A detailed assessment of the drivers across business models. *Revue de la Stabilité Financière*, BCL.
- [33] Finkelstein Shapiro, A. and Gonzales, A. (2015). Macroprudential Policy and Labor Market Dynamics in Emerging Economies. IMF Working Paper 15/78.
- [34] Fraisse, H., Le, M. and Thesmar, D. (2020). The Real Effects of Bank Capital Requirements. *Management Science* 66 (1), 5-23.
- [35] Franch, F., Nocciola, L., and Zochowski, D. (2019). Cross-border effects of prudential regulation: evidence from the euro area. ECB Working Paper Series No. 2285.
- [36] Galati, G. and Moessner, R. (2018). What Do We Know About the Effects of Macroprudential Policy? *Economica* 85 (340), 735-770.
- [37] Goodman-Bacon, A. (2018). Difference-in-differences with variation in treatment timing. NBER Working Paper No. 25018.
- [38] Goodhart, C. (2008). The Boundary Problem of Financial Regulation. *National Institute Economic Review*, 206 (1) 48-55.
- [39] Gropp, R., Mosk, T., Ongena, S. and Wix, C. (2018). Banks Response to Higher Capital Requirements: Evidence from a Quasi-Natural Experiment. *The Review of Financial Studies* 32, 266-299.
- [40] Hall, P. (1986). On the Bootstrap and Confidence Intervals. *Annals of Statistics* 14 (4) 1431-1452.
- [41] Hanson, S.G., Kashyap, A.K. and Stein, J.C. (2011). A Macroprudential Approach to Financial Regulation. *Journal of Economic Perspectives* 25 (1), 3-28.

- 
- [42] Heckman, J., Ichimura, H. and Todd, P. (1997). Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluating a Job Training Programme. *Review of Economic Studies* 64, 605-654.
- [43] Jimenez, G., Ongena, S., Peydro, J.L. and Saurina, J. (2017). Macroprudential policy, countercyclical bank capital buffers, and credit supply: evidence from the Spanish dynamic provisioning experiments. *Journal of Political Economy* 125, 2126-2177.
- [44] Krznar, I. and Morsink, J. (2014). With Great Powers Comes Great Responsibility: Macroprudential Tools at Work in Canada. IMF Working Paper 14/83.
- [45] Laeven, L. and Levine, R. (2009). Bank Governance, Regulation, and Risk Taking. *Journal of Financial Economics* 93 (2), 259-275.
- [46] Lim, C.H., Clomuba, F., Costa, A., Kongsamut, P., Otani, A., Saiyid, M., Wezel, T. and Wu, X. (2011). Macroprudential Policy: What Instruments and How to Use them? Lessons from Country Experiences. IMF Working Paper 11/238.
- [47] Lubello, F. and Rouabah, A. (2017). Capturing Macroprudential Effectiveness: A DSGE Approach with Shadow Intermediaries. BCL Working Paper No. 114.
- [48] Martynova, N. (2015). Effect of bank capital requirements on economic growth: a survey. DNB Working Papers 467, Netherlands Central Bank, Research Department.
- [49] Mayer, B.D. (1995). Natural and Quasi-Experiments in Economics. *Journal of Business and Economic Statistics* 13 (2), 151-161.
- [50] Neanidis, K.C. (2019). Volatile capital flows and economic growth: The role of banking supervision. *Journal of Financial Stability* 40, 77-93.
- [51] Olszak, M., Roszkowska, S. and Kowalska, I. (2019). Do macroprudential policy instruments reduce the procyclical impact of capital ratio on bank lending? Cross-country evidence. *Baltic Journal of Economics* 19 (1), 1-38.
- [52] Ongena, S., Popov, A., and Udell, G. F. (2013). When the cat's away the mice will play: does regulation at home affect bank risk-taking abroad? *Journal of Financial Economics* 108 (3), 727-750.
- [53] Poghosyan, T. (2019). How Effective is Macroprudential Policy? Evidence from Lending Restriction Measures in EU Countries. IMF Working Paper 19/45.
- [54] Reinhardt, D. and Sowerbutts, R. (2015). Regulatory arbitrage in action: evidence from banking flows and macroprudential policy. Bank of England working papers 546, Bank of England.



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