

REVUE DE STABILITE FINANCIERE

2018

BANQUE CENTRALE DU LUXEMBOURG

EUROSYSTÈME



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 4 juin 2018

SOMMAIRE

| | AV | 'ANT-PROPOS | r |
|---|-----|--|----|
| 1 | L'E | ENVIRONNEMENT MACROÉCONOMIQUE NATIONAL ET INTERNATIONAL | |
| | 1. | Contexte économique international | 14 |
| | 2. | Évolutions conjoncturelles au Luxembourg | 16 |
| | 3. | Marché immobilier | 15 |
| 2 | LE | S MARCHÉS FINANCIERS : ÉVOLUTIONS RÉCENTES ET PERSPECTIVES | |
| | 1. | Le marché de la dette souveraine | 30 |
| | 2. | Risque de refinancement des banques | 30 |
| | 3. | Les marchés des actions | 3 |
| | 4. | Les marchés de matières premières | 4 |
| | 5. | Les marchés des changes | 42 |
| 3 | LE | SECTEUR FINANCIER : LES ÉVOLUTIONS RÉCENTES | |
| | 1. | Le secteur bancaire luxembourgeois | 4 |
| | | 1.1 L'évolution du nombre d'établissements de crédit et de l'emploi dans le | |
| | | secteur bancaire | 4 |
| | | 1.2 Le bilan des établissements de crédit | 48 |
| | | 1.3 Décomposition des crédits et des dépôts de la clientèle non bancaire | 52 |
| | | 1.4 Le compte de pertes et profits des établissements de crédit | 64 |
| | | 1.4.1 Évolutions des revenus | 6 |
| | | 1.4.2 Évolution des coûts | 68 |
| | | 1.4.3 Résultats et indicateurs de rentabilité | 70 |
| | | 1.5 La solvabilité | 7 |
| | | 1.6 Le ratio de levier | 78 |
| | | 1.7 La liquidité | 79 |
| | | 1.8 Évaluation de la vulnérabilité du secteur bancaire | 84 |
| | | 1.8.1 Indicateur de vulnérabilité | 84 |
| | | 1.8.2 L'excès du crédit domestique : l'apport des fonctions d'efficacité du | |
| | | récepteur dans l'analyse des risques macro-prudentiels | 8 |
| | | 1.8.3 Les tests d'endurance en tant qu'outils macro-prudentiels | 90 |
| | | 1.8.4 L'indice alpha et la densité du réseau bancaire : mesures de l'intensité | |
| | | des interconnexions bancaires et de la concentration des liens interbancaires | 92 |
| | | 1.8.5 Les interconnexions entre les établissements de crédit et | |
| | | les fonds d'investissement | 95 |

| | 2. | Les autres acteurs du secteur financier | 100 |
|---|----|---|-----|
| | | 2.1 Les organismes de placement collectif | 100 |
| | | 2.1.1 Les OPC non monétaires | 100 |
| | | 2.1.2 Les OPC monétaires | 103 |
| | | 2.2 Évaluation de la fragilité des fonds d'investissement : apport des probabilités | |
| | | de défaut conditionnelles | 105 |
| | | 2.3 Les assurances | 110 |
| | | | |
| | | | |
| 4 | A١ | INEXES | |
| | 1. | Capturing macro-prudential regulation effectiveness | 114 |
| | 2. | Book value for assessing systemic risk: Luxembourg empirical evaluation | 128 |
| | | | |

LISTE DES ENCADRÉS DE LA REVUE DE STABILITÉ FINANCIÈRE 2018

| 1 | L'ENVIRONNEMENT MACROÉCONOMIQUE NATIONAL ET INTERNATIONAL | |
|---|--|-----|
| | Encadré 1.1 : | |
| | Mesure de l'endettement des ménages et évaluation de leur vulnérabilité | 22 |
| | Encadré 1.2 : | |
| | Caractérisation de la dynamique des prix de l'immobilier résidentiel à partir de | |
| | modèles économétriques | 25 |
| | | |
| 2 | LES MARCHÉS FINANCIERS : ÉVOLUTIONS RÉCENTES ET PERSPECTIVES | |
| 2 | | |
| | Encadré 2.1 : | 0.7 |
| | Les opérations de politique monétaire de la BCL en 2017 | 36 |
| | Encadré 2.2 : | |
| | Mesure de l'attitude des investisseurs face au risque : analyse du marché des actions | 38 |
| | de la zone euro | 30 |
| | | |
| 3 | LE SECTEUR FINANCIER : LES ÉVOLUTIONS RÉCENTES | |
| | <u>Encadré 3.1 :</u> | |
| | L'enquête trimestrielle sur la distribution du crédit bancaire | 57 |
| | Encadré 3.2 : | |
| | Évolution des principales sources de financement et des crédits accordés par les | |
| | banques de la place financière | 60 |
| | Encadré 3.3 : | |
| | Créances des établissements de crédit sur les administrations publiques des pays | |
| | membres de l'Union européenne | 61 |
| | Encadré 3.4 : | |
| | L'indice z-score et la probabilité théorique de défaut des banques luxembourgeoises : | |
| | indicateurs de stabilité financière | 74 |
| | Encadré 3.5 : | |
| | La sensibilité des banques luxembourgeoises aux chocs de liquidité | 82 |
| | Encadré 3.6 : | |
| | La contribution du cycle financier dans l'évaluation des risques systémiques cycliques | 87 |
| | Encadré 3.7 : | |
| | La détention de titres publics par les organismes de placement collectif | 104 |
| | | |

Avant-propos

Le 11 décembre 2017, le gouvernement a déposé à la Chambre des députés un projet de loi relatif à « des mesures macroprudentielles sur les crédits immobiliers résidentiels ». Le texte prévoit d'introduire dans la législation la possibilité de définir une limite maximale aux ratios prêt-valeur, prêt-revenu, dette-revenu, service de la dette-revenu et à l'échéance initiale de l'emprunt. Ces limites, qui s'appliqueront lors de l'octroi d'un prêt, pourront être définies par l'autorité désignée, sur Recommandation du Comité du risque systémique (CdRS) et après concertation avec la Banque centrale du Luxembourg (BCL) et éventuellement avec le Commissariat aux assurances (CAA), lorsque les acteurs du secteur des assurances seront concernés.

Si le projet de loi répond à l'initiative du Comité européen du risque systémique (CERS), notamment à la Recommandation CERS/2016/14 « visant à combler les lacunes de données immobilières » et à l'alerte envoyée au gouvernement en 2016, celui-ci fait également écho aux vulnérabilités identifiées par le CdRS et/ou par les institutions membres dudit Comité. Le projet de loi insiste, en effet, sur le rôle de premier plan de la BCL en matière d'analyses et d'études permettant d'identifier au plus tôt les risques systémiques. Afin de consolider davantage son cadre analytique, l'accès aux données agrégées disponibles auprès d'administrations étatiques et d'établissements publics devrait ainsi être facilité par une modification de la loi du 1er avril 2015 portant création du CdRS. Le projet de loi, actuellement en discussion à la commission des Finances et du Budget, devrait donc offrir aux autorités nationales de nouveaux instruments macroprudentiels afin de contenir, sinon atténuer, les vulnérabilités associées au marché de l'immobilier résidentiel et à la soutenabilité de la dette des ménages.

Par ailleurs, le Luxembourg a contribué en 2017 aux travaux du Conseil de stabilité financière (Financial Stability Board, FSB) dans le cadre du Shadow Banking Monitoring Report publié le 5 mars 2018. Le rapport, qui couvre les activités financières non bancaires de 29 juridictions représentant 80 % du PIB mondial, permet d'évaluer l'étendue des « activités d'intermédiation de crédit impliquant des entités et des activités pratiquées en dehors du système bancaire ». Cette initiative traduit la volonté des régulateurs d'accroître la surveillance des risques systémiques associés aux activités non bancaires conduites par les « autres intermédiaires financiers ».

Pour le Luxembourg, la BCL a publié en avril 2017, pour le compte du CdRS, un rapport sur les activités bancaires parallèles menées par les sociétés captives financières. En accord avec la « définition étroite du secteur bancaire parallèle¹ » proposée par le FSB, le rapport révèle que, sur un total d'actifs de près de 7 000 milliards d'euros, seuls 53 milliards entrent dans le périmètre du « secteur bancaire parallèle ». Les risques pour la stabilité financière apparaissent donc contenus, considérant que la grande majorité des activités de ces sociétés ne peut être qualifiée d'activités d'intermédiation bancaire parallèle, dans la mesure où celles-ci sont principalement dédiées à la gestion de la liquidité intragroupe pour le compte d'entreprises liées.

Les enjeux de stabilité financière au Luxembourg associés aux autres intermédiaires financiers relèvent davantage des interconnexions entre les fonds d'investissement et les établissements de crédit, notamment les banques dépositaires. Leur passif est constitué pour moitié de dépôts

¹ La définition étroite du secteur bancaire parallèle proposée par le FSB inclut les Autres institutions financières qui (i) prennent part à la chaine d'intermédiation du crédit, (ii) ne sont pas soumises à la régulation bancaire ou à une supervision financière comparable et (iii) dont les activités impliquent des risques de type bancaire tels que la transformation de maturité et/ou de liquidité et l'utilisation de leviers d'investissement.

d'organismes de placement collectifs et elles détiennent au hors bilan près de 3700 milliards d'euros de titres pour le compte de leurs clients. Les banques dépositaires pourraient donc être fragilisées dans la perspective de développements défavorables sur les marchés financiers conduisant à des demandes de rachats massifs, des ventes forcées et/ou des retraits de dépôts.

Afin de garantir la résilience des banques dépositaires, la BCL, en coopération avec la CSSF, a proposé une méthodologie enrichie d'identification des autres établissements d'importance systémique à travers l'ajout d'un nouveau critère constitué de deux variables permettant d'appréhender l'étendue de ces interconnexions. La méthodologie, adoptée par le CdRS pour l'exercice 2018 (CRS/2017/005), a permis d'identifier deux établissements de crédit supplémentaires, ce qui devrait permettre d'accroître les capacités de résilience du système financier luxembourgeois. Il est à noter que le CERS a publié en décembre 2017 une Opinion relative aux coussins structurels de capital (coussin pour le risque systémique et pour les établissements d'importance systémique) en réponse à la consultation publique initiée par la Commission européenne en 2016 concernant la revue du cadre macroprudentiel dans l'Union européenne. Par conséquent, le montant des capitaux réglementaires et leurs modalités d'application pourraient être modifiés à l'avenir.

Les questions de stabilité financière associées aux activités financières non bancaires ont également été relayées par le CERS en février 2018 à travers la Recommandation CERS/2017/6, qui a formulé plusieurs propositions afin de développer un cadre légal unifié à l'échelle de l'Union, offrant des outils additionnels en matière de gestion de la liquidité des fonds. En particulier, le CERS recommande à la Commission européenne de préciser le rôle des autorités nationales compétentes et de l'Autorité européenne des marchés financiers (European Securities and Markets Authority, ESMA) concernant la suspension des rachats de parts de fonds d'investissement lorsque les risques pour la stabilité financière ont un caractère potentiellement transfrontalier. Aussi, le CERS recommande un durcissement des limites associées aux décalages de liquidité dans le secteur des fonds d'investissement alternatif, une amélioration de la qualité des déclarations règlementaires en matière de levier et de liquidité et enfin la publication de lignes directrices par l'ESMA pour la mise en place de tests de résistance de la liquidité.

La liquidité des intermédiaires financiers est au cœur des enjeux de stabilité financière en raison de l'incertitude persistante de l'horizon de sortie de l'environnement de taux bas. Pour la zone euro, l'Eurosystème a amorcé au mois de janvier 2018 une nouvelle étape dans la réduction de son programme d'assouplissement quantitatif bien que l'inflation soit en deçà de l'objectif fixé en dépit d'un redémarrage vigoureux de l'économie européenne en 2017. Ainsi, bien que le Conseil des gouverneurs ait fait le choix de réduire le rythme mensuel des achats nets d'actifs de 60 milliards à 30 milliards, les principaux taux resteront à leurs niveaux actuels pendant une période prolongée, et bien au-delà de l'horizon fixé pour les achats nets d'actifs. Aux États-Unis, la Réserve fédérale a poursuivi sa stratégie de normalisation de sa politique monétaire en combinant une diminution programmée de son bilan à une augmentation progressive des taux d'intérêt.

Au niveau mondial, les conditions de financement, toujours très favorables, devraient ainsi continuer de soutenir la reprise économique. Pour le secteur bancaire, en repli depuis la crise, celle-ci devrait constituer une opportunité. L'environnement de faibles taux d'intérêt fait en effet pression sur la profitabilité des établissements de crédit, notamment pour ceux qui dépendent le plus des revenus d'intérêt en tant que source principale de profit, comme les banques de détail.

Aussi, la taille limitée de leurs portefeuilles de titres les rend moins sensibles aux mouvements des marchés financiers, pour qui la sortie de l'environnement de taux bas peut être synonyme de pertes à court terme.

En effet, ces structures sont exposées à des retournements soudains de l'aversion au risque des investisseurs qui sont devenus très sensibles au risque d'inflation et aux décisions de politique monétaire dans un contexte où les tentations protectionnistes sont exacerbées. Sur les marchés obligataires, bien que les taux d'intérêt à long terme incorporent graduellement des anticipations d'inflation plus prononcées, les rendements et leur dispersion restent comprimés. Les instruments de dette ont confirmé en 2017 leur attractivité tant pour les émetteurs que pour les investisseurs en quête de rendements dans un environnement de taux bas. Les marchés des actions ont également bénéficié d'une volatilité particulièrement comprimée et ont continué leur ascension malgré des signes de surévaluation, notamment aux États-Unis. La baisse des marchés observée au mois de février 2018, pourtant significative en termes d'accroissement de la volatilité, n'a pas permis de résorber certains déséquilibres.

Ainsi, la consolidation de l'activité économique et la sortie de l'environnement de taux bas bénéficieront de la bonne articulation d'un policy mix aux dimensions internationales, européennes et nationales. En particulier, la politique macroprudentielle, à travers la multiplication des instruments dont elle peut disposer, permet d'agir avec précision sur les vulnérabilités identifiées sans entraver la reprise économique.

La Revue de stabilité financière 2018 analyse également les développements récents dans le secteur financier luxembourgeois et ses perspectives. Si ces dernières apparaissent plus favorables compte tenu de l'accélération de la croissance en Europe, cette phase d'expansion invite les autorités nationales à rester vigilantes quant à la constitution de risques systémiques cycliques.

L'environnement macroéconomique traduit le dynamisme retrouvé de l'économie mondiale et européenne. Au Luxembourg, les perspectives macroéconomiques restent favorables pour 2018. Les prix de l'immobilier résidentiel, portés en partie par le dynamisme de l'économie domestique, devraient donc rester à un niveau élevé compte tenu de l'existence de déséquilibres structurels sous-jacents non résolus. La demande de biens immobiliers, alimentée par un solde migratoire positif et des conditions d'emprunt favorables, fait face à une offre dont la faible élasticité-prix ne permet pas un ajustement convenable. Face à la croissance des prix de l'immobilier, l'augmentation du revenu disponible n'a pas conduit à la consolidation du bilan des ménages qui aurait permis de dissiper les vulnérabilités potentielles identifiées par la BCL concernant la soutenabilité de leur dette.

Sur les marchés financiers, l'année 2017, qui s'était caractérisée par de bonnes performances, a finalement été ponctuée par un accroissement soudain de la volatilité. L'année 2018 pourrait constituer une année charnière pour les investisseurs qui, à mesure que les politiques monétaires se normalisent, sont incités à modifier la structure de leurs portefeuilles. Pour le moment, les mesures de l'aversion au risque proposées par la BCL révèlent l'appétit prononcé des investisseurs pour le risque et le caractère très ponctuel de l'accroissement de la volatilité au début de l'année 2018.

L'analyse du secteur financier luxembourgeois permet d'observer sa recomposition depuis la crise. D'une part, la forte dynamique dans le secteur des fonds d'investissement, certes porteuse de croissance pour l'économie domestique, invite à étudier davantage son implication systémique. De ce point de vue, la diminution de l'exposition des fonds obligataires au risque de taux traduit un comportement prudent dans la perspective de la normalisation des politiques monétaires. D'autre part, les établissements de crédit font preuve de capacités de résilience certaines au regard des ratios réglementaires (solvabilité et liquidité), des tests de résistance, des probabilités théoriques de défaut (indice z-score) et de l'indicateur de fragilité bancaire systémique. Néanmoins, la contraction de l'actif total et du revenu net bancaire confirment leur adaptation progressive à un contexte de profitabilité peu favorable et à des exigences réglementaires accrues.

La Revue propose enfin, en annexe, deux analyses spécifiques. La première s'intéresse aux risques pour la stabilité financière liés à la croissance du secteur des « intermédiaires financiers parallèles » dans un contexte où la régulation bancaire peut constituer une incitation au transfert de risque de crédit à des segments moins régulés du système financier. L'optimalité de la politique macroprudentielle en matière de stabilisation macroéconomique est évaluée à travers un modèle d'équilibre général stochastique et dynamique (DSGE) néokeynésien, dans lequel le secteur bancaire traditionnel peut avoir recours à la titrisation de créances afin de réduire sa charge de capitaux réglementaires. Cette étude montre que, quel que soit le transfert de risque du système bancaire traditionnel au « système parallèle » permis par la titrisation, celui-ci retourne au premier secteur à travers le marché interbancaire et dans le secteur productif à travers l'attribution de prêts aux entreprises. Par ailleurs, les résultats indiquent que la complémentarité des instruments macroprudentiels, tels que le ratio de levier ou et le ratio de titrisation, permet aux autorités macroprudentielles d'atteindre avec succès la stabilisation macroéconomique, mesurée par la volatilité du produit intérieur brut, à la suite d'un choc.

La deuxième étude montre comment une mesure du risque systémique, construite à partir de chaque ligne du bilan des intermédiaires financiers, peut potentiellement identifier différents aspects du niveau agrégé du risque systémique. De la même manière qu'il est possible d'attribuer un prix de marché à un actif selon la règle de comptabilisation au prix de marché (Mark-to-Market), il est possible d'associer à chaque lique bilantaire une contribution au risque agrégé « Markto-Systemic-Risk » en considérant celle-ci pour chaque institution financière simultanément. L'approche « Mark-to-Systemic-Risk » apporte alors une analyse de la contribution de chaque entité financière au risque global en fonction de l'importance de chaque poste bilantaire. Afin de montrer comment le concept de « Mark-to-Systemic-Risk » peut être mis en pratique, l'étude caractérise le risque systémique et les risques de transmission pour 33 banques luxembourgeoises, leurs groupes bancaires respectifs et 232 fonds d'investissement sur la période 2003-2016. Une approche dite « dynamic grouped t-copula », pertinente pour modéliser des distributions dynamiques de grande dimension, est proposée afin d'estimer plusieurs mesures prospectives construites sur la base des données de bilan de chaque institution financière dans le système. L'étude révèle notamment que les filiales luxembourgeoises sont plus sensibles aux évènements défavorables véhiculés par les fonds d'investissement qu'à ceux transmis par les groupes bancaires européens et que les fonds d'investissement ont été plus sensibles aux événements défavorables issus des groupes bancaires européens qu'en provenance des filiales luxembourgeoises.



1 L'ENVIRONNEMENT MACROÉCONOMIQUE NATIONAL ET INTERNATIONAL

| 1. | Contexte économique international | 14 |
|----|--|----|
| 2. | Évolutions conjoncturelles au Luxembourg | 16 |
| 3. | Marché immobilier | 17 |

L'ENVIRONNEMENT MACROÉCONOMIQUE NATIONAL ET INTERNATIONAL

1. CONTEXTE ÉCONOMIQUE INTERNATIONAL

La reprise de l'économie mondiale, amorcée au début de l'année 2016, s'est poursuivie tout au long de l'année 2017. Comme l'a souligné le FMI en janvier dernier dans la mise à jour de ses perspectives de l'économie mondiale, environ 120 pays – représentants les trois quarts du PIB mondial – ont enregistré une accélération de leur croissance en 2017, ce qui constitue la plus large accélération synchronisée de la croissance mondiale depuis 2010. L'actualisation, en janvier 2018, des prévisions économiques du FMI pour les années 2018 et 2019 a conduit à des révisions à la hausse de 0,2 p.p. de la croissance mondiale par rapport aux projections publiées en octobre 2017. Selon le FMI, la croissance mondiale devrait atteindre 3,9 % en 2018 et 3,9 % en 2019. L'institution a aussi sensiblement révisé à la hausse ses prévisions de croissance du commerce mondial pour les années 2018 et 2019, à hauteur de 0,6 p.p. en 2018 et de 0,5 p.p. en 2019. Elle table désormais sur une hausse moyenne de 4,5 % des échanges mondiaux en 2018 et 2019 (après 4,7 % en 2017).

En janvier 2018, le FMI a indiqué que près de la moitié de la révision des prévisions de croissance mondiale pour 2018 et 2019 était imputable aux effets escomptés de la modification de la politique fiscale américaine sur les États-Unis et ses principaux partenaires commerciaux. Les informations plus récentes suggèrent qu'aux États-Unis, la croissance devrait bénéficier non seulement de la réforme fiscale approuvée fin décembre 2017 mais aussi de l'accord sur le budget voté en février 2018. Ce dernier, qui prévoit notamment le relèvement des limites de plusieurs volets des dépenses publiques pour les deux années fiscales à venir, s'apparente à une relance budgétaire. Les effets de la réforme fiscale et de la politique budgétaire expansionniste devraient, en stimulant la demande interne américaine, avoir des retombées positives sur les principaux partenaires commerciaux des États-Unis (Canada, Mexique et Chine) et, ainsi sur la croissance et le commerce mondiaux.

L'analyse de l'OCDE, dont les dernières projections macroéconomiques dataient de mars 2018, indique que les effets de la réforme fiscale américaine et de l'accroissement des dépenses bénéficieraient en premier lieu au Mexique, au Canada et à la Corée du Sud. Par ailleurs, si les projections de croissance de l'OCDE pour les années 2018 et 2019 sont identiques à celles du FMI, il est intéressant de souligner qu'elles ont été, en moyenne, révisées à la hausse par rapport à celles de novembre 2017 pour l'ensemble des pays à l'exception de la Russie.

En ce qui concerne la zone euro, les informations issues de la publication des derniers comptes trimestriels indiquent que le PIB en volume a augmenté de 0,6 % au quatrième trimestre 2017, après une hausse de 0,7 % au troisième trimestre. En moyenne annuelle, le PIB aurait progressé de 2,5 % en 2017, soit une nette accélération par rapport aux deux années précédentes et le rythme le plus élevé depuis 2007.

Les dernières données économiques et les résultats des enquêtes font état du maintien d'une dynamique de croissance vigoureuse et généralisée. Cette évaluation se reflète largement dans les projections macroéconomiques de mars 2018 établies par les services de la BCE pour la zone euro. Ces projections tablent sur une croissance du PIB annuel en volume de 2,4 % en 2018, de 1,9 % en 2019 et de 1,7 % en 2020. Comparativement aux projections macroéconomiques de décembre 2017 établies par les services de l'Eurosystème, les perspectives de croissance ont été révisées à la hausse pour

2018 et demeurent inchangées pour 2019 et 2020. Le Conseil des gouverneurs de la BCE a considéré que les risques pesant sur les perspectives de croissance de la zone euro sont globalement équilibrés : d'un côté, la conjoncture actuellement porteuse pourrait déboucher sur une croissance plus soutenue à court terme et d'un autre côté, des risques persistants liés à des facteurs mondiaux pourraient conduire à un ralentissement de la croissance. Ces menaces sont liées à un regain du protectionnisme et des évolutions sur les marchés des changes et des autres marchés financiers.

À propos de l'inflation, les projections macroéconomiques de la BCE indiquent une hausse annuelle de l'IPCH de 1,4 % en 2018 et en 2019 et de 1,7 % en 2020. Par comparaison avec les projections macroéconomiques de décembre 2017, les perspectives de progression de l'IPCH ont été légèrement révisées à la baisse pour 2019 et demeurent inchangées pour 2018 et 2020.

Au sujet de l'analyse monétaire, l'expansion de la monnaie au sens large (M3) se maintient à un rythme vigoureux, avec un taux de croissance annuel de 4,2 % en février 2018, traduisant l'incidence des mesures de politique monétaire de la BCE et le faible coût d'opportunité de la détention des dépôts les plus liquides. L'agrégat monétaire étroit M1 constitue ainsi la principale contribution à la croissance de la monnaie au sens large, sa progression se maintenant à un rythme annuel soutenu.

La reprise de la croissance des prêts accordés au secteur privé, constatée depuis le début de 2014, s'est poursuivie. Le rythme annuel de variation des prêts aux sociétés non financières s'est établi à 3 % en février 2018 (après 3,3 % en janvier 2018), tandis que le taux de progression annuel des prêts aux ménages est resté inchangé, à 2,9 %. Les effets des mesures de politique monétaire en place depuis juin 2014 continuent de soutenir fortement les conditions d'emprunt des entreprises et des ménages, l'accès au financement – en particulier pour les petites et moyennes entreprises – et les flux de crédits dans la zone euro.

Les résultats de l'analyse économique et les signaux provenant de l'analyse monétaire ont, d'après le Conseil des gouverneurs, confirmé la nécessité d'un soutien monétaire élevé afin d'assurer un retour durable des taux d'inflation vers un niveau inférieur à, mais proche de 2 % à moyen terme.

Lors de la réunion qui s'est tenue le 8 mars 2018, le Conseil des gouverneurs de la BCE a décidé que le taux d'intérêt des opérations principales de refinancement ainsi que ceux de la facilité de prêt marginal et de la facilité de dépôt demeurent inchangés, à respectivement 0 %, 0,25 % et -0,4 %. Le Conseil des qouverneurs a confirmé que ces taux d'intérêt directeurs resteront à leurs niveaux actuels pendant une période prolongée et bien au-delà de l'horizon fixé pour les achats nets d'actifs dans le cadre du programme d'achats d'actifs (asset purchase programme, APP).

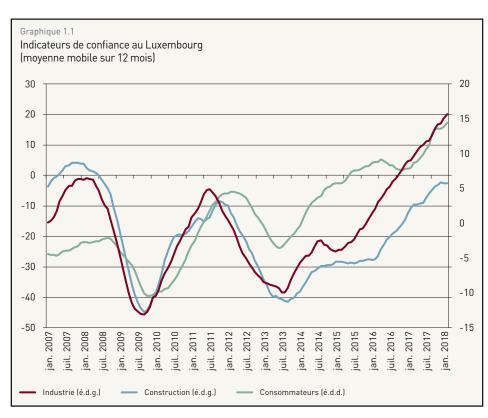
En ce qui concerne les mesures non conventionnelles de politique monétaire, le Conseil des gouverneurs a confirmé que les achats nets d'actifs, au rythme mensuel actuel de 30 milliards d'euros, devraient être réalisés jusqu'à fin septembre 2018 ou au-delà si nécessaire et, en tout cas, jusqu'à ce que le Conseil des gouverneurs observe un ajustement durable de l'évolution de l'inflation conforme à son objectif. L'Eurosystème procédera aussi au réinvestissement des remboursements au titre du principal des titres arrivant à échéance acquis dans le cadre de l'APP pendant une période prolongée après la fin de ses achats nets d'actifs et, en tout cas, aussi longtemps que nécessaire. L'objectif de ces opérations de réinvestissements est d'assurer des conditions de liquidité favorables et une orientation appropriée de la politique monétaire.

2. ÉVOLUTIONS CONJONCTURELLES AU LUXEMBOURG

L'évolution de l'économie luxembourgeoise a été contrastée en 2017. Après un recul de 0,9 % au premier trimestre, le PIB en volume a ensuite progressé en rythme trimestriel de 0,9 % et 1,8 % respectivement aux deuxième et troisième trimestres. Le quatrième trimestre a en revanche vu un nouveau recul du PIB, plus modéré, de 0,1 %. Sur l'ensemble de l'année, la progression du PIB serait de 2,3 %, soit en nette décélération par rapport à 2016. Ce taux correspond au taux le plus bas observé depuis 2012 et serait proche du taux estimé par Eurostat pour la zone euro. S'il est confirmé dans les publications subséquentes, ce taux pour le Luxembourg serait ainsi nettement en-dessous des attentes de la plupart des principales organisations nationales et internationales. Par ailleurs, il pourrait être en contradiction avec d'autres indicateurs de l'économie luxembourgeoise qui dénotent un important dynamisme de l'activité, notamment dans le secteur des services financiers. En revanche, la croissance dans la zone euro s'est établie en forte accélération par rapport à 2016 et à son plus haut niveau depuis 2007.

Les indicateurs de confiance (voir graphique 1.1) sont marqués par une hausse continue depuis le creux de juillet 2013. En 2017, la confiance dans l'industrie, la construction et des consommateurs a progressé de manière soutenue. Cette évolution positive a permis d'atteindre des niveaux de confiance historiquement élevés, plus particulièrement dans le secteur de la construction et auprès des consommateurs. Ce regain de confiance ne s'est toutefois pas traduit par une hausse de la production, puisque celle-ci n'a que légèrement progressé dans la construction (0,3 %) et a même reculé dans l'industrie (-0,1 %).

Selon les données définitives disponibles, l'emploi salarié a progressé de 3,7 % en rythme annuel en novembre 2017, en accélération par rapport au mois précédent. Cette croissance représente la plus forte progression de l'emploi depuis décembre 2008. Selon les estimations provisoires, la progression



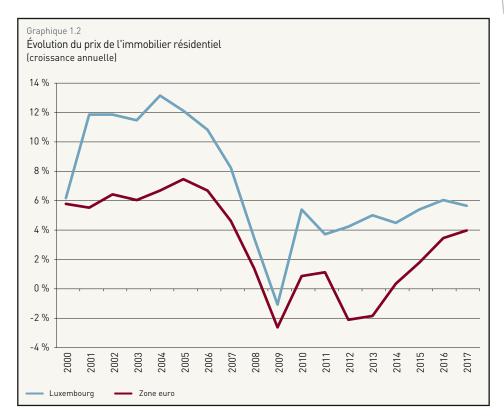
moyenne de l'emploi se serait établie à 3,8 % entre novembre 2017 et janvier 2018. L'emploi frontalier, qui est davantage sensible aux fluctuations cycliques en raison de sa répartition sectorielle, se redresse progressivement, atteignant 4 % de croissance en moyenne sur les onze premiers mois de 2017. L'emploi résident a aussi continué sa progression, à concurrence de 2,9 % sur la même période, soit un rythme supérieur à sa moyenne historique d'avant-crise. Le taux de chômage est passé sous la barre de 6 % en milieu d'année 2017 – une première depuis janvier 2012, pour s'établir à 5,7 % en février 2018 d'après les dernières données statistiques disponibles.

Sources : Statec, BCL

3 MARCHÉ IMMOBILIER

Depuis l'an 2000, les prix de l'immobilier résidentiel au Luxemboura² ont plus que triplé en termes nominaux, comparé à une augmentation de 60 % pour la zone euro (graphique 1.2).

Entre 2000 et 2007, le taux de croissance annuel moyen a été de 10,7 % au Luxembourg et de 6,1 % dans la zone euro. La progression des prix a ensuite ralenti avec une baisse notable en 2009. Cependant, la baisse au Luxembourg était plus limitée que celle constatée dans la zone euro et la croissance des prix a ensuite repris à un rythme plus faible (5 % par an en moyenne). La reprise dans la zone euro a été bien plus modérée en raison, principalement, des corrections des prix immobiliers dans les pays périphériques. Elle ne s'est concrétisée



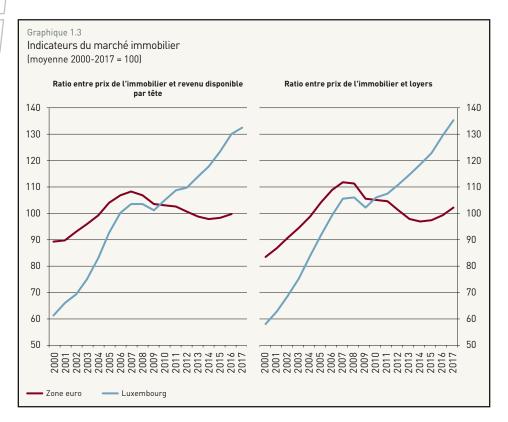
Sources: Eurostat, Statec, BCL

que depuis 2015, soutenue par une progression dans la majorité des pays membres conduisant ainsi à une convergence des taux de croissance de la zone euro vers ceux enregistrés au Luxembourg à la fin de l'année 2017. Au quatrième trimestre 2017, les prix de l'immobilier résidentiel au Luxembourg se situaient 49 % au-dessus de leur niveau de 2009, tandis que pour la zone euro dans son ensemble les prix s'établissaient à un niveau supérieur de 8 % de celui de 2009.

Le graphique 1.3 retrace l'évolution de deux indicateurs souvent utilisés dans l'évaluation des déséquilibres potentiels du marché immobilier³. La partie gauche du graphique 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 par tête, ce qui indique une réduction de la capacité d'achat des ménages. Entre 2008 et 2009, quand les prix de l'immobilier ont baissé, cet indicateur a provisoirement baissé au Luxembourg avant de reprendre sa progression par la suite. En 2016, cet indicateur se situe nettement au-dessus de son niveau moyen calculé sur la période 2000-2016. Au niveau de la zone euro, cet indicateur a baissé entre 2007 et 2014 et est remonté en fin de période pour converger vers son niveau moyen calculé sur la période 2000-2016.

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). Les deux indices sont disponibles dans le Statistical Data Warehouse (entrepôt de données statistiques) de la BCE.

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



Sources : Eurostat, Statec, calculs BCL

La partie de droite du graphique 1.3 présente le rapport entre le 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 peut générer. Au niveau de la zone euro, ce ratio a baissé entre 2009 et 2015, en raison de la hausse de l'indice des loyers qui a dépassé celle de l'indice des prix immobiliers. La reprise des prix immobiliers entamée en 2015 a conduit à une convergence de cet indicateur vers son niveau moyen calculé sur la période 2000-2016. Au Luxembourg, ce ratio a progressé régulièrement sur la période analysée, ce qui constitue un signe d'une possible 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, comme le montre une étude de la Commission européenne qui classe le Grand-Duché parmi les pays ayant une réglementation des loyers très contraignante⁴. De plus, le Luxembourg est parmi les pays favorisant l'accès à la propriété (au détriment de la location) par le truchement d'un impôt foncier très bas et par des allégements fiscaux relatifs aux logements occupés par les propriétaires⁵.

Bien que les deux indicateurs présentés ci-dessus soient souvent utilisés afin d'évaluer les tensions sur le marché immobilier, 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.

Ainsi, la baisse des taux d'intérêt sur les emprunts hypothécaires et leur maintien à un faible niveau ont encouragé l'augmentation de la demande sur le marché immobilier. 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 crédits, toutes maturités

⁴ Cette étude utilise un indicateur composite de l'ampleur de l'encadrement des loyers, du mode de détermination des hausses de loyer et du niveau de coût qu'il est permis de répercuter sur les loyers, voir Commission européenne (2014) « Institutional features and regulation of housing and mortgage markets » Quarterly report on the euro area. Volume 13 (2014) Édition 2 p. 27 - juin 2014.

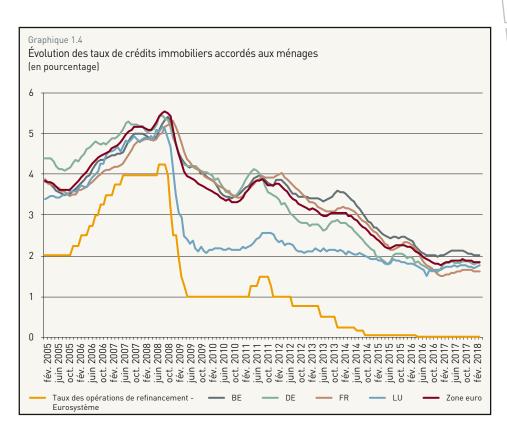
⁵ Par exemple, S. Fatica et D. Prammer, « Housing and the tax system: How large are the distortions in the euro area? » ECB Working Paper Series n° 2087, juillet 2017.

confondues, 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 a permis une convergence des taux de crédits immobiliers de l'ensemble des pays de la zone euro.

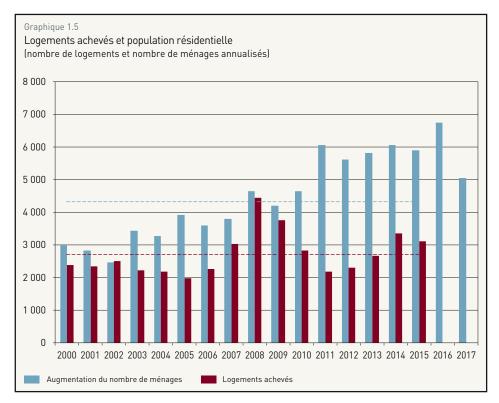
D'autres facteurs ont pu contribuer à assouplir les conditions de financement de logements au Luxembourg, comme l'allongement de la durée des prêts immobiliers ainsi que l'augmentation de la quotité d'emprunt (valeur du prêt par rapport à la valeur du bien immobilier). L'enquête sur la distribution du crédit bancaire menée par la BCL a montré que les banques ont régulièrement assoupli leurs conditions d'octroi pour les crédits immobiliers sur les dernières années⁶.

Enfin, la croissance de la population, sous l'impulsion d'une immigration particulièrement importante depuis 2009, a augmenté la demande de logements, alors que l'offre a été peu flexible. Entre 2000 et 2015, le nombre des ménages résidents a augmenté de 4 300 unités par an en moyenne, alors que sur la même période 2 700 nouveaux logements ont été construits par année (voir le graphique 1.5 pour les statistiques des bâtiments achevés).

La croissance de la population a accéléré en 2011 et a continué à augmenter à un rythme plus contenu (graphique 1.5), renforçant le besoin en nouveaux logements. En revanche, le nombre de logements achevés par an n'a augmenté que



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



Sources : Statec. Notes : Logements dans bâtiments résidentiels, semi-résidentiels et autres. La dernière observation disponible pour les logements achevées (pour l'année 2015) a été publiée en novembre 2017. Le nombre de ménages est calculé et 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 2015.

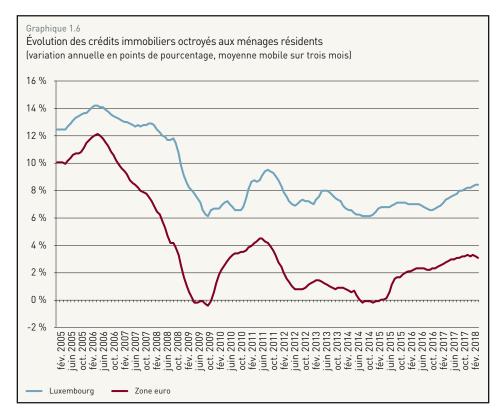
Voir Encadré 3.1

graduellement depuis le creux de 2011 et reste proche des niveaux atteints par le passé. Ce niveau reste largement inférieur au nombre de nouveaux logements nécessaire compte tenu de la croissance de la population⁷. De plus, la détérioration du stock de logements existants exige le remplacement d'environ 2 200 unités par an, ce qui représente plus de la moitié des logements effectivement achevés.

Les indicateurs du marché immobilier repris dans le graphique 1.3 ne prennent pas en compte l'excès de la demande ou les contraintes de l'offre, ainsi que d'autres facteurs tel que l'assouplissement des conditions de financement. Une analyse récente de la BCL, basée sur un modèle économétrique qui inclut des éléments démographiques et les conditions de financement, conclue que la surévaluation des prix de l'immobilier demeure modérée et que cette surévaluation aurait diminué au cours des dernières années en dépit de la progression continue des prix immobiliers⁸.

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 européens⁹. Cet endettement résulte en particulier d'une forte progression des crédits à l'habitat (graphique 1.6). Plus récemment, cette progression s'est encore accélérée pour se situer au-delà de 8 % par an en janvier 2018. 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.

C'est la raison pour laquelle l'autorité compétente et plus récemment le Comité du Risque Systémique (CdRS) ont mis en œuvre une série de mesures destinées à renforcer la résilience des banques qui accordent des crédits immobiliers¹⁰



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

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 70% des crédits

- 7 Voir F. Peltier, « Projection des ménages privés et des besoins en logements 2010 – 2030 », Économie et Statistiques n. 55, septembre 2011.
- 8 Voir S. Filipe, « Housing Prices and Mortgage Credit in Luxembourg », BCL, cahier d'étude n.117, février 2018.
- 9 Voir l'encadré 1.1 « Mesures de l'endettement des ménages et évaluation de leur vulnérabilité », ou BCE (2016). « Household Finance and Consumption Survey: results from the second wave », Statistics Paper 18, Tableau A10.C, p. 116
- 10 Dont notamment la circulaire 12/552 de la CSSF qui exige des banques un renforcement des fonds propres réglementaires supplémentaires destinés à couvrir la part de leurs crédits hypothécaires qui dépasse une quotité d'emprunt (ratio LTV) de 80 %. Pour une liste complète de ces mesures, voir « Luxembourg : Selected issues 2018 », Fonds monétaire internationale (FMI).

hypothécaires en viqueur au Luxembourg restent assortis d'un taux d'intérêt variable¹¹. 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. 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, selon l'enquête sur le comportement financier et de consommation des ménages (HFCN), 34 % des ménages luxembourgeois détenaient une dette hypothécaire en 2014 contre seulement 23 % dans la zone euro¹². 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 luxembourgeois¹³.

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 251 % de l'endettement au troisième trimestre 2017). Par ailleurs, la valeur des actifs financiers détenus par les ménages augmente à un rythme similaire à celui de leur endettement. 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 modestes¹⁴. Ceci étant, cette analyse a aussi montré que pour 90 % des ménages endettés, la charge liée au remboursement de la dette représente moins de 37 % 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 luxembourgeois¹⁵. 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. Pour limiter ces risques, le gouvernement a soumis, en décembre 2017, un projet de loi¹⁶ permettant à la CSSF, après concertation avec la BCL et après qu'une recommandation ait été adoptée par le CdRS, d'introduire, dans le cadre de l'octroi de crédits immobiliers, des limites pour, entre autres, le ratio prêt initial sur la valeur du collatéral, le ratio charges d'emprunt initial sur le revenu et l'échéance initiale de l'emprunt.

Le marché immobilier luxembourgeois a aussi fait l'objet d'analyses par différentes institutions internationales. En novembre 2017, la Commission européenne a jugé, dans son rapport sur le mécanisme d'alerte, qu'un examen approfondi du Luxembourg n'était pas nécessaire. La Commission a réitéré que la hausse continue des prix immobiliers requiert une surveillance étroite, mais elle a estimé que « les

- Voir le rapport 2018 pour le Luxembourg publié par Commission européenne en mars 2018 dans le cadre du Semestre européen, p. 29.
- 12 Voir l'étude du HFCN disponible via le lien suivant : https://www.ecb.europa.eu/pub/economic-research/research networks/html/researcher_hfcn.en.html.
- 13 Selon l'enquête HFCN, l'immobilier constitue 78 % du patrimoine brut total des ménages au Luxembourg. Voir A. Girshina, T. Mathä, M. Ziegelmeyer, « The Luxembourg Household and Consumption Survey : Results from the 2nd Wave », BCL, cahier d'étude n. 106, mai 2017.
- 14 Voir G. Giordana et M. Ziegelmeyer, « Household debt burden and financial vulnerability in Luxembourg », BCL cahier d'étude n. 113, septembre 2017.
- 15 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.
- 16 Projet de loi N° 7218 relative à des mesures macroprudentielles portant sur les crédits immobiliers résidentiels

risques semblent rester relativement limités ». En mars 2018, la Commission européenne a publié un rapport sur le Luxembourg dans le cadre du semestre européen¹⁷. Le marché immobilier figure parmi les onze indicateurs examinés par la Commission, qui a conclu à l'absence de déséquilibres. Toutefois, la Commission y notait aussi que « [l]a hausse rapide des prix des logements combinée à l'endettement croissant des ménages suscite des inquiétudes quant à la viabilité de l'endettement des ménages ».

Lors de sa consultation au titre de l'article IV en 2018, le FMI a conclu que la hausse des prix immobiliers au Luxembourg semble refléter principalement une croissance rapide de la demande et des pénuries dans l'approvisionnement de logements¹⁸. Même si le FMI n'a pas identifié une surévaluation des prix immobiliers, il a réitéré que la hausse continue des prix immobiliers poserait des problèmes d'accès à la propriété et pourrait mener à un endettement excessif de certains ménages. L'OCDE a également noté dans son étude économique sur le Luxembourg publiée en juin 2017¹⁹ que la croissance des prix immobiliers pourrait être attribuée à un déséquilibre entre l'offre et la demande. L'OCDE y préconisait des réformes structurelles et, en particulier une augmentation de l'impôt foncier pour freiner la demande à des fins de spéculation.

À court terme, les risques liés au marché immobilier au Luxembourg semblent donc contenus. Certains indicateurs « simples » de déséquilibre pourraient suggérer un risque de correction des prix immobiliers qui pourrait se matérialiser par un ralentissement, voire une baisse des prix. Cependant, des analyses économétriques montrent que les prix immobiliers évoluent plus ou moins en ligne avec les fondamentaux économiques (voir encadré 1.2) et que la hausse des prix immobiliers est soutenue par des facteurs structurels, tel que le déséquilibre entre l'offre et la demande sur le marché immobilier. Ceci étant, la prudence 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 des ménages et de la concentration des prêts hypothécaires sur un nombre limité d'établissements de crédit. Ces facteurs de fragilité gagneraient encore en importance en cas de choc négatif significatif.

- 17 Le rapport est disponible sous ce lien : https://ec.europa.eu/info/sites/info/files/2018-european-semester-country-report-luxembourg-fr.pdf
- 18 Voir les conclusions de la consultation du FMI disponibles sous le lien : https://www.imf.org/en/News/Articles/2018/02/08/ms020918-luxembourg-concluding-statement-of-the-2018-article-iv-mission
- 19 L'étude est disponible sous ce lien : www.oecd.org/fr/eco/etudes/etude-economique-luxembourg.htm

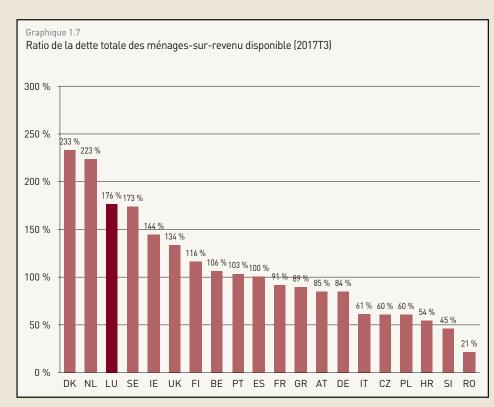
Encadré 1.1:

MESURE DE L'ENDETTEMENT DES MÉNAGES ET ÉVALUATION DE LEUR VULNÉRABILITÉ

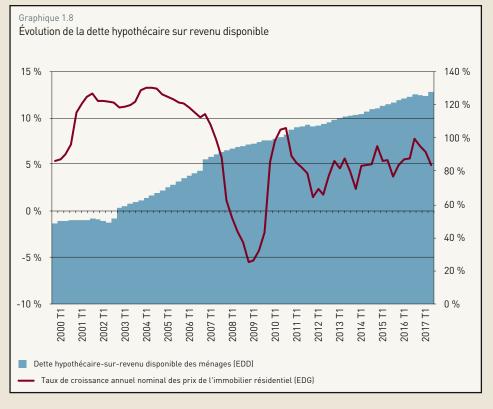
L'évolution de la dette privée, qu'elle soit issue des entreprises ou des ménages, doit être prise en considération dans l'analyse des risques pour la stabilité financière. En effet, plusieurs crises financières ont été déclenchées par une croissance insoutenable de la dette privée et en particulier 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. Cette analyse sera complétée, ultérieurement, par

les données de l'enquête de la BCL relative aux finances et à la consommation des ménages au Luxembourg. 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 (graphique 1.7) 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 176 % au troisième trimestre 2017, soit un niveau largement supérieur à la moyenne de l'Union européenne (108%). Ces nouveaux chiffres constituent une augmentation significative par rapport aux 156% d'endettement mesurés au troisième trimestre 2016. Toutefois, cette différence s'explique en partie par une mise à jour des données. En effet, le STATEC a rendu disponible un historique plus long pour les données annuelles de revenu disponible, permettant ainsi une estimation plus précise du niveau de l'endettement des ménages.

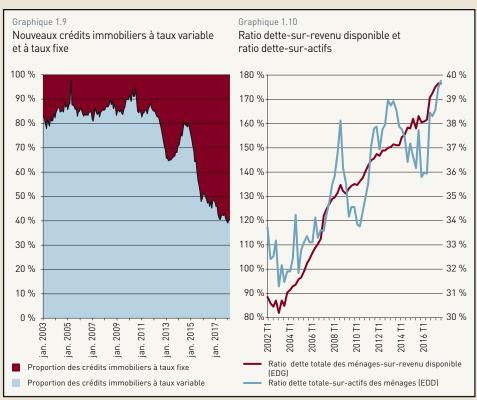
L'endettement des ménages au Luxembourg a constamment progressé depuis 2000. Il résulte pour plus de 80 % de la souscription d'emprunts hypothécaires. Ainsi, l'augmentation de l'endettement des ménages peut être expliquée par la hausse persistante des prix de l'immobilier depuis l'année 2000 (graphique 1.8). Entre le premier trimestre 2000 et le troisième trimestre 2017, le



Sources : CERS (ESRB) et calculs BCL pour le Luxembourg (LU) ; NB : Le ratio représente la dette totale des ménages et ISBL sur la somme des revenus disponibles des ménages au cours des quatre derniers trimestres. Le graphique rapporte les valeurs pour 2017T3 lorsqu'elles sont disponibles. Pour UK il s'agit de 2017T1 et HR, RO de 2016T4.



Sources: BCE, STATEC, calculs BCL



une hausse de l'endettement hypothécaire par rapport au revenu disponible (graphique 1.8). Au troisième trimestre 2017, la dette hypothécaire des

taux de croissance réel annuel

moyen du revenu disponible

des ménages était inférieur à 0,5 % tandis que celui des

prix de l'immobilier résidentiel

avoisinait les 4,7 %. Une telle divergence dans un contexte

de taux d'intérêt faibles, a pu

inciter les ménages désireux d'acquérir un logement, à re-

courir davantage à l'endette-

ment. D'après le CERS (2015), 20

environ 46 % de la population

luxembourgeoise est pro-

priétaire de son logement et

détient un prêt hypothécaire ou un crédit immobilier. Par ail-

leurs, on observe depuis 2000

ménages atteignait 127,9 % de

leur revenu disponible.

Source : Calculs BCL

Source : STATEC, calculs BCL

Le stock de dette hypothécaire des ménages au Luxembourg est majoritairement à taux variable. Entre janvier 2003 et septembre 2017, la part moyenne des crédits immobiliers à taux variable en proportion du montant total des prêts immobiliers accordés, s'élevait à 75,8 %. 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. Un tel scénario de normalisation à la hausse des taux n'est nullement à exclure à moyen terme dans la zone euro. Néanmoins, la part des nouveaux contrats de prêts à taux fixes a augmenté de manière significative ces dernières années (graphique 1.9). Ainsi, entre janvier 2016 et septembre 2017, la part des crédits immobiliers à taux variable en proportion du montant total des nouveaux prêts immobiliers accordés est passée de 47,9 % à 40,6 %.

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 au cours de la période récente que l'augmentation du ratio dette-sur-revenu disponible des ménages est plus prononcée que celle du ratio dette-sur-actifs des ménages (graphique 1.10). Cela signifie que l'accumulation de la dette par rapport au revenu disponible évolue beaucoup plus vite que l'accumulation d'actifs des ménages. Par conséquent, 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) serait utile afin de contenir les éventuels risques qui pourraient résulter d'une dynamique insoutenable de la dette.

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

Encadré 1.2:

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

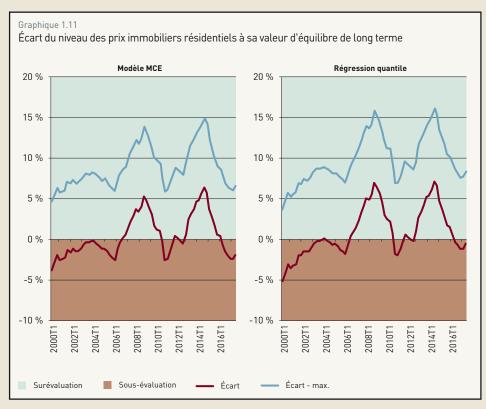
Le développement de vulnérabilités dans le secteur de l'immobilier résidentiel peut avoir d'importantes implications pour la stabilité du système financier national. Un risque de nature systémique spécifique au marché de l'immobilier peut se manifester par une chute sévère des prix résultant d'une déconnexion excessive antérieure des prix par rapport au niveau d'équilibre, lequel est déterminé par des fondamentaux économiques présumés.²¹ 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 associée 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 principales approches peuvent être adoptées pour déterminer si les prix de l'immobilier résidentiel évoluent de manière compatible avec les fondamentaux économiques. La première approche repose sur des méthodologies purement statistiques selon lesquelles toute déviation positive ou négative des prix de l'immobilier résidentiel par rapport à leur moyenne historique ou à leur tendance est synonyme respectivement de surévaluation ou de sous-évaluation. La seconde approche 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.

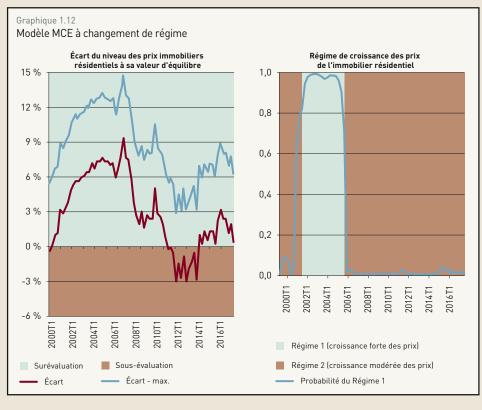
Le premier modèle est un modèle économétrique linéaire à mécanisme de correction d'erreurs (MCE). Il consiste à estimer la relation de long terme qui lie les prix des biens immobiliers à un ensemble de variables explicatives. Les prix immobiliers ainsi estimés peuvent être interprétés comme la « valeur fondamentale » des prix telle qu'elle est expliquée par le modèle. En conséquence, lorsque l'écart entre la valeur observée du niveau des prix de l'immobilier résidentiel et la valeur fondamentale est positif (négatif), une période de surévaluation (sous-évaluation) prévaut.²²

Le deuxième modèle s'appuie sur la régression quantile. Cette dernière définit des valeurs distinctes de prix d'équilibre pour le sous-échantillon délimité par le percentile 50 % de la distribution conditionnelle des prix de l'immobilier résidentiel au Luxembourg. Ainsi, lorsque l'écart entre la valeur observée du niveau des prix de l'immobilier résidentiel et la valeur fondamentale, telle que prédite par le modèle au 50e quantile, est positif (négatif), un épisode de surévaluation (sousévaluation) est détecté.

- 21 Les fondamentaux sont les variables macroéconomiques et financières qui affectent la demande et l'offre sur le marché de l'immobilier résidentiel.
- 22 Pour l'ensemble des indicateurs, compte tenu de l'incertitude intrinsèque aux modèles économétriques, le choix d'un intervalle au lieu d'une valeur unique pour l'écart entre la valeur observée du niveau des prix de l'immobilier résidentiel et la valeur fondamentale est retenu. La borne supérieure (inférieure) de l'intervalle est construite à partir de la valeur estimée de l'écart plus (moins) k fois son écart-type. La valeur du coefficient multiplicateur k est fixée à 1,96 sous l'hypothèse d'un intervalle de confiance à 95 % et d'une dynamique du prix d'équilibre distribuée selon une loi Normale.



Source : Calculs BCL. Période d'estimation : 1990T1-2017T3



Source : Calculs BCL. Période d'estimation : 1990T1-2017T3

Le graphique 1.11 représente l'écart du niveau des prix de l'immobilier résidentiel par rapport à leur valeur fondamentale, respectivement à partir du modèle MCE et des régressions quantiles. Après avoir connu des épisodes de sur- et sous-évaluation entre 2007 et 2016, les indicateurs suggèrent une évolution des prix immobiliers en ligne avec les fondamentaux. Il faut tenir compte des éventuelles erreurs de spécification du modèle, en supposant l'existence d'une valeur maximale de l'écart du niveau des prix à sa valeur d'équilibre de long terme. Cet intervalle de confiance indique que l'évaluation des prix au troisième trimestre 2017 est comprise entre -2,17 % et 6,51 % pour le modèle MCE et entre -0,64 % et 8,33 % pour la régression quantile. Ces résultats, légèrement inférieurs aux estimations obtenues pour le troisième trimestre 2016, reflètent également la mise à jour des données sur le revenu disponible.

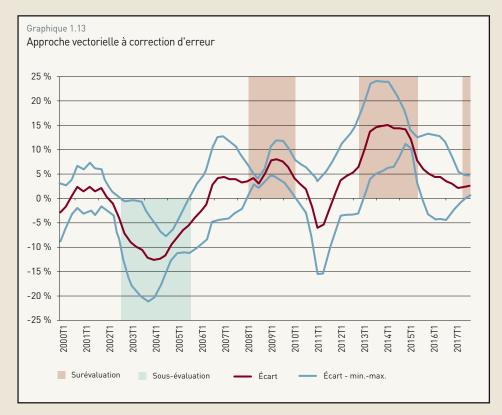
Le troisième modèle suppose l'existence de différents régimes d'évolution des prix de l'immobilier résidentiel. Il s'appuie sur les techniques dites à changement de régime markovien en supposant l'existence de deux états : un premier régime de forte croissance des prix de l'immobilier résidentiel (régime 1) et un second régime de croissance plus modérée (régime 2). Les régimes sont identifiés sur la base des probabilités lissées estimées. Ces probabilités sont associées à chaque régime et varient à travers le temps, en fonction des pouvoirs explicatifs respectifs des deux régimes. On considère que lorsque la probabilité du régime 1 est supérieure (inférieure) à 0,7, le taux de croissance des prix de l'immobilier résidentiel au Luxembourg est fort (modéré).

Le modèle à changement de régime (graphique 1.12) révèle que le marché de l'immobilier résidentiel a connu une forte croissance des prix entre 2002 et 2006. Cette phase de forte progression a été suivie par une période de croissance modérée des prix qui persiste encore aujourd'hui. Pour le troisième trimestre 2017, l'écart du niveau des prix immobiliers résidentiels à sa valeur fondamentale tel qu'estimé par le modèle indique une surévaluation des prix comprise entre 0,49 % et 5,93 %.

Le quatrième 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 entrainent une expansion du crédit hypothécaire qui, à son tour, enclenche une nouvelle augmen-

tation des prix. Néanmoins, l'analyse confirme également le caractère fondamental des facteurs structurels pour le marché immobilier luxembourgeois. Le graphique 1.13 représente l'écart du niveau des prix de l'immobilier résidentiel par rapport à leur valeur fondamentale à partir du modèle vectoriel 23

Au total, les quatre modèles économétriques suggèrent qu'au troisième trimestre 2017, les prix affichent une surévaluation modérée par rapport aux fondamentaux, lesquels sont affectés par des rigidités importantes de l'offre de logement et d'un excès de la demande encouragé à la fois par un niveau de taux d'intérêt faible et par des incitations fiscales favorisant l'accès à la propriété.



Sources: Calculs BCL. Période d'estimation: 1980T1-2017T3

²³ 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 nouvelles données de revenu disponible des ménages.



LES MARCHÉS FINANCIERS : **ÉVOLUTIONS RÉCENTES ET PERSPECTIVES**

2 LES MARCHÉS FINANCIERS : ÉVOLUTIONS RÉCENTES ET PERSPECTIVES

| 1. | Le marché de la dette souveraine | 30 |
|----|-------------------------------------|----|
| 2. | Risque de refinancement des banques | 33 |
| 3. | Les marchés des actions | 36 |
| 4. | Les marchés de matières premières | 41 |
| 5. | Les marchés des changes | 42 |

LES MARCHÉS FINANCIERS : ÉVOLUTIONS RÉCENTES ET PERSPECTIVES

L'année 2017 pourrait probablement être considérée comme la dernière année d'accalmie sur les marchés financiers avant la transition vers des politiques monétaires moins accommodantes et le retour de la volatilité déjà constaté en janvier 2018. En dépit de la poursuite par l'Eurosystème de ses programmes d'achat d'actifs à un rythme de 60 milliards d'euros par mois en 2017, la question de la sortie de l'assouplissement quantitatif a été omniprésente sur les marchés financiers au cours de la première moitié de l'année 2017. Parallèlement, la Réserve fédérale des Etats-Unis (FED) a commencé à réduire la taille de son bilan et a poursuivi sa politique d'augmentation des taux d'intérêt, avec trois hausses au cours de l'année 2017. Toutefois, les marchés financiers ayant anticipé les hausses de taux d'intérêt, la progression des actifs risqués a continué tandis que les rendements obligataires sont restés à des niveaux historiquement bas en raison des liquidités abondantes mises à disposition par les banques centrales.

Bien qu'en début d'année 2017 le climat politique en Europe ait pu faire craindre la victoire de partis populistes, les marchés financiers sont restés relativement sereins et se sont caractérisés par une volatilité réduite. En revanche, les actifs risqués ont connu des performances remarquables : il est à relever, entre autres, la performance positive ininterrompue au cours de l'année 2017 de l'indice américain S&P 500 qui a terminé l'année en progression de 19,4 %, ainsi que la performance de 12,5 % du DAX, le principal indice boursier allemand, qui a atteint son plus haut niveau historique en janvier 2018.

Les matières premières ont enregistré de fortes hausses des prix en 2017 en raison d'une situation économique globale très favorable. Sur les marchés des changes, l'année s'est caractérisée par une appréciation de l'euro face à la plupart des principales devises et par une relative faiblesse du dollar américain.

Cependant, le début de l'année 2018 a été marqué par un retour soudain de la volatilité. Le vote d'une nouvelle loi fiscale aux États-Unis en décembre 2017 – le *Tax Cuts* and *Jobs Act* – a poussé les marchés obligataires à prendre en compte la perspective de taux directeurs plus élevés. Les taux des obligations d'État américaines et allemandes à 10 ans ont ainsi augmenté de près de 50 points de base en quelques semaines. Ceci a entrainé une montée brusque des indices de volatilité qui s'est propagée aux marchés des actions dès février 2018.

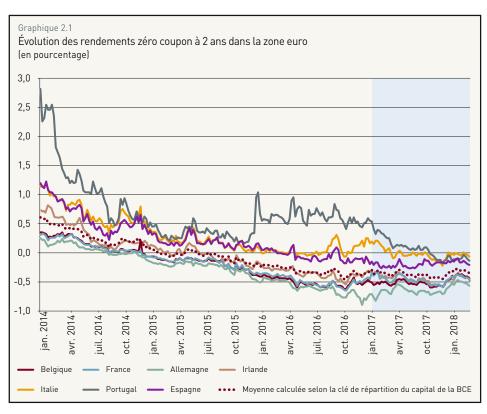
1. LE MARCHÉ DE LA DETTE SOUVERAINE

Dans la zone euro, le marché de la dette souveraine a connu une année 2017 relativement stable. Tout au long de l'année, la poursuite de la politique monétaire très accommodante de l'Eurosystème a été un facteur de soutien pour ce marché. Après une longue période de tendance baissière des rendements entamée fin 2013, la plupart des taux obligataires souverains ont fluctué pendant l'année 2017 dans un intervalle relativement étroit sans réelle tendance. Le Portugal et la Grèce font figure d'exceptions, puisque l'amélioration de leurs fondamentaux économiques a entrainé une sensible baisse des coûts de financement de ces États.

Au début de l'année 2017, les rendements ont été impactés par la réduction de 80 à 60 milliards d'euros des achats mensuels d'actifs décidée par le Conseil des Gouverneurs de la BCE en décembre 2016. Cette réduction s'est traduite par une hausse du rendement des obligations d'État à 10 ans d'environ 30 points de base en Allemagne, 45 points de base en France et même de 60 points de base en Italie.

Au printemps 2017, les événements politiques en Europe ont créé un climat d'incertitude. Les élections présidentielles et législatives en France, les élections législatives aux Pays-Bas, ainsi que la décision de la Cour constitutionnelle italienne de réformer la loi électorale étaient au centre de ces inquiétudes. Le différentiel de rendement entre les obligations souveraines allemandes et françaises s'est accentué au cours de cette période. Juste avant le second tour des élections présidentielles françaises, le rendement des obligations allemandes à 10 ans avait atteint son niveau le plus bas de l'année à 0,15 %, tandis que celui des obligations françaises à 10 ans s'établissait aux alentours de 0,90 %. Suite à la victoire d'Emmanuel Macron aux présidentielles en France et de la victoire du VVD, parti libéral pro-européen aux Pays-Bas, les craintes d'une éventuelle déstabilisation politique de l'Union européenne se sont apaisées.

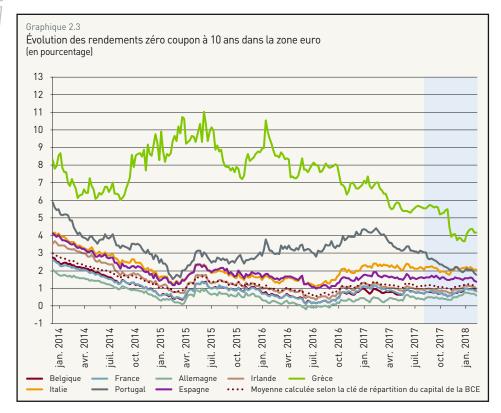
En sus des incertitudes politiques, l'évolution moins favorable des indicateurs économiques et surtout la faible inflation au premier semestre ont contribué à la baisse des rendements des obligations souveraines. Au début de l'année



Source : Bloomberg



Source : Bloomberg



Source : Bloomberg

2017, le taux d'inflation publié par Eurostat était passé à 2 %, principalement en raison des effets de base, avant de retomber à 1,3 % en milieu d'année. L'indicateur de marché permettant de projeter l'inflation future (exprimé par les swaps d'inflation à 5 ans dans 5 ans) est passé de 1,79 % en début d'année à 1,49 % en milieu d'année avant de revenir proche de son niveau initial fin 2017.

L'amélioration progressive des fondamentaux économiques au cours du deuxième semestre et les annonces de politique monétaire du Conseil des gouverneurs de la BCE ont eu un effet positif sur les différentiels de rendement entre les pays européens. Les différentiels de taux des obligations des pays de la zone euro par rapport au taux de référence allemand à 10 ans ont ainsi chuté de manière

significative. L'Italie, qui enregistrait un différentiel de 210 points de base au printemps par rapport à l'Allemagne, a vu ce dernier se réduire à 130 points de base au cours de l'année. De même celui de l'Espagne, qui culminait à 146 points de base a atteint 76 points de base début 2018. Le marché obligataire le plus performant a été le Portugal qui avait débuté l'année 2017 avec un écart de 380 points de base par rapport à l'Allemagne, pour atteindre un différentiel de 135 points de base début 2018.

L'amélioration des indicateurs économiques s'est poursuivie en 2018 et, en conséquence, les rendements obligataires dans la zone euro ont substantiellement augmenté en janvier et février 2018 avant de retomber en mars, en particulier pour les échéances plus longues. Au cours du mois de janvier 2018, le rendement de l'emprunt d'État allemand à 10 ans est ainsi en progression de 33 points de base, passant de 0,42 % à 0,75 %. Les rendements des obligations souveraines des autres États membres de la zone euro ont suivi cette tendance. Cette évolution s'est accompagnée d'une augmentation marquée de la volatilité des taux.

L'amélioration des fondamentaux économiques a également eu un impact positif sur les notations de plusieurs pays de la zone euro. Moody's et S&P ont ainsi augmenté les notations de Chypre, de la Grèce, de l'Irlande, de l'Italie, du Portugal et de la Slovénie.

Tableau 2.1 : Notations des pays de la zone euro

| | | MOODY'S | | | S&P | |
|------------|------------|------------|-----------|------------|------------|-----------|
| | 20/03/2018 | 01/01/2017 | VARIATION | 20/03/2018 | 01/01/2017 | VARIATION |
| ALLEMAGNE | Aaa | Aaa | | AAAu | AAAu | |
| AUTRICHE | Aa1 | Aa1 | | AA+ | AA+ | |
| BELGIQUE | Aa3 | Aa3 | | AAu | AAu | |
| CHYPRE | Ba3 | B1 | +1 | BB+ | BB | +1 |
| ESPAGNE | Baa2 | Baa2 | | BBB+u | BBB+ | |
| ESTONIE | A1 | A1 | | AA- | AA- | |
| FINLANDE | Aa1 | Aa1 | | AA+ | AA+ | |
| FRANCE | Aa2 | Aa2 | | AAu | AAu | |
| GRÈCE | В3 | Caa3 | +3 | В | B- | +1 |
| IRLANDE | A2 | А3 | +1 | A+ | A+ | |
| ITALIE | Baa2 | Baa2 | | BBBu | BBB-u | +1 |
| LUXEMBOURG | Aaa | Aaa | | AAA | AAA | |
| MALTE | А3 | А3 | | A- | Α- | |
| PAYS-BAS | Aaa | Aaa | | AAAu | AAAu | |
| PORTUGAL | Ba1 | Ba1 | | BBB-u | BB+u | +1 |
| SLOVAQUIE | A2 | A2 | | A+ | Α+ | |
| SLOVÉNIE | Baa1 | Baa3 | +2 | A+ | А | +1 |

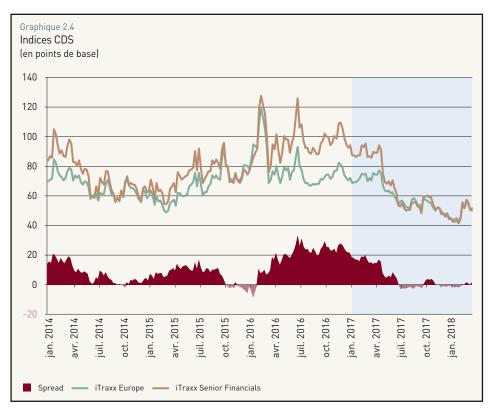
Source: Bloomberg

2. RISQUE DE REFINANCEMENT DES BANQUES

Comme au cours des années précédentes, l'Eurosystème a veillé à ce que les liquidités mises à disposition des banques demeurent abondantes afin d'assurer la stabilité des conditions de refinancement. Le taux d'intérêt des opérations principales de refinancement est ainsi resté inchangé en 2017 à 0 %.

Les achats mensuels d'obligations par l'Eurosystème dans le cadre des programmes d'achats d'actifs ainsi que la fourniture de liquidités à travers les opérations de refinancement ont continué à faire croître l'excédent de liquidités. Ce dernier a largement contribué au maintien de conditions de financement favorables pour les banques et les entreprises. Le montant de l'excédent de liquidité est ainsi passé de 1 200 milliards d'euros début 2017 à près de 1 800 milliards d'euros fin mars 2018.

Toutefois, les primes de risque sont restées élevées au cours des premiers mois de l'année 2017 en raison des incertitudes politiques en Europe. Les Credit Default Swaps (CDS) mesurent le prix de l'assurance contre le défaut d'une contrepartie et peuvent donc être considérés comme un indicateur des primes de financement à payer par les sociétés émettrices. Les indices composites iTraxx, qui synthétisent un panier de CDS, permettent de représenter le coût de protection par rapport à un secteur donné. Ainsi, l'indice iTraxx Europe a débuté l'année 2017 à un niveau de 73 points de base tandis



Source : Bloomberg



Source : Bloomberg

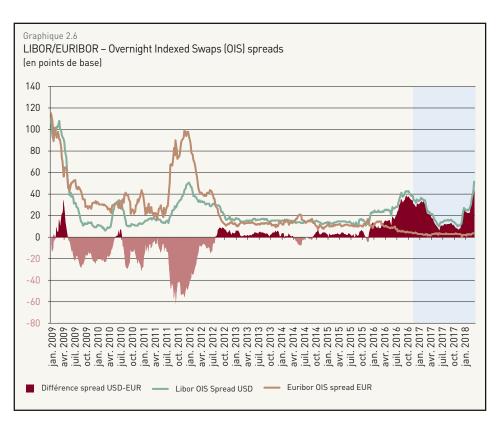
que l'indice iTraxx des valeurs financières a débuté l'année 2017 à un niveau de 93 points de base. Bien que ce dernier s'était déjà amélioré par rapport à fin 2016, il reflétait néanmoins un niveau de risque plus élevé que l'indice iTraxx Europe. En effet, le secteur bancaire était considéré comme étant particulièrement à risque en cas de victoire des partis populistes aux élections françaises ou d'une aggravation des difficultés politiques en Italie.

À la suite des élections françaises, la prime de risque des actifs européens a diminué de manière significative. L'indice iTraxx Europe, qui cotait à 50 points de base en été 2017, a continué de baisser jusqu'en 2018. Le niveau le plus bas a été observé en janvier 2018, atteignant 44 points de base. Le risque pour les institutions financières a diminué de manière plus significative: ainsi, l'indice iTraxx des valeurs financières a résorbé l'écart avec l'indice iTraxx Europe et s'établit quasiment au même niveau depuis mai 2017.

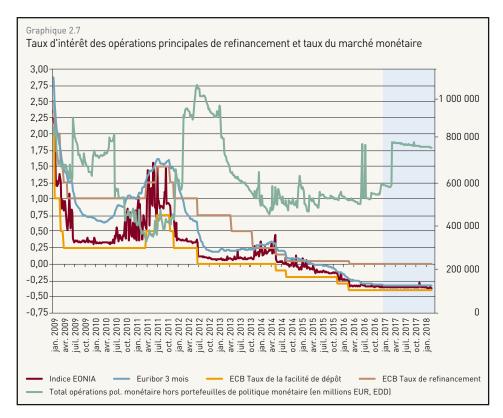
Grâce aux conditions de financement favorables dans la zone euro, les émissions obligataires ont fortement progressé en 2017. Les émetteurs publics ont placé 1 398 milliards d'euros de nouvelles obligations, soit une augmentation de 28 % par rapport à 2016. Les émetteurs du secteur financier ont augmenté leurs émissions de dette de 47 % à 1 287 milliards d'euros, tandis que les sociétés non financières ont émis 12 % d'obligations en plus par rapport à 2016, avec un volume total de nouvelles émissions de 432 milliards d'euros.

Alors que les conditions de financement pour les émetteurs européens ont été avantageuses en euros, il en a été autrement pour des émissions libellées en dollars américains, puisque le « basis swap spread » entre l'euro et le dollar est resté négatif tout au long de l'année. Le « basis swap spread » représente la marge qui doit être ajoutée au dollar lorsque ce dernier est financé par un swap de change euros contre dollars. Ceci étant, le swap de base pour une année est passé de -50 à -30 points de base, rendant ainsi le financement à court terme en dollar moins onéreux par rapport au début de l'année. Ce mouvement s'est également reflété dans les conditions de refinancement en dollar à plus long terme, puisque le swap de base à dix ans est passé de -40 à -35 points de base au cours de l'année 2017.

Les écarts entre les taux interbancaires (Euribor 3 mois ou Libor USD 3 mois) et les taux Overnight Indexed Swap (EUR swap Eonia 3 mois ou USD swap OIS 3 mois) sont considérés comme une mesure de la perception de l'évolution du risque par les opérateurs du marché interbancaire. Ainsi, un écart réduit est synonyme de moindres tensions sur le marché interbancaire, tandis qu'un écart croissant est synonyme d'une augmentation du degré de tension sur le marché interbancaire. Pour la zone euro, cet indicateur n'a montré aucun signe de stress tout au long de l'année. La différence entre Euribor et Euro OIS est restée proche de zéro. Aux États-Unis, l'écart LIBOR et OIS s'est réduit de 7 points de base en un an, passant de 33 points de base à 26 points de base. Cependant, cet



Source : Bloomberg



Source : Bloomberg

écart a augmenté depuis fin 2017 : l'indicateur a dépassé 55 points de base en mars 2018. L'accroissement de l'indicateur de signal de stress résulte principalement de la hausse du taux d'intérêt en raison des nouveaux plans de dépenses du gouvernement américain, de la réduction du bilan et des hausses de taux anticipées de la FED.

Les taux du marché monétaire à court terme dans la zone euro, comme l'EONIA ou l'Euribor 3 mois, sont restés inchangés en 2017. Le niveau du taux de la facilité de dépôt a continué d'être le principal facteur déterminant des taux d'intérêt à court terme. Ce taux étant resté inchangé à -0,40 %, l'EONIA, tout comme l'Euribor 3 mois, sont restés proches de ce niveau.

Encadré 2.1 :

LES OPÉRATIONS DE POLITIQUE MONÉTAIRE DE LA BCL EN 2017

Alors que l'Eurosystème a alloué en moyenne 13,12 milliards d'euros par opération principale de refinancement (*Main Refinancing Operations* – MRO) en 2017, l'adjudication moyenne aux banques luxembourgeoises était de 0,29 milliard d'euros, soit 2,21 % du total de la zone euro. L'allocation moyenne de l'Eurosystème dans les 12 opérations de refinancement à plus long terme (*Longer Term Refinancing Operations* – LTRO) conduites en 2017 était de 2,54 milliards d'euros, dont 0,012 milliard ou 0,47 % étaient en moyenne destinés à des banques luxembourgeoises.

En 2017, 5 banques luxembourgeoises ont participé aux opérations de refinancement à plus long terme ciblées (*Targeted Longer-Term Refinancing Operations* – TLTRO) pour un montant de 1,525 milliards d'euros (0,65 %) sur les 233,47 milliards d'euros alloués dans la zone euro en 2017.

Au 31 décembre 2017, les banques luxembourgeoises avaient un encours de 5,62 milliards d'euros toutes opérations de refinancement confondues, sur un total de 764,16 milliards attribués à l'ensemble des banques de la zone euro à cette même date (soit 0,74 %).

Dans l'ensemble des refinancements accordés par l'Eurosystème, la part de la BCL est restée stable à un niveau faible.

3. LES MARCHÉS DES ACTIONS

Sur l'année 2017, les principaux marchés d'actions ont affiché des performances positives. Pour le marché européen, cette progression s'est faite en trois grandes étapes. Le début de l'année, jusqu'à la mi-juin 2017, a été marqué par la poursuite de la tendance haussière initiée par l'élection présidentielle de novembre 2016 aux États-Unis. Seuls quelques épisodes de volatilité accrue ont entrecoupé cette tendance aux alentours de l'élection présidentielle française. Au cours de l'été 2017, les indices boursiers européens ont connu une tendance baissière suite aux prises de bénéfices déclenchées par l'appréciation de l'euro vis-à-vis des autres devises principales et surtout vis-à-vis du dollar américain. À partir du mois de septembre, ces indices ont connu un rebond supporté principalement par de meilleurs indicateurs macroéconomiques.

Sur l'ensemble de l'année 2017, les actions européennes ont ainsi globalement progressé et ce malgré l'appréciation de l'euro. Il est à rappeler que l'indice allemand DAX affichait une performance de 12,5 % en 2017, par rapport à 6,9 % en 2016. La performance de l'indice Stoxx Europe 600 était de 7,7 % en 2017, par rapport à -1,2 % en 2016. L'indice Euro Stoxx 50, qui regroupe les 50 sociétés ayant la plus forte capitalisation boursière au sein de la zone euro, a affiché une performance de 6,5 % en 2017, par rapport à 0.7 % en 2016.

Les performances enregistrées par les marchés des actions européennes en 2017 se sont traduites par un amenuisement significatif de l'aversion des investisseurs à l'égard du risque. Cependant, les marchés d'actions au premier trimestre de l'année 2018 se sont caractérisés par une progression importante de l'incertitude dont le niveau a atteint celui observé au premier trimestre de l'année 2017 (voir encadré 2.2).

En 2017, la décomposition sectorielle de l'indice Stoxx Europe 600 a révélé que les secteurs des télécommunications, du commerce de détail, des médias et de l'énergie ont affiché des performances négatives de respectivement -3,6 %, -3 %, -2,5 % et -2,2 %. Les meilleures performances ont été réalisées par les secteurs des ressources de base (19,3 %), des technologies de l'information et de la communication (19,3 %) et des services financiers (17,1 %).

Les actions américaines ont progressé de façon continue tout au long de l'année. Cette progression s'explique par l'anticipation d'une réforme fiscale ayant un impact positif sur l'économie américaine pour les années à venir. La solidité des fondamentaux économiques a également été un levier à la performance des indices boursiers américains : la croissance du PIB réel a atteint 2,7 % en 2017 et le taux de chômage a poursuivi son recul vers un niveau de 4,4 %. L'indice S&P 500 a ainsi enregistré une hausse

de 19,4 % en 2017, par rapport à une hausse de 9,5 % en 2016. Cette performance sur l'année, exprimée en euros, était de 4,8 %.

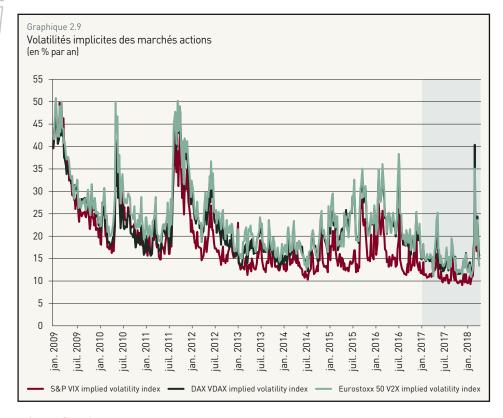
L'indice japonais Nikkei a affiché une progression de 19,1 % en 2017 (par rapport à 0,4 % en 2016).

Les performances des indices boursiers des pays BRICS ont été plus contrastées. Ainsi, en monnaie locale, l'indice boursier de l'Inde (Sensex) et celui du Brésil (Bovespa) ont enregistré des gains importants de 27,9% et 26,9%, tandis que l'indice boursier de la Chine (Shanghai composite) n'a progressé que de 6,6 % sur l'année. À l'opposé, l'indice boursier russe (Micex) a affiché une baisse de 5,5 % sur la même période.

La volatilité implicite hebdomadaire de l'indice DAX, telle que mesurée par l'indice VDAX-NEW,



Source: Bloomberg



a évolué dans un intervalle historiquement bas de 11% à 22%, avec une moyenne de 14% (par rapport à 22% en 2016). Il est à noter que l'indice VDAX-NEW a enregistré un niveau légèrement plus élevé en avril durant l'élection présidentielle francaise.

Avec la baisse des marchés des actions au début du mois de février 2018, les volatilités implicites des principaux marchés des actions ont nettement progressé. Ainsi, l'indice VDAX-NEW est passé de 22 % à 40 % entre le 1er et le 9 février 2018. La situation s'est, néanmoins, normalisée par la suite et l'indice VDAX-NEW a évolué dans un intervalle de 15 % à 25 % entre mi-février et mi-mars 2018.

Source: Bloomberg

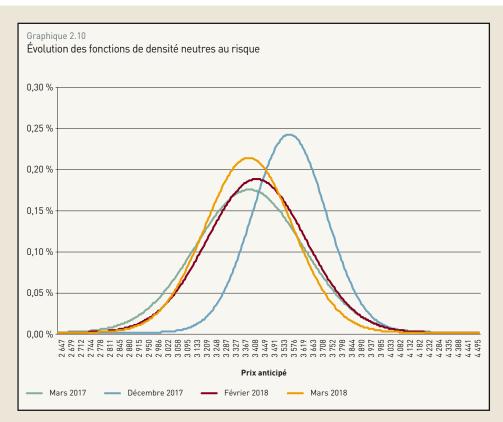
Encadré 2.2 :

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

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

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

L'extraction de la densité neutre au risque à partir des prix des options est obtenue par la méthode des moindres carrés non linéaires. Il s'agit d'estimer les deux premiers moments (moyenne et variance) de la distribution log-normale tout en minimisant la somme des écarts quadratiques entre le prix théorique de l'option obtenu à partir de la formule de Black et Scholes (1973, Journal of Political Economy, vol. 81) et le prix observé sur le marché. L'estimation de cette densité est fondée sur le principe d'absence d'opportunités d'arbitrage. Sous cette hypothèse, la dérivée seconde du prix de l'option relative au prix d'exercice donne la densité de la probabilité neutre au risque. L'esti-



Sources: Bloomberg, calculs: BCL

mation 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 2.10 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.

En effet, depuis le début du premier trimestre de l'année 2017, l'étalement des distributions neutres au risque est devenu plus prononcé, en particulier en mars de l'année dernière. Cette progression de la dispersion s'explique principalement par les incertitudes induites par le Brexit, mais aussi par la politique économique de la nouvelle administration américaine. En dépit de l'accroissement de l'incertitude qui caractérise la distribution neutre au risque de mars 2017, la poursuite de politiques monétaires accommodantes au niveau international s'est traduite par un étalement de la fonction de densité moins prononcé jusqu'à la fin de l'année 2017. Depuis la fin de l'année 2017, les fonctions de densité ont affiché un étalement beaucoup plus prononcé que précédemment, traduisant ainsi l'incertitude grandissante induite par les craintes des répercussions des mesures protectionnistes annoncées par l'administration américaine.

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.

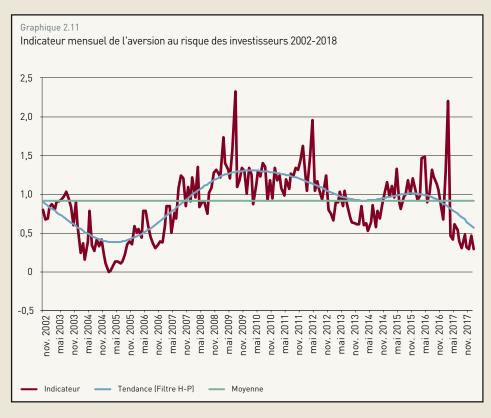
Une fois les deux distributions (objective et subjective) estimées, la méthode de Tarashev et al. (2003) pour le calcul de l'indicateur de l'aversion des investisseurs au risque est utilisée. L'indicateur est exprimé en termes de rapport entre :

- 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 2.11 illustre l'évolution de l'indicateur d'aversion au risque au cours de la période allant de novembre 2002 à mars 2018. 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 et 2017. 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 et de l'annonce de la normalisation de la politique monétaire aux États-Unis dans le contexte du Brexit. Cette tendance s'est inversée dès le début du second semestre de l'année 2012 avec une progression appréciable de l'optimisme des investisseurs et de leur appétit pour le risque jusqu'au troisième trimestre de l'année 2014. Depuis cette der-



Sources : Bloomberg, calculs : BCL

nière date et à l'exception du troisième trimestre de l'année 2015, le niveau de l'indicateur demeure supérieur à sa moyenne historique, ce qui laisse supposer que les investisseurs sont peu enclins à une prise de risque excessive. Ce constat est d'autant plus vrai que le niveau de cet indice a affiché un saut significatif en mars 2017, en cohérence avec la progression des incertitudes induites par le déclenchement du processus des négociations pour le Brexit. Enfin, la récente progression de la volatilité enregistrée au début du mois de février 2018 fut temporaire dans la mesure où le niveau de l'indice d'aversion au risque a poursuivi une évolution inférieure à son niveau historique.

L'évolution de cet indice permet d'appréhender les facteurs explicatifs du comportement des investisseurs qui impactent la volatilité des marchés. Dans ce cadre, la récente amplification de la volatilité enregistrée au début du mois de février semble avoir été passagère dans la mesure où les craintes des conséguences des mesures protectionnistes prises par l'administration américaine se sont atténuées. Ainsi, la tendance récente est plutôt en faveur d'un appétit ascendant des investisseurs à l'égard du risque.

4. LES MARCHÉS DE MATIÈRES PREMIÈRES

Dans l'ensemble, l'évolution des prix des matières premières, telle qu'elle est synthétisée par le S&P Goldman Sachs Commodity Index, mesuré en dollars, a été positive en 2017. Au cours des trois premiers mois de l'année, les prix des matières premières ont quasi-stagné et la hausse des prix ne s'est véritablement enclenchée qu'au second semestre. Les principaux contributeurs à la performance de l'indice mondial ont été l'énergie et les métaux industriels. L'indice GSCI Industrial Metals a ainsi affiché une hausse de 32 % au cours de la période sous revue, tandis que l'indice GSCI Energy a progressé de 13 %. Les deux secteurs ont été soutenus par la croissance économique mondiale. Le seul secteur affichant une performance négative a été l'indice agricole GSCI Agricultural qui a perdu 11 % depuis le début de 2017.



Source : Bloomberg

L'or a connu une appréciation significative en 2017. Alors qu'au début de l'année son prix était de 1 150 dollars l'once, il se situait à 1 359 dollars à la fin de l'année, ce qui correspond à une augmentation de 18%. En dépit des trois hausses de taux décidées par la FED en 2017, de nombreux facteurs ont influencé le cours du métal précieux de manière positive, notamment la faiblesse du dollar, le redressement de l'inflation, le contexte géopolitique tendu, ainsi que les remaniements dans l'Administration américaine.



Source : Bloomberg

En 2017, le prix du baril de pétrole a connu quatre trimestres fondamentalement différents. Les perspectives de marché positives du début de l'année, basées sur les décisions de l'OPEP. contrastaient avec l'évolution réelle du marché au cours du printemps et de l'été. Le cours du baril de Brent a débuté l'année à un niveau de 58 dollars, mais est retombé à 51 dollars en juin, car la décision de l'OPEP en mai de continuer à réduire les stocks existants de produits pétroliers n'a pas réussi à convaincre le marché. Par la suite. le cours du baril s'est redressé et le Brent a clôturé l'année 2017 à un niveau de près de 66 dollars. Cette hausse du cours du baril a finalement reflété le succès de la mise en œuvre de l'accord de l'OPEP conclu en novembre 2016, suite à la réunion annuelle de l'OPEP à Vienne et

dont l'objectif principal était de réduire les stocks existants de produits pétroliers et de limiter la production de brut.

Les conditions de marché plus favorables ont également entrainé une augmentation du taux d'utilisation des capacités d'extraction. En effet, les groupes pétroliers ont pu faire fonctionner de manière rentable des infrastructures à coût de production plus élevés. Ainsi, à titre d'exemple, le nombre de plateformes pétrolières américaines actives a augmenté de 44 % en 2017 par rapport à 2016.

5. LES MARCHÉS DES CHANGES

En 2017, les marchés des changes ont été marqués par la chute du dollar et l'appréciation de l'euro. Par ailleurs, la volatilité implicite a poursuivi sa trajectoire vers des niveaux historiquement bas.

Les mesures protectionnistes activées par les autorités américaines, notamment la remise en cause d'accords commerciaux et l'annonce de l'intention d'affaiblir le dollar, ont fait chuter le dollar par rapport à la plupart des autres devises. En début d'année, l'euro évoluait dans une fourchette stable comprise entre 1,05 et 1,08 dollars américains avant de fortement s'apprécier à partir d'avril, pour finir l'année 2017 à un niveau de 1,20 ; et ceci en dépit des trois hausses de taux d'intérêt de la FED.

La livre sterling a évolué très favorablement en 2017. Malgré la perspective du Brexit, l'économie britannique a bien résisté et la livre sterling s'est appréciée de plus de 8 % par rapport au dollar américain. Vis-à-vis de l'euro, la livre sterling s'est maintenue dans une fourchette allant de 0,84 à

0,88 livre pour un euro pendant la première moitié de l'année, avant de baisser jusqu'à un niveau de 0,92 fin août en raison de la robustesse de la monnaie européenne. Les deux devises se sont échangées à un cours de 0,89 livre pour un euro en fin d'année, soit une baisse de 4 % sur l'année pour la livre sterling. Cette chute est en partie imputable aux résultats des élections anticipées du 8 juin au Royaume-Uni.

Le franc suisse s'est fortement déprécié face à l'euro en 2017, perdant plus de 8 %. L'euro a commencé 2017 à un niveau de 1.07 par rapport au franc suisse et a terminé l'année aux alentours de 1,17 en raison de l'appréciation de l'euro et de l'anticipation de la fin de la politique monétaire accommodante de l'Eurosystème. Il est à noter également que la Banque



Source : Bloomberg

nationale suisse (BNS) est régulièrement intervenue en faveur d'un franc plus faible. Ainsi, le 10 juillet 2017 la monnaie helvétique a dépassé le seuil de 1,10 pour terminer l'année à 1,17.

En ce qui concerne les devises asiatiques, le yen s'est légèrement apprécié face à l'euro en début d'année, passant de 122 à 115 yens pour un euro. À partir du mois d'avril et suite aux élections néerlandaises et françaises, la dissipation des incertitudes politiques dans la zone euro a propulsé l'euro vers un niveau de 135 par rapport au yen japonais, soit un gain de 10 %. Quant à la devise chinoise, le yuan s'est déprécié de 5,9 % face à l'euro, mais s'est apprécié de 6,7 % par rapport au dollar américain.



3 LE SECTEUR FINANCIER : LES ÉVOLUTIONS RÉCENTES

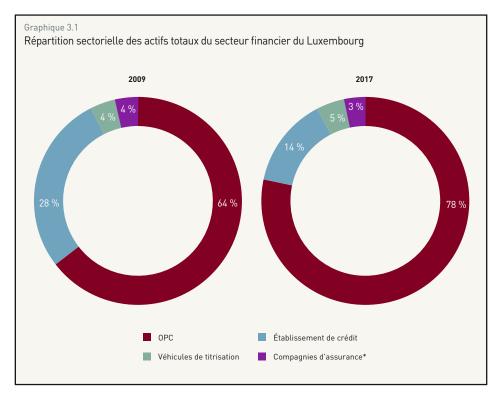
| 1. | Les | secteur bancaire luxembourgeois | 47 |
|----|-----|---|-----|
| | 1.1 | L'évolution du nombre d'établissements de crédit et de l'emploi dans le secteur | |
| | | bancaire | 47 |
| | 1.2 | Le bilan des établissements de crédit | 48 |
| | 1.3 | Décomposition des crédits et des dépôts de la clientèle non bancaire | 52 |
| | 1.4 | Le compte de pertes et profits des établissements de crédit | 64 |
| | | 1.4.1 Évolutions des revenus | 65 |
| | | 1.4.2 Évolution des coûts | 68 |
| | | 1.4.3 Résultats et indicateurs de rentabilité | 70 |
| | 1.5 | La solvabilité | 71 |
| | 1.6 | Le ratio de levier | 78 |
| | 1.7 | La liquidité | 79 |
| | 1.8 | Évaluation de la vulnérabilité du secteur bancaire | 84 |
| | | 1.8.1 Indicateur de vulnérabilité | 84 |
| | | 1.8.2 L'excès du crédit domestique : l'apport des fonctions d'efficacité du | |
| | | récepteur dans l'analyse des risques macro-prudentiels | 86 |
| | | 1.8.3 Les tests d'endurance en tant qu'outils macro-prudentiels | 90 |
| | | 1.8.4 L'indice alpha et la densité du réseau bancaire : mesures de l'intensité | |
| | | des interconnexions bancaires et de la concentration des liens interbancaires | 92 |
| | | 1.8.5 Les interconnexions entre les établissements de crédit et les fonds | |
| | | d'investissement | 97 |
| 2. | Les | autres acteurs du secteur financier | 100 |
| | 2.1 | Les organismes de placement collectif | 100 |
| | | 2.1.1 Les OPC non monétaires | 100 |
| | | 2.1.2 Les OPC monétaires | 103 |
| | 2.2 | Évaluation de la fragilité des fonds d'investissement : apport des probabilités | |
| | | de défaut conditionnelles | 105 |
| | 2.3 | Les assurances | 110 |

LE SECTEUR FINANCIER : LES ÉVOLUTIONS RÉCENTES

En 2017, le secteur financier luxembourgeois a maintenu dans son ensemble le niveau de ses activités et performances dans un contexte économique mondial favorable. La progression annuelle des actifs du secteur financier luxembourgeois a été de 8 % en une année, pour dépasser 5 300 milliards d'euros fin 2017.

Dans un environnement caractérisé par des taux d'intérêt historiquement bas et une volatilité faible sur les marchés financiers, la taille du secteur des fonds d'investissements a de nouveau fortement augmenté en atteignant un volume d'actifs nets de près de 4 160 milliards d'euros sous gestion fin 2017, soit le niveau le plus haut jamais enregistré, en augmentation de 11,2 % comparé à fin 2016. Cette évolution s'inscrit dans une dynamique d'accroissement de la part du secteur des fonds d'investissement dans le secteur financier. En effet, la composition par branche du secteur financier en termes d'actifs a évolué au cours des huit dernières années avec un recul de l'importance du secteur bancaire et une importante croissance des organismes de placements collectifs (graphique 3.1).

Face à un environnement financier international favorable, l'analyse des données du secteur bancaire confirme que ce dernier jouit également d'une situation financière robuste. Les transformations des dernières années de l'environnement réglementaire et institutionnel, avec, d'un côté, l'entrée en vigueur du règlement UE/575/2013 et de la directive 2013/36/UE et, d'un autre côté, la mise en place, en novembre 2014, du mécanisme de supervision unique sous la responsabilité de la Banque centrale européenne, ont conduit les établissements de crédit à consolider leurs activités, à disposer de coussins de fonds propres plus importants et à répondre à des exigences de liquidité élevées.



Sources : BCL, CSSF, CAA

La somme des bilans des établissements de crédit a légèrement baissé sur une base annuelle pour s'établir à 748.5 milliards d'euros à la fin du mois de février 2018. Cette baisse s'inscrit dans le cadre d'une réorganisation généralisée des activités. L'analyse de la structure des bilans met en exergue une hausse de l'activité sur le marché interbancaire. En ce qui concerne l'activité avec les contreparties non-bancaires, on note une diminution des dépôts reçus de la part de la clientèle, d'une part, et une augmentation des montants des crédits octroyés, d'autre part.

Sur base de chiffres provisoires, le résultat net dégagé par les établissements

^{*} Pour 2017, les actifs totaux des compagnies d'assurance et des fonds de pension utilisés sont ceux de 2015.

de crédit de la Place financière (y compris leurs succursales à l'étranger) s'est contracté de 19 % en rythme annuel pour atteindre 3,8 milliards d'euros pour l'exercice de 2017. En substance, les banques ont augmenté les revenus nets sur les activités génératrices d'intérêts et commissions. Le produit net bancaire s'est cependant contracté en raison principalement d'éléments positifs exceptionnels survenus durant l'exercice de 2016 et absents en 2017. Les frais généraux de personnel et d'exploitation ont progressé à un rythme soutenu sur un an et absorbent environ la moitié du produit net bancaire. La contraction du résultat net a conduit à une baisse des indicateurs de rentabilité annuels moyens.

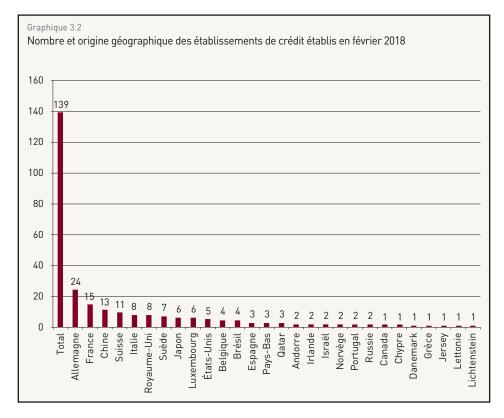
Finalement, le secteur bancaire continue, en moyenne, de présenter une position de solvabilité confortable. Quel que soit l'indicateur utilisé, les niveaux et la qualité des fonds propres se sont améliorés en 2017. Ainsi, le ratio de solvabilité agrégé pour le secteur bancaire a augmenté de 2,1 points de pourcentage par rapport à fin décembre 2016 pour s'élever à 28,2 % fin décembre 2017 et le ratio CET 1 agrégé a progressé de 1,5 point de pourcentage pour s'élever à 26,8 %. En moyenne, les banques luxembourgeoises continuent également à afficher une position de liquidité robuste, attestée par le niveau confortable des ratios de liquidités réglementaires.

1. LE SECTEUR BANCAIRE LUXEMBOURGEOIS

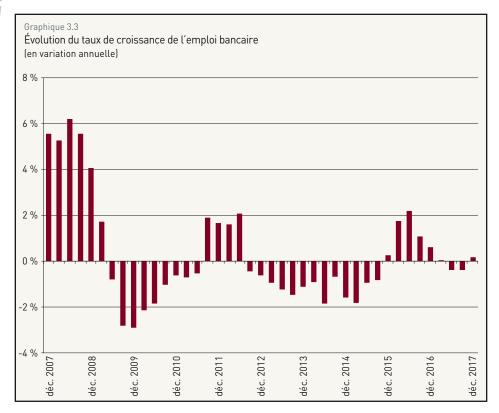
1.1 L'ÉVOLUTION DU NOMBRE D'ÉTABLISSEMENTS DE CRÉDIT ET DE L'EMPLOI DANS LE SECTEUR BANCAIRE

À la fin février 2018, le nombre d'établissements de crédit inscrits sur la liste officielle s'est élevé à 139 unités, soit une diminution de deux unités par rapport à la fin février 2017. En ce qui concerne la répartition géographique, les établissements de crédit établis au Luxembourg proviennent de 28 pays différents (voir graphique 3.2). Les établissements allemands continuent à dominer le paysage bancaire de la Place financière avec 24 entités présentes, suivis par les établissements français (15 entités), chinois (13 entités) et suisses (11 entités). Il convient de mentionner que 6 établissements de crédit sur les 139 sont luxembourgeois.

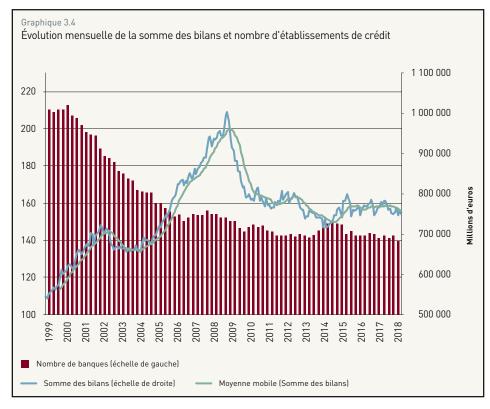
Quant à l'évolution de l'emploi dans le secteur bancaire, le graphique 3.3 affiche les taux de croissance annuels y afférents au cours de la dernière décennie. Depuis la



Source : CSSF



Source : BCL



Source : BCL

deuxième moitié de 2012 jusqu'au troisième trimestre 2015, l'emploi dans le secteur bancaire avait tendance à diminuer. Après un léger rebond de l'emploi entre le quatrième trimestre 2015 et le quatrième trimestre 2016, l'emploi dans le secteur bancaire est resté plus ou moins stable depuis lors.

1.2 LE BILAN DES ÉTABLISSEMENTS DE CRÉDIT

La somme des bilans des établissements de crédit s'est inscrite en légère baisse en début d'année pour s'établir à 748,51 milliards d'euros à la fin du mois de février 2018. Cette évolution à la baisse s'inscrit dans le cadre d'une réorganisation généralisée des activités, discernable depuis le mois de février 2017. L'analyse de la structure des bilans met en exerque une hausse de l'activité sur le marché interbancaire à l'actif et une baisse de cette activité au positif du bilan. En ce qui concerne l'activité avec les contreparties non-bancaires, on note une diminution à la fois des dépôts reçus de la part de la clientèle ainsi que du montant des crédits octroyés.

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

À la fin février 2018, les créances interbancaires sont restées la principale composante de l'actif du bilan, avec un poids relatif de 51,7 %. Le volume des crédits octroyés aux autres établissements bancaires s'est élevé à 386,63 milliards d'euros, en augmentation de 4,2 milliards d'euros par rapport à l'année précédente.

Tahleau 3.1 · Principaux chiffres relatifs aux différents postes de l'actif du bilan et leur évolution (encours en fin de période)

| | MONTANT | S EN MILLION | IS D'EUROS | VARIATI | POIDS RELATIF ¹⁾ | | | |
|---------------------------|---------|--------------|------------|-----------------------------|--------------------------------|-----------------------------|-----------|---------|
| ACTIFS | | 12-2017 | | 02-2017 | - 02-2018 | 12-2017 - | - 02-2018 | |
| ACTII 3 | 02-2017 | | 02-2018 | EN MIL- LIONS D'EUROS | EN % | EN MIL- LIONS D'EUROS | EN % | 02-2018 |
| Créances interbancaires | 382 435 | 379 491 | 386 634 | 4 199 | 1,1 | 7 143 | 1,9 | 51,7 |
| Créances sur la clientèle | 219 952 | 114 226 | 218 126 | -1 827 | -0,8 | 103 900 | 91,0 | 29,1 |
| Portefeuille titres | 145 931 | 127 241 | 124 697 | -21 234 | -14,6 | -2 544 | -2,0 | 16,7 |
| Autres actifs | 22 947 | 19 458 | 19 053 | -3 894 | -17,0 | - 405 | -2,1 | 2,5 |
| Total de l'actif | 771 265 | 745 578 | 748 510 | -22 755 | -3,0 | 2 932 | 0,4 | 100,0 |

Source · BCI

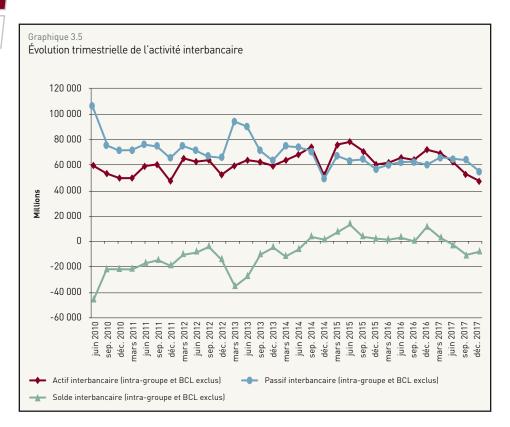
Il convient de rappeler que les données relatives à l'actif et au passif interbancaire doivent être interprétées avec prudence, les opérations interbancaires étant largement dominées par les positions intragroupes. En effet, fin décembre 2017, les crédits octroyés à des entreprises liées²⁴, au sens de la définition fixée par la CSSF, ont représenté 83 % des créances interbancaires. Il est à noter que du côté du passif, les dépôts reçus d'entreprises liées ont représenté 76 % de la dette interbancaire.

De plus, il est nécessaire de distinguer les opérations réalisées avec la BCL et ce, afin d'appréhender les développements sous-jacents du marché interbancaire. À la fin février 2018, les établissements de crédit luxembourgeois avaient déposé 102,7 milliards d'euros dans leurs comptes auprès de la BCL. Ce montant se décompose en 56,47 milliards d'euros sur les comptes courants et 46,2 milliards dans les facilités de dépôt. Les excédents de réserves, qui sont compris dans le montant des comptes courants, ainsi que les montants déposés dans les facilités de dépôt, ont enregistré une hausse consécutive 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 -0,4 % lors de la réunion du Conseil des gouverneurs de la BCE du 10 mars 2016. Pour la période de constitution des réserves prenant fin le 13 mars 2018, l'exigence de réserves obligatoires s'est élevée à 4,74 milliards, plaçant les excédents de réserve à 52,70 milliards d'euros, par rapport aux 44,76 milliards pour la période de constitution des réserves prenant fin le 14 mars 2017. Les montants placés dans la facilité de dépôt se sont quant à eux inscrits à 46,2 milliards d'euros fin février 2018, à comparer à 33,42 milliards fin février 2017.

¹⁾ Poids relatif par rapport au total des actifs

²⁴ Conformément à l'article 109 de la loi du 17 juin 1992 relative aux comptes annuels et comptes consolidés des établissements de crédit de droit luxembourgeois, il faut entendre par entreprises liées les entreprises entre lesquelles existent des relations d'entreprise mère à entreprise filiale ainsi que les autres entreprises qui sont dans une telle relation avec une des entreprises ci-avant indiquées. Pour plus de détails, se référer aux articles 109, 77, 78 et 79 de la loi du 17 juin 1992 relative aux comptes annuels et comptes consolidés des établissements de crédit de droit luxembourgeois.



Source : BCL

Le graphique 3.5 ci-contre met en exergue l'évolution trimestrielle de l'actif et du passif interbancaire. 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 les activités intragroupes ainsi que les opérations avec la BCL, le solde interbancaire a été négatif à partir du deuxième trimestre 2017.

Les créances sur la clientèle ont affiché un encours de 218,13 milliards d'euros fin février 2018, représentant 29,1 % de l'actif total, en baisse de 1,83 milliard d'euros par rapport au niveau observé à la même date, une année auparavant. Il y a lieu de noter que les

secteurs des autres intermédiaires financiers (AIF), comprenant par exemple les OPC non monétaires et d'autres acteurs intervenant dans l'intermédiation financière, ont joué un rôle déterminant dans l'évolution de cet agrégat.

À la fin février 2018, le portefeuille-titres détenu par les établissements de crédit s'est élevé à 124,7 milliards d'euros, enregistrant une baisse de 14,6 % en rythme annuel, soit 21,23 milliards d'euros. Le portefeuille a été principalement constitué de titres obligataires (91,08 % du volume total). Il est utile de préciser que les banques ont essentiellement eu des positions envers les autres établissements de crédit et les administrations publiques. Dans un contexte de réduction du risque de contrepartie, les banques de la Place financière ont privilégié les investissements en dette souveraine de qualité, créant ainsi un attrait prononcé pour les titres obligataires des pays du cœur de la zone euro au détriment des pays périphériques et émergents. Fin février 2018, le portefeuille obligataire s'est élevé à 113,58 milliards d'euros, enregistrant une baisse nominale de -15 % en rythme annuel, soit 20,12 milliards d'euros. Ces titres étant portés à l'actif à leur juste valeur, il convient de distinguer les effets de valorisation des transactions afin de mieux appréhender cette évolution. Ces effets de valorisation ont été défavorables, de l'ordre de -5,24 milliards d'euros, en raison d'une évolution positive du prix des actifs, alors que les transactions se sont soldées à -14,87 milliards d'euros durant la période d'observation.

Finalement, la rubrique des autres actifs a connu une baisse de -3,89 milliards d'euros durant la période d'observation.

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

Au passif du bilan, on observe une légère diminution des dettes interbancaires, tandis que les autres postes continuent de progresser.

Tableau 3.2 · Principaux chiffres relatifs aux différents postes du passif du bilan et leur évolution (encours en fin de période)

| | MONTANTS | EN MILLION | S D'EUROS | VARIATIO | ET EN % | POIDS RELATIF ¹⁾ | | |
|----------------------------------|----------|------------|-----------|-----------------------------|---------|--------------------------------|---------|---------|
| PASSIFS | | | | 02-2017 - | 02-2018 | 12-2017 - | 02-2018 | |
| 1 A3311 3 | 02-2017 | 12-2017 | 02-2018 | EN MIL- LIONS D'EUROS | EN % | EN MIL- LIONS D'EUROS | EN % | 02-2018 |
| Dettes interbancaires | 269 459 | 245 380 | 241 496 | -27 963 | -10,4 | -3 884 | -1,6 | 32,3 |
| Dettes envers la clientèle | 347 650 | 352 462 | 361 100 | 13 450 | 3,9 | 8 638 | 2,5 | 48,2 |
| Dettes représentées par un titre | 64 622 | 63 821 | 63 806 | - 816 | -1,3 | - 15 | 0,0 | 8,5 |
| Autres passifs | 89 535 | 83 915 | 82 108 | -7 427 | -8,3 | -1 807 | -2,2 | 11,0 |
| Total du passif | 771 265 | 745 578 | 748 510 | -22 755 | -3,0 | 2 932 | 0,4 | 100,0 |

Source: BCL

Les dettes envers les autres établissements de crédit ont enregistré une baisse de -10,4 % en rythme annuel pour s'élever à 241,5 milliards d'euros fin février 2018. Comme indiqué ci-dessus, il convient de souligner que les dépôts recus d'entreprises liées ont représenté 76 % de la dette interbancaire. Le concours en euros de la BCL au financement des établissements de crédit de la zone euro a augmenté de 1,53 milliard d'euros en comparaison annuelle. À ce titre, il convient toutefois de remarquer que, fin février 2018, aucune banque n'a participé aux opérations principales de refinancement et que la hausse de 1,53 milliard d'euros découle des participations aux opérations de refinancement à plus long terme.

Les dettes envers la clientèle représentent désormais le principal poste du passif du bilan avec un poids relatif de 48,2 %. En effet, l'encours des dépôts s'est élevé à 361,1 milliards d'euros fin février 2018, en hausse de 3,9 % par rapport à son niveau de l'année précédente. Cette progression a été soutenue principalement par le secteur financier non bancaire résident et notamment les dépôts en provenance des AIF, une composante qui demeure particulièrement hétérogène et volatile.

Le financement par émission de titres de dette a légèrement baissé par rapport à l'année précédente pour atteindre 63,8 milliards d'euros fin février 2018, soit 8,5 % du total du passif. Tout comme à l'actif, les titres financiers étant comptabilisés à leur juste valeur, les effets de valorisation ont également été pris en compte. Sur base annuelle, il est à relever une baisse effective des émissions de titre de la part des établissements de crédit de l'ordre de 4,05 milliards d'euros. Pour la même période, les effets de prix et de change ont été globalement négatifs, à concurrence de 4,87 milliards d'euros.

À la fin du mois de février 2018, 82,11 milliards d'euros ont été comptabilisés sous la catégorie des autres passifs, soit une diminution de 8,3 % par rapport au niveau de février 2017.

¹⁾ Poids relatif par rapport au total des passifs

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.

Elle met en évidence une évolution très hétérogène des encours de crédits alloués par les banques luxembourgeoises.

Les crédits accordés aux résidents du Luxembourg

L'encours des crédits accordés aux contreparties résidentes non bancaires du Luxembourg a progressé (10,4 %) par rapport à l'année précédente et a atteint 86,12 milliards d'euros au 28 février 2018. En comparaison annuelle, les crédits octroyés ont augmenté pour tous les secteurs économiques, à l'exception des administrations publiques, des sociétés d'assurance et des fonds de pension.

Le financement des administrations publiques luxembourgeoises a reposé, en partie, sur des créances bancaires dont l'encours a affiché un solde de 2,07 milliards d'euros fin février 2018, en baisse de 0,46 milliard d'euros par rapport à son niveau de l'année précédente. La part de l'Administration centrale représentait 53,6 % de cet encours, à savoir 1,11 milliard d'euros. Il est à noter que les administrations publiques luxembourgeoises ne se refinancent pas intégralement par le biais de crédits bancaires. En effet, depuis 2008, l'État luxembourgeois a émis sept emprunts souverains dont un est arrivé à échéance en décembre 2013 et a été intégralement refinancé par une nouvelle émission obligataire. Actuellement, six obligations étatiques luxembourgeoises sont cotées à la Bourse de Luxembourg, pour un encours atteignant 8,05 milliards d'euros. À cela, il faut ajouter l'émission pour un montant de 0,2 milliard d'euros en octobre 2014 d'un sukuk souverain de type « Al-Ijarah » par la société Luxembourg Treasury Securities S.A., dont la totalité du capital est détenue par l'État luxembourgeois.

Le secteur des AIF, composé en partie par les fonds d'investissement non monétaires (OPC obligataires, actions ou encore mixtes), est caractérisé par une demande de crédit dépendante de l'évolution des marchés financiers. Globalement, les marchés financiers ont connu une évolution favorable durant l'année écoulée, encourageant les souscriptions nettes de parts d'OPC, notamment au niveau des fonds obligataires et mixtes. Ces développements ont été reflétés dans la progression de 17,5 % de leur valeur nette d'investissement entre les mois de février 2017 et février 2018. Par ailleurs, les crédits aux AIF ont augmenté de 3,96 milliards d'euros en comparaison annuelle, leurs encours ayant affiché un solde de 26,62 milliards d'euros en février 2018.

En ce qui concerne le secteur privé non financier, le volume des crédits accordés aux sociétés non-financières (SNF) a connu une progression importante de 11,9 % en rythme annuel qui a porté l'encours à 24,2 milliards d'euros à la fin du mois de février 2018. Enfin, les crédits aux ménages et institutions sans but lucratif au service des ménages (ISBLM) ont représenté 38,3 % de l'ensemble des créances envers le secteur non bancaire résident avec un encours de 32,98 milliards d'euros fin février 2018. Ces derniers ont été principalement composés de crédits immobiliers qui ont progressé à un rythme soutenu de 8,6 % par rapport à leur niveau de l'année précédente. L'encadré 3.1 relatif à l'enquête sur la distribution du crédit par les banques luxembourgeoises décrit les comportements de ces dernières en matière d'attribution de crédit ainsi que les facteurs sous-jacents aux facilités et/ou aux contraintes de financement de l'économie.

Tableau 3.3 : 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)

| | MONTA | ANTS EN MIL D'EUROS | LIONS | VARIATION | EN MILLIC | NS D'EUROS | ET EN % | POIDS RELATIF |
|---|---------|------------------------|---------|-----------------------------|-----------|-----------------------------|---------|------------------|
| | | | | 02-2017 - 0 | 02-2018 | 12-2017 - 0 | 02-2018 | |
| | 02-2017 | 12-2017 | 02-2018 | EN MIL- LIONS D'EUROS | EN % | EN MIL- LIONS D'EUROS | EN % | 02-2018 |
| Administrations publiques | 2 521 | 2 254 | 2 066 | - 455 | -18,0 | - 188 | -8,3 | 2,4 |
| Autres intermédiaires financiers | 22 663 | 26 402 | 26 620 | 3 957 | 17,5 | 218 | 0,8 | 30,9 |
| Sociétés d'assurances et fonds de pension | 274 | 237 | 239 | - 35 | -12,8 | 2 | 0,8 | 0,3 |
| Sociétés non financières | 21 638 | 23 953 | 24 214 | 2 576 | 11,9 | 261 | 1,1 | 28,1 |
| Ménages & ISBLM | 30 884 | 32 909 | 32 979 | 2 095 | 6,8 | 70 | 0,2 | 38,3 |
| Crédits à la consommation | 1 545 | 1 553 | 1 672 | 127 | 8,2 | 119 | 7,7 | 1,9 |
| Crédits immobiliers | 26 059 | 28 112 | 28 289 | 2 230 | 8,6 | 177 | 0,6 | 32,8 |
| Autres crédits | 3 280 | 3 244 | 3 018 | - 262 | -8,0 | - 226 | -7,0 | 3,5 |
| TOTAL | 77 980 | 85 755 | 86 118 | 8 138 | 10,4 | 363 | 0,4 | 4 168,3 |

Source : BCL

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 3.4.

Contrairement à ce qui a été observé précédemment en matière d'attribution de crédits à la clientèle luxembourgeoise, le financement bancaire aux SNF est prépondérant. La part relative de ces dernières 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 à cette catégorie de clientèle ont affiché une baisse de 3,47 milliards d'euros en comparaison annuelle qui a porté l'encours à 43,98 milliards d'euros.

Les crédits aux AIF ont enregistré quant à eux une baisse de 1,38 milliard d'euros en termes bruts pour atteindre un encours de 15,47 milliards d'euros.

Enfin, la hausse des crédits aux ménages et ISBLM non-résidents a été relativement soutenue au cours de l'année 2017 (8,59 %), avec des crédits immobiliers en hausse et des crédits à la consommation qui ont fortement progressé sur la période observée, les autres crédits ayant eux aussi augmenté.

Tableau 3.4 :

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)

| | MONTA | NTS EN MI D'EUROS | LLIONS | VARIATION | N EN MILLIO | NS D'EURO | S ET EN % | POIDS RELATIF |
|---|-------------------------------------|----------------------|---------|-----------------------------|-------------|-----------------------------|-----------|------------------|
| | 02-2017 - 02-2018 12-2017 - 02-2018 | | | | | | | |
| | 02-2017 | 12-2017 | 02-2018 | EN MIL- LIONS D'EUROS | EN % | EN MIL- LIONS D'EUROS | EN % | 02-2018 |
| Administrations publiques | 546 | 658 | 507 | - 39 | -7,1 | - 151 | -22,9 | 0,7 |
| Autres intermédiaires financiers | 16 848 | 15 658 | 15 469 | -1 379 | -8,2 | - 189 | -1,2 | 20,7 |
| Sociétés d'assurances et fonds de pension | 1 554 | 1 181 | 1 834 | 280 | 18,0 | 653 | 55,3 | 2,4 |
| Sociétés non financières | 47 452 | 44 578 | 43 978 | -3 474 | -7,3 | - 600 | -1,3 | 58,7 |
| Ménages & ISBLM | 12 054 | 12 997 | 13 075 | 1 021 | 8,5 | 78 | 0,6 | 17,5 |
| Crédits à la consommation | 1 206 | 1 517 | 1 497 | 291 | 24,1 | - 20 | -1,3 | 2,0 |
| Crédits immobiliers | 2 437 | 2 546 | 2 556 | 119 | 4,9 | 10 | 0,4 | 3,4 |
| Autres crédits | 8 411 | 8 934 | 9 022 | 611 | 7,3 | 88 | 1,0 | 12,1 |
| Total | 78 454 | 75 072 | 74 863 | -3 591 | -4,6 | - 209 | -0,3 | 100,0 |

Source : BCL

Les crédits accordés au reste du monde

Les crédits octroyés aux contreparties non bancaires résidant hors de la zone euro ont eux aussi diminué de manière significative durant la période d'observation. À la fin février 2018, ces derniers se sont élevés à 57,14 milliards d'euros, soit une baisse de 10 % par rapport à l'encours de février 2018. Il convient toutefois de souligner que ces crédits sont souvent libellés en devises étrangères et que les fluctuations des taux de change peuvent donc avoir une incidence considérable sur les encours de crédits.

Chacune des contreparties mentionnées dans le tableau 3.5 a connu une baisse des crédits accordés à l'exception des ménages et ISBLM, qui ont enregistré une légère hausse. Les encours de crédits accordés aux SNF ainsi qu'aux sociétés d'assurance et fonds de pension se sont inscrits respectivement à 29,46 milliards d'euros et 0,03 milliard d'euros, soient des diminutions de 13,1 % et 93,3 % par rapport au niveau de l'année précédente. L'octroi de crédits aux AIF a affiché une diminution de 2,4 milliards d'euros pour atteindre un encours de 12 milliards d'euros fin février 2018.

Tableau 3.5 :

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)

| | MONTA | NTS EN MII D'EUROS | LLIONS | VARIATION | POIDS RELATIF | | | |
|---|---------|-----------------------|---------|-----------------------------|-------------------|-----------------------------|-------------------|---------|
| | | | | 02-2017 - | 02-2017 - 02-2018 | | 12-2017 - 02-2018 | |
| | 02-2017 | 12-2017 | 02-2018 | EN MIL- LIONS D'EUROS | EN % | EN MIL- LIONS D'EUROS | EN % | 02-2018 |
| Administrations publiques | 3 453 | 3 175 | 3 432 | - 21 | -0,6 | 257 | 8,1 | 6,0 |
| Autres intermédiaires financiers | 14 403 | 11 836 | 12 004 | -2 399 | -16,7 | 168 | 1,4 | 21,0 |
| Sociétés d'assurances et fonds de pension | 447 | 288 | 30 | - 417 | -93,3 | - 258 | -89,6 | 0,1 |
| Sociétés non financières | 33 901 | 31 373 | 29 461 | -4 440 | -13,1 | -1 912 | -6,1 | 51,6 |
| Ménages & ISBLM | 11 315 | 11 890 | 12 217 | 902 | 8,0 | 327 | 2,8 | 21,4 |
| Total | 63 519 | 58 562 | 57 144 | -6 375 | -10,0 | -1 418 | -2,4 | 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 13,45 milliards d'euros durant l'année précédente, soit 3,9 %. Tout comme pour les crédits accordés à la clientèle, une analyse en termes de secteurs économiques et provenances géographiques est nécessaire afin d'obtenir un apercu plus détaillé des dépôts et d'inscrire leur évolution dans les changements structurels de la place financière.

Les dépôts des résidents du Luxembourg

À la fin février 2018, les dépôts de la clientèle non bancaire luxembourgeoise se sont élevés à 238,4 milliards d'euros, en hausse de 16,84 milliards d'euros en comparaison annuelle, en raison notamment d'une nette progression des montants déposés par les AIF.

La progression annuelle des dépôts des AIF s'est inscrite à 14,58 milliards d'euros. Au 28 février 2018, l'encours des dépôts s'est élevé à 168,46 milliards d'euros.

Les ménages et ISBLM, dont l'encours a représenté 15,3 % des dépôts des résidents, ont placé 1,92 milliard d'euros supplémentaires dans leurs comptes auprès des banques durant l'année écoulée. Leurs avoirs se sont, ainsi, élevés à 36,44 milliards d'euros fin février 2018. Les montants déposés par les entreprises non financières ont, quant à eux, enregistré une baisse de 0,6 % en rythme annuel.

Dépôts reçus 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)

| | MONTA | ANTS EN MII D'EUROS | LLIONS | VARIATION | EN MILLIO | NS D'EUROS | ET EN % | POIDS RELATIF |
|---|---------|------------------------|---------|-----------------------------|-----------|-----------------------------|---------|------------------|
| | | | | 02-2017 - | 02-2018 | 12-2017 - 0 | 2-2018 | |
| | 02-2017 | 12-2017 | 02-2018 | EN MIL- LIONS D'EUROS | EN % | EN MIL- LIONS D'EUROS | EN % | 02-2018 |
| Administrations publiques | 8 893 | 9 222 | 9 161 | 268 | 3,0 | - 61 | -0,7 | 3,8 |
| Autres intermédiaires financiers | 153 889 | 158 374 | 168 464 | 14 575 | 9,5 | 10 090 | 6,4 | 70,7 |
| Sociétés d'assurances et fonds de pension | 8 710 | 9 543 | 8 890 | 180 | 2,1 | - 653 | -6,8 | 3,7 |
| Sociétés non financières | 15 548 | 16 359 | 15 451 | - 97 | -0,6 | - 908 | -5,6 | 6,5 |
| Ménages & ISBLM | 34 522 | 36 046 | 36 437 | 1 915 | 5,5 | 391 | 1,1 | 15,3 |
| Total | 221 562 | 229 544 | 238 403 | 16 841 | 7,6 | 8 859 | 3,9 | 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 se sont inscrits en hausse de 1,68 milliard d'euros en perspective annuelle pour afficher un encours de 68,89 milliards d'euros fin février 2018. L'augmentation des dépôts des SNF, des administrations publiques et des ménages a été fortement mitigée par la baisse des dépôts des AIF.

Les SNF ont considérablement augmenté leurs dépôts durant l'année 2017. Au 31 décembre, leur encours a atteint 15,82 milliards d'euros, soit une hausse de 2,23 milliards d'euros par rapport au niveau de fin février 2017. Les dépôts constitués par le secteur des ménages et ISBLM se sont également inscrits en hausse au cours de l'année passée. Entre fin février 2017 et fin février 2018, ces contreparties ont déposé 1,26 milliard d'euros supplémentaires auprès des banques luxembourgeoises pour porter l'encours à 16,9 milliards d'euros.

Les administrations publiques ont procédé à une augmentation de leurs dépôts de 1,43 milliard d'euros en rythme annuel, ce qui a représenté une hausse significative par rapport à leur niveau de février 2017.

Enfin, les dépôts des AIF ont diminué durant l'année écoulée. Fin février 2018, ils ont affiché un encours de 28,81 milliards d'euros, soit presque 41,8 % du volume total des dépôts provenant des autres pays membres de l'union monétaire.

Tableau 3.7 :
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)

| | MONTA | NTS EN MI D'EUROS | LLIONS | VARIATI | POIDS RELATIF | | | |
|---|---------|----------------------|---------|-----------------------------|------------------|-----------------------------|---------|---------|
| | | | | 02-2017 - | 02-2018 | 12-2017 - (| 02-2018 | |
| | 02-2017 | 12-2017 | 02-2018 | EN MIL- LIONS D'EUROS | EN % | EN MIL- LIONS D'EUROS | EN % | 02-2018 |
| Administrations publiques | 2 181 | 4 112 | 3 609 | 1 428 | 65,5 | - 503 | -12,2 | 5,2 |
| Autres intermédiaires financiers | 31 887 | 30 120 | 28 805 | -3 082 | -9,7 | -1 315 | -4,4 | 41,8 |
| Sociétés d'assurances et fonds de pension | 3 891 | 4 081 | 3 731 | - 160 | -4,1 | - 350 | -8,6 | 5,4 |
| Sociétés non financières | 13 585 | 13 388 | 15 817 | 2 232 | 16,4 | 2 429 | 18,1 | 23,0 |
| Ménages & ISBLM | 15 665 | 17 312 | 16 923 | 1 258 | 8,0 | - 389 | -2,2 | 24,6 |
| Total | 67 209 | 69 013 | 68 885 | 1 676 | 2,5 | - 128 | -0,2 | 100,0 |

Source : BCL

Les dépôts des résidents du reste du monde

En marge de ces développements, les dépôts des contreparties ne résidant pas dans la zone euro ont affiché une baisse globale de 5,07 milliards d'euros pour atteindre un encours de 53,81 milliards d'euros. Cette contraction est principalement due à la baisse des dépôts des SNF, dont les montants déposés ont diminué de 4,05 milliards d'euros durant la période sous revue. Les dépôts des administrations publiques et des ménages et ISBLM ont connu une évolution analogue, enregistrant des baisses respectives de -0,09 et -1,07 milliards d'euros par rapport au niveau de l'année précédente. À l'inverse, les dépôts des sociétés d'assurance et fonds de pension ont augmenté de 0,23 milliard d'euros. Il est utile de préciser que, tout comme à l'actif, les fluctuations des taux de change peuvent avoir une incidence sur les dépôts libellés en devises étrangères.

LE SECTEUR FINANCIER: LES ÉVOLUTIONS RÉCENTES

Tahleau 3.8 ·

Dépôts reçus par les établissements de crédit des non-résidents de la zone euro (encours en fin de période en millions d'euros, des différences peuvent apparaître en raison des arrondis)

| | MONTA | NTS EN MII D'EUROS | LLIONS | VARIATIO | POIDS RELATIF | | | |
|---|---------|-----------------------|---------|-----------------------------|------------------|-----------------------------|---------|---------|
| | | | | 02-2017 - | 02-2018 | 12-2017 - 1 | 02-2018 | |
| | 02-2017 | 12-2017 | 02-2018 | EN MIL- LIONS D'EUROS | EN % | EN MIL- LIONS D'EUROS | EN % | 02-2018 |
| Administrations publiques | 1 228 | 1 398 | 1 135 | - 93 | -7,6 | - 263 | -18,8 | 2,1 |
| Autres intermédiaires financiers | 29 596 | 29 888 | 29 510 | - 86 | -0,3 | - 378 | -1,3 | 54,8 |
| Sociétés d'assurances et fonds de pension | 677 | 793 | 908 | 231 | 34,1 | 115 | 14,5 | 1,7 |
| Sociétés non financières | 12 334 | 7 321 | 8 287 | -4 047 | -32,8 | 966 | 13,2 | 15,4 |
| Ménages & ISBLM | 15 042 | 14 505 | 13 971 | -1 071 | -7,1 | - 534 | -3,7 | 26,0 |
| Total | 58 877 | 53 905 | 53 811 | -5 066 | -8,6 | - 94 | -0,2 | 100,0 |

Source - BCL

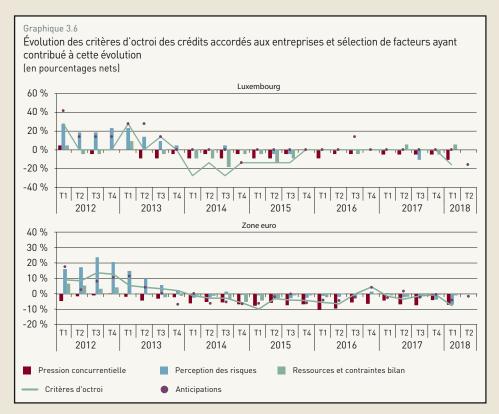
Encadré 3.1 :

L'ENQUÊTE TRIMESTRIELLE SUR LA DISTRIBUTION DU CRÉDIT BANCAIRE

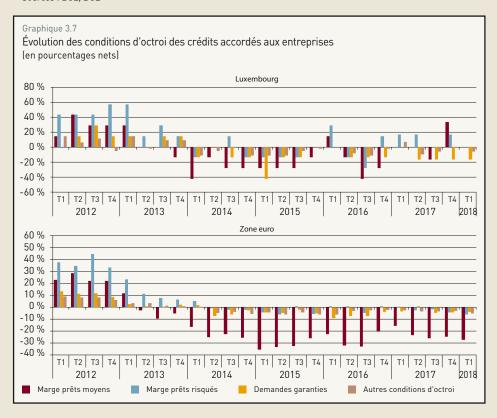
Depuis janvier 2003, la BCL assure le volet luxembourgeois de l'enquête trimestrielle sur la distribution du crédit bancaire (Bank Lending Survey) au sein de la zone euro. Il s'agit d'un questionnaire²⁵ de nature qualitative élaboré par l'Eurosystème et adressé aux responsables de crédit de 141 banques dans l'ensemble des pays de la zone euro²⁶. Cette enquête vise à recueillir des informations harmonisées portant sur l'évolution des critères d'octroi²⁷ et des conditions d'attribution de crédits²⁸. D'autres questions portent sur la perception des banques concernant l'évolution de la demande de crédits et les facteurs responsables de ces variations. L'enquête a pour objectif de suivre les évolutions intervenues au cours des trois derniers mois et celles prévues lors des trois prochains mois. Les réponses fournies par les banques sont généralement agrégées sous la forme de « pourcentages nets » qui représentent la différence entre le pourcentage des réponses évoquant une évolution dans un sens donné et le pourcentage des réponses indiquant une évolution dans le sens contraire. Il faut noter que les résultats ne font pas l'objet d'une pondération en fonction de la taille des banques et doivent donc être interprétés avec précaution.

Dans le cadre de l'édition d'avril 2018 de cette enquête, les questions qui ont trait aux « trois derniers mois » concernent le 1er trimestre 2018, tandis que celles qui font référence aux « trois prochains mois » portent sur le 2e trimestre 2018.

- 25 La version anglaise du questionnaire est disponible sur le site internet de la BCE à l'adresse : https://www.ecb.europa.eu/stats/pdf/bls_questionnaire.pdf.
- Pour plus d'informations sur les résultats de l'enquête pour la zone euro dans son ensemble voir la publication de la BCE « The euro area bank lending survey, april 2018 ».
- 27 Les critères d'octroi des crédits sont les directives ou les critères internes aux banques qui sont fixés préalablement à la négociation relative aux conditions du crédit et à la décision d'octroi ou de refus.
- 28 Les conditions d'octroi des crédits se rapportent au contenu des contrats effectivement conclus entre la banque (le prêteur) et les emprunteurs. Elles comprennent généralement la marge convenue par rapport au taux de référence, le montant du crédit, les conditions d'accès ainsi que d'autres conditions spécifiques (p.ex. les commissions, les sûretés...).



Sources : BCL, BCE



Sources : BCL, BCE

Au 1er trimestre 2018, les banques de l'échantillon luxembourgeois ont indiqué un léger assouplissement des critères d'octroi de crédits aux entreprises (voir Graphique 3.6), aussi bien pour les PME que pour les grandes entreprises. La pression concurrentielle a eu un effet d'assouplissement sur les critères d'octroi, tandis qu'une augmentation du coût des fonds propres a eu un effet durcissant. Au niveau de la zone euro dans son ensemble, les banques ont aussi déclaré avoir légèrement assoupli leurs critères d'octroi pour les crédits aux entreprises. La pression concurrentielle et la perception des risques ont été citées comme les facteurs principaux contribuant à cet assouplissement.

Les banques au Luxembourg et dans la zone euro ont indiqué s'attendre à un futur assouplissement de leurs critères d'octroi de crédits aux entreprises au cours du 2º trimestre 2018.

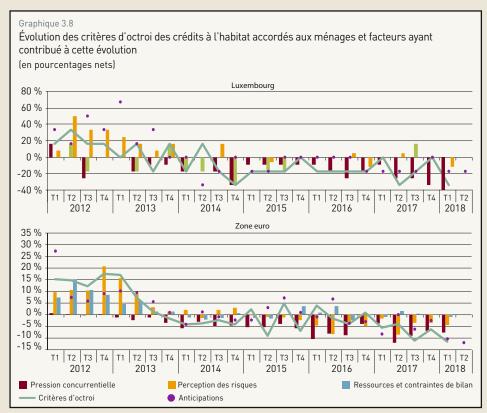
Concernant les conditions d'octroi, les banques au Luxembourg ont fait état d'une légère diminution de leurs demandes de garanties et de leurs frais autres que les intérêts (voir Graphique 3.7). Au niveau de la zone euro, les banques ont indiqué une baisse de leurs marges sur les prêts de risque moyen et, dans une moindre mesure, sur les prêts plus risqués. De

plus, elles ont indiqué une légère baisse de leurs demandes de garanties et un léger assouplissement d'autres conditions d'octroi.

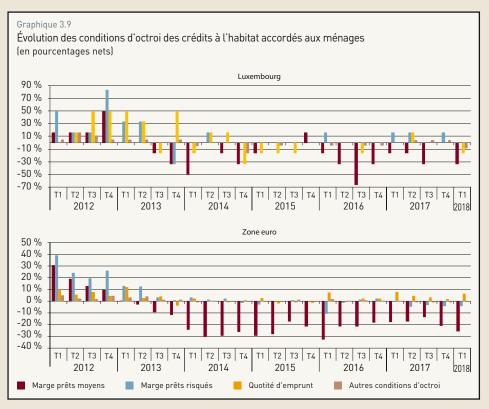
Concernant les crédits à l'habitat accordés aux ménages, les banques au Luxembourg ont indiqué avoir assouplis leurs critères d'octroi (voir graphique 3.8). Une augmentation de la concurrence de la part d'autres banques et une amélioration de leur perception des risques liés au marché immobilier ont eu un effet d'assouplissement sur les critères d'octroi. Dans la zone euro, les banques ont aussi déclaré avoir légèrement assoupli leurs critères d'octroi. À nouveau, cet assouplissement a été principalement déterminé par une augmentation de la pression concurrentielle et par une amélioration de la perception des risques.

Les banques au Luxembourg et dans la zone euro dans son ensemble ont déclaré s'attendre à un nouvel assouplissement des critères d'octroi au cours du 2e trimestre 2018.

En ce qui concerne les conditions d'octroi, les banques au Luxembourg ont fait état d'une réduction des marges sur les prêts de risque moyen, d'une augmentation de leur quotité d'emprunt (ratio prêtvaleur) et d'une réduction de leurs frais autres que les intérêts. Les banques de la zone euro ont également noté



Sources : BCL, BCE



Sources: BCL, BCE

une réduction de leurs marges sur les prêts de risque moyen et, dans une moindre mesure, sur les prêts plus risqués (voir graphique 3.9). Elles ont cependant indiqué avoir légèrement diminué leur quotité d'emprunt.

L'édition d'avril 2018 de cette enquête comprenait également une question relative au niveau actuel des critères d'octroi par rapport à leur niveau au 1e trimestre 2003 (début de l'enquête) et au 2º trimestre 2010 (intensification de la crise des dettes souveraines). Ceci représente un départ par rapport à la formulation classique de la question relative aux critères d'octroi, qui se limite à l'évolution sur les derniers trois mois. Pour les prêts aux entreprises, la plupart des banques de l'échantillon luxembourgeois a affirmé que leurs critères d'octroi étaient légèrement plus stricts qu'en 2003. Concernant les prêts à l'habitat accordés aux ménages, les banques luxembourgeoises ont signalé que leurs critères d'octroi étaient légèrement plus souples qu'en 2003. Dans les deux cas, la plupart des banques a déclaré que leurs critères d'octroi étaient légèrement plus souples que ceux appliqués au 2º trimestre 2010.

Au niveau de la zone euro, les résultats sont assez hétérogènes. Pourtant, la majorité des banques a indiqué que leurs critères d'octroi pour ces deux catégories de prêts se trouvaient à des niveaux similaires à ceux appliqués en 2010 et en 2003.

En conclusion, les résultats de l'enquête conduite en avril ne révèlent pas de risques importants en matière de resserrement de crédit de la part des banques au cours des deux premiers trimestres 2018. Au Luxembourg, les résultats indiquent un léger assouplissement des critères d'octroi pour les crédits aux entreprises ainsi que pour les prêts à l'habitat accordés aux ménages. Au niveau de la zone euro dans son ensemble, les résultats vont aussi le sens d'un assouplissement pour ces deux catégories de prêt.

Encadré 3.2 :

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

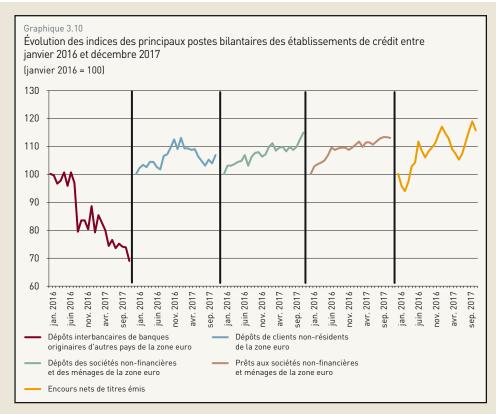
L'évolution des principales sources de financement et des principaux postes de créances des bilans bancaires doit être analysée dans une perspective historique. Il convient de noter que la période de base pour l'analyse de l'évolution temporelle de ces agrégats est fixée à janvier 2016.

La première partie du graphique 3.10 met en évidence les fluctuations de l'activité interbancaire avec des banques d'autres pays de la zone euro. Cet indice a chuté de 31,4 points lors de la période sous revue, en raison notamment de la diminution des dépôts intragroupes d'une banque majeure de la place.

Des fluctuations sont également visibles pour les dépôts reçus des clients originaires de pays qui ne font pas partie de la zone euro, principalement dominés par le secteur interbancaire. En effet, ces dépôts étaient en augmentation jusqu'en février 2017 (indice =112,8), date à partir de laquelle on remarque une forte tendance à la baisse qui s'est toutefois partiellement inversée en fin de période. L'indice a finalement atteint 106,7 fin décembre 2017.

LE SECTEUR FINANCIER: LES ÉVOLUTIONS RÉCENTES

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, le crédit au secteur privé non financier en zone euro enregistre une hausse cumulée de 12,9 % sur l'horizon d'observation. Cette croissance s'explique par une augmentation conjuguée des créances envers les SNF (13,4 %) et les ménages (12,1 %). Ce développement s'inscrit dans le cadre des différentes décisions de politique monétaire permettant aux ménages et SNF de financer leurs investissements à moindres coûts. Quant aux dépôts en provenance des SNF



Source : BCL

et des ménages de la zone euro, ceux-ci ont également augmenté sur la période (14,8 %).

L'évolution mensuelle du financement par émission de titres de dette doit être interprétée avec précaution en raison des effets de valorisation, ces titres étant comptabilisés à leur valeur de marché. En termes nominaux, le financement des banques sur le marché de la dette était en hausse cumulée de 15,5 %.

Encadré 3 3 ·

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 3.9 et 3.10. Dans ce contexte, il serait utile de suivre l'évolution temporelle du risque sous-jacent aux titres émis par des États dont les taux d'endettement s'avèrent plus élevés que les seuils fixés par les recherches empiriques internationales.

Tableau 3.9 : 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)

| 1 | DÉC11 | DÉC12 | DÉC13 | DÉC14 | DÉC15 | DÉC16 | DÉC17 |
|------------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Luxembourg | 2 592 | 2 613 | 2 723 | 2 891 | 2 971 | 2 620 | 2 254 |
| Allemagne | 448 | 415 | 476 | 538 | 201 | 263 | 479 |
| Belgique | 339 | 291 | 257 | 286 | 1 | 0 | 0 |
| Espagne | 732 | 348 | 374 | 154 | 139 | 111 | 96 |
| France | 168 | 140 | 118 | 99 | 6 | 5 | 0 |
| Portugal | 58 | 58 | 58 | 58 | 55 | 49 | 44 |
| Autriche | 34 | 35 | 34 | 36 | 0 | 31 | 30 |
| Pays-Bas | 32 | 28 | 26 | 29 | 25 | 25 | 0 |
| Italie | 10 | 71 | 29 | 13 | 13 | 9 | 10 |
| Finlande | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Chypre | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Estonie | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Grèce | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Irlande | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Lettonie | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Lituanie | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Malte | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Slovaquie | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Slovénie | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Zone euro | 4 412 | 4 000 | 4 096 | 4 105 | 3 411 | 3 113 | 2 912 |
| Royaume-Uni | 3 329 | 3 331 | 2 952 | 3 971 | 2 488 | 2 133 | 2 018 |
| Suède | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Hongrie | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Bulgarie | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Croatie | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Danemark | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Pologne | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Roumanie | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| République Tchèque | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| UE hors zone euro | 3 329 | 3 331 | 2 952 | 3 971 | 2 488 | 2 133 | 2 018 |
| UE | 7 741 | 7 330 | 7 048 | 8 076 | 5 899 | 5 246 | 4 930 |
| Autres pays | 616 | 538 | 418 | 349 | 521 | 877 | 708 |
| États-Unis | 348 | 283 | 220 | 199 | 163 | 105 | 73 |
| Suisse | 983 | 915 | 701 | 141 | 450 | 401 | 376 |
| Institutions supranationales | 0 | 9 | 9 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Japon | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Hors UE | 1 947 | 1 746 | 1 348 | 689 | 1 135 | 1 383 | 1 157 |
| Tous pays | 9 688 | 9 076 | 8 396 | 8 765 | 7 034 | 6 629 | 6 087 |

Source : BCL

Le tableau 3.9 met en évidence une diminution du volume total des crédits accordés par les banques luxembourgeoises aux administrations publiques par rapport à décembre 2016. En effet, l'encours de ces créances s'est élevé à 6 087 millions d'euros fin décembre 2017, en diminution de 8,1 % par rapport à son niveau de décembre 2016.

Cette baisse s'explique, entre autres, par une diminution des créances envers la Grande Bretagne, une baisse des créances envers le Luxembourg mais également par la diminution du financement des gouvernements de certaines économies avancées telles que la Suisse et les États-Unis. Il convient toutefois d'indiquer que les encours de créances libellées en devises étrangères peuvent avoir une incidence sur les données en raison des fluctuations des taux de change.

DÉTENTION DE TITRES PUBLICS PAR LES ÉTABLISSEMENTS DE CRÉDIT LUXEMBOURGEOIS

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

| | DÉC11 | DÉC12 | DÉC13 | DÉC14 | DÉC15 | DÉC16 | DÉC17 |
|------------------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|
| France | 4 783 | 7 510 | 8 922 | 9 488 | 9 548 | 8 805 | 7 426 |
| Italie | 6 732 | 8 440 | 8 830 | 9 149 | 7 992 | 6 891 | 4 916 |
| Allemagne | 4 791 | 5 866 | 6 406 | 8 015 | 7 324 | 7 090 | 5 742 |
| Belgique | 3 214 | 3 039 | 2 964 | 4 594 | 3 907 | 2 926 | 3 002 |
| Espagne | 2 950 | 2 715 | 2 556 | 3 378 | 3 038 | 3 087 | 3 147 |
| Pays-Bas | 1 460 | 1 263 | 1 071 | 3 066 | 2 264 | 1 829 | 1 275 |
| Autriche | 1 086 | 1 161 | 1 024 | 2 979 | 2 624 | 2 487 | 2 018 |
| Luxembourg | 676 | 884 | 1 052 | 1 181 | 1 165 | 1 136 | 1 348 |
| Portugal | 1 148 | 922 | 905 | 957 | 978 | 1 092 | 983 |
| Irlande | 80 | 274 | 366 | 430 | 596 | 431 | 599 |
| Finlande | 547 | 479 | 174 | 809 | 455 | 740 | 703 |
| Slovaquie | 78 | 134 | 166 | 228 | 272 | 274 | 271 |
| Slovénie | 37 | 63 | 43 | 80 | 92 | 95 | 90 |
| Lituanie | 82 | 34 | 28 | 37 | 157 | 137 | 91 |
| Lettonie | 16 | 16 | 16 | 4 | 9 | 30 | 13 |
| Grèce | 729 | 1 | 1 | 0 | 3 | 2 | 0 |
| Chypre | 22 | 4 | 5 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Malte | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Estonie | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Zone euro | 28 431 | 32 805 | 34 529 | 44 395 | 40 424 | 37 052 | 31 624 |
| Pologne | 978 | 814 | 829 | 838 | 654 | 580 | 618 |
| Hongrie | 414 | 349 | 300 | 245 | 232 | 84 | 80 |
| Royaume-Uni | 154 | 160 | 147 | 377 | 673 | 507 | 429 |
| République Tchèque | 167 | 183 | 197 | 198 | 263 | 398 | 379 |
| Suède | 42 | 42 | 60 | 26 | 146 | 29 | 22 |
| Danemark | 48 | 16 | 15 | 12 | 28 | 27 | 0 |
| Croatie | 0 | 9 | 8 | 9 | 10 | 10 | 12 |
| Bulgarie | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 |
| Roumanie | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| UE hors zone euro | 1 803 | 1 573 | 1 556 | 1 705 | 2 006 | 1 636 | 1 540 |
| UE | 30 234 | 34 378 | 36 085 | 46 100 | 42 430 | 38 688 | 33 164 |
| États-Unis | 5 503 | 4 928 | 3 835 | 4 227 | 5 848 | 6 682 | 5 049 |
| Japon | 782 | 949 | 471 | 668 | 1 644 | 1 392 | 865 |
| Suisse | 74 | 68 | 18 | 153 | 324 | 321 | 247 |
| Autres pays | 3 488 | 3 011 | 2 794 | 2 543 | 2 264 | 3 239 | 3 017 |
| Institutions supranationales | 3 916 | 4 661 | 5 021 | 6 527 | 6 697 | 6 335 | 5 155 |
| Hors UE | 13 763 | 13 617 | 12 139 | 14 055 | 16 343 | 17 969 | 14 333 |
| Tous pays | 43 997 | 47 995 | 48 224 | 60 155 | 58 773 | 56 657 | 47 497 |

Source : BCL

Au 31 décembre 2017, le portefeuille de titres publics détenus par les banques à Luxembourg s'est élevé à 47 497 millions d'euros, enregistrant une moins-value nominale de 16,2 % par rapport au 31 décembre 2016. Néanmoins, cette valeur de portefeuille doit être nuancée. En effet, les titres étant portés à l'actif à leur juste valeur, il est nécessaire de tenir compte des effets de valorisation (effets de change et effets de prix) des transactions afin de mieux éclairer cette évolution. Entre fin décembre 2016 et fin décembre 2017, les effets de valorisation ont été négatifs et ont atteint -5 milliards d'euros.

L'exposition des banques luxembourgeoises aux obligations souveraines des pays émergents²⁹ reste très limitée, voire peu significative. Néanmoins, une hausse significative de l'exposition des banques de la place financière est à noter depuis 2016 envers l'Asie, ainsi que l'Amérique du Sud et Centrale. Cependant, cette exposition demeure globalement assez faible. Ainsi, les banques luxembourgeoises ont été en possession de ce type de dette pour un montant de 1 294 millions d'euros fin décembre 2017.

Tableau 3.11 : Encours de titres publics émis par les pays émergents détenus par les établissements de crédit luxembourgeois (en millions d'euros, des différences peuvent apparaître en raison des arrondis)

| | DÉC11 | DÉC12 | DÉC13 | DÉC14 | DÉC15 | DÉC16 | DÉC17 |
|-----------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|
| Amérique du sud et centrale | 273 | 240 | 425 | 467 | 365 | 683 | 824 |
| Asie | 21 | 22 | 21 | 15 | 0 | 676 | 470 |
| Total pays émergents | 294 | 262 | 446 | 482 | 365 | 1 359 | 1 294 |

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) s'est contracté de 19 % en rythme annuel pour atteindre 3,8 milliards d'euros pour l'exercice de 2017. Le tableau 3.12 décrit les principales composantes du compte agrégé de profits et pertes pour l'exercice 2017 ainsi que leur évolution par rapport à l'année précédente. Les chiffres de 2016 ont été révisés par rapport à la dernière publication de la Revue de stabilité financière afin de tenir compte des nouvelles informations disponibles.

En substance, les banques ont augmenté les revenus nets sur les activités génératrices d'intérêts et commissions. Cependant, le produit net bancaire s'est contracté principalement en raison d'éléments favorables touchant l'exercice 2016 qui sont absents en 2017. Les frais généraux de personnel et d'exploitation ont progressé à un rythme soutenu sur un an et absorbent environ la moitié du produit net bancaire.

²⁹ Liste des pays émergents par zone géographique : Amérique du Sud et Centrale (Argentine, Brésil, Chili, Colombie, Mexique, Pérou, Venezuela), Asie (Chine, Inde, Indonésie, Malaisie, Pakistan, Philippines, Thaïlande).

LE SECTEUR FINANCIER: LES ÉVOLUTIONS RÉCENTES

Tableau 3.12 : Compte de résultat agrégé en fin d'année des établissements de crédit, y compris les succursales à l'étranger des $\'etablissements\ luxembourgeois\ (en\ millions\ d'euros,\ sauf\ indication\ contraire)^{1}$

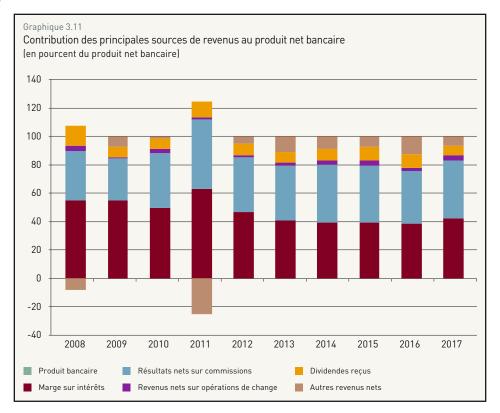
| | | | | | | | | | | 2017 - 2016 | |
|------------------------------------|---|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|---------------------------------|--------------------------|
| RUBRIQUE DES DÉBITS ET DES CRÉDITS | | 2010 | 2011 | 2012 | 2013 | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 | VARIATION EN TERMES BRUTS | VARIATION EN POURCENT |
| 1 | Produits d'intérêts | 18 447 | 19 828 | 16 591 | 12 791 | 11 899 | 11 462 | 11 501 | 11 783 | 282 | 2,5 |
| 2 | Intérêts bonifiés | 13 487 | 14 650 | 11 672 | 8 266 | 7 547 | 6 882 | 6 730 | 6 905 | 175 | 2,6 |
| 3 | Marge sur intérêts (1-2) | 4 960 | 5 178 | 4 919 | 4 525 | 4 352 | 4 580 | 4 771 | 4 878 | 107 | 2,2 |
| 4 | Revenus nets sur commissions | 3 806 | 4 084 | 3 956 | 4 320 | 4 516 | 4 758 | 4 540 | 4 728 | 188 | 4,1 |
| 5 | Revenus sur opérations de change | 271 | 114 | 164 | 199 | 313 | 374 | 338 | 434 | 95 | 28,2 |
| 6 | Dividendes reçus | 728 | 920 | 899 | 822 | 944 | 1 193 | 1 161 | 830 | - 331 | -28,5 |
| 7 | Autres revenus nets | 118 | -2 057 | 499 | 1 236 | 956 | 799 | 1 540 | 709 | - 830 | -53,9 |
| 8 | Revenus hors intérêts (4+5+6+7) | 4 923 | 3 061 | 5 518 | 6 578 | 6 729 | 7 123 | 7 579 | 6 702 | - 878 | -11,6 |
| 9 | Produit bancaire (3+8) | 9 883 | 8 239 | 10 437 | 11 103 | 11 081 | 11 703 | 12 350 | 11 579 | - 771 | -6,2 |
| 10 | Frais de personnel | 2 685 | 2 772 | 2 872 | 3 065 | 2 999 | 3 084 | 3 083 | 3 159 | 76 | 2,5 |
| 11 | Frais d'exploitation | 1 956 | 2 110 | 2 170 | 2 351 | 2 318 | 2 595 | 2 620 | 2 763 | 143 | 5,5 |
| 12 | Frais de personnel et d'exploitation (10+11) | 4 641 | 4 882 | 5 042 | 5 415 | 5 317 | 5 679 | 5 703 | 5 922 | 219 | 3,8 |
| 13 | Amortissements sur immobilisé non financier | 278 | 301 | 354 | 289 | 289 | 323 | 316 | 315 | - 1 | -0,3 |
| 14 | Résultats avant provisions, dépréciations et impôts (9-12-13) | 4 964 | 3 056 | 5 041 | 5 399 | 5 475 | 5 700 | 6 331 | 5 343 | - 989 | -15,6 |
| 15 | Constitution nette de provisions | 25 | - 364 | 156 | 136 | 65 | 200 | 58 | 117 | 59 | 100,9 |
| 16 | Dépréciations nettes | 474 | 1 893 | 620 | 781 | 315 | 556 | 725 | 568 | - 158 | -21,7 |
| 17 | Résultats divers | 92 | 0 | 1 | 8 | 174 | 0 | - 1 | - 1 | 0 | -6,8 |
| 18 | Résultat avant impôts (14-15-16) | 4 557 | 1 527 | 4 266 | 4 489 | 5 269 | 4 944 | 5 547 | 4 657 | - 890 | -16,0 |
| 19 | Impôts | 651 | 50 | 514 | 793 | 836 | 885 | 819 | 829 | 9 | 1,1 |
| 20 | Résultat net (18-19) | 3 906 | 1 477 | 3 752 | 3 696 | 4 434 | 4 059 | 4 727 | 3 828 | - 899 | -19,0 |

Sources : CSSF, calculs BCL

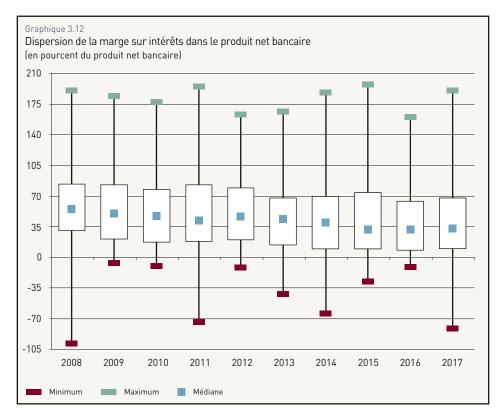
1.4.1 Évolutions des revenus

Les principales sources de revenus bancaires sont caractérisées par des évolutions contrastées. Les banques ont augmenté les revenus récurrents comme la marge sur intérêts et les commissions nettes dont la contribution au produit bancaire augmente significativement suite à la faiblesse des autres revenus nets. Le graphique 3.11 décompose le produit bancaire selon les principales sources de revenus des comptes de profits et pertes. Au 31 décembre 2017, la marge sur intérêts s'est élevée à 42,1 % du produit bancaire contre 38,6 % l'année précédente tandis que les commissions nettes perçues ont renoué avec leur niveau de 2014 et 2015 pour s'établir à 40,8 % de l'ensemble des revenus nets.

¹ Les données ont été révisées pour tenir compte des nouvelles informations. Des différences peuvent apparaître en raison des



Sources : CSSF. calculs BCL



Sources : CSSF, calculs BCL

Dans un contexte de redressement de l'activité de crédit, les produits d'intérêts sont restés orientés à la hausse pour s'établir à 11,8 milliards d'euros fin décembre 2017. La marge nette sur intérêts demeure relativement stable par rapport à 2016 en raison d'une progression des intérêts bonifiés. Ces derniers sont évalués à 6,9 milliards d'euros fin décembre 2017, portant la marge sur intérêts à 4,9 milliards d'euros.

Cette légère hausse de la première source de revenus bancaires masque une forte hétérogénéité au niveau individuel comme l'illustre le graphique 3.12. En effet, plus de la moitié des établissements de crédit a augmenté la marge sur intérêts entre 2016 et 2017, se traduisant ainsi par une légère hausse de la valeur médiane du ratio entre la marge sur intérêts et le produit net bancaire pour la deuxième année depuis 2015. Il convient de noter que les derniers chiffres montrent une volatilité plus importante de ce ratio par l'accroissement de l'écart interquartile autour de la valeur médiane.

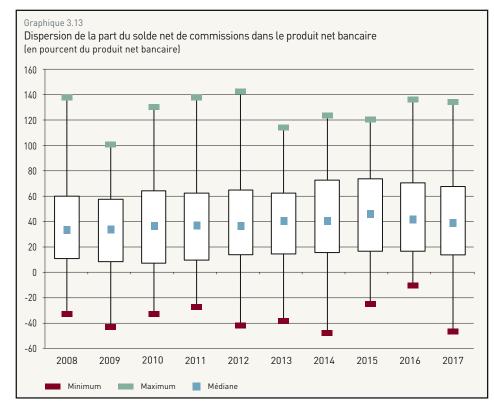
Concernant les revenus hors intérêts, les commissions nettes perçues ont augmenté de 188 millions d'euros en comparaison annuelle pour s'établir à 4,7 milliards d'euros en 2017. Il est à noter que les commissions perçues dans le cadre des activités des banques dépositaires demeurent significatives et sont portées par l'activité soutenue des fonds d'investissement et le climat boursier favorable. Au niveau agrégé, les commissions nettes renouent donc avec le solde affiché en 2015. Cependant, comme le suggère le graphique 3.13, la distribution des commissions nettes dans le produit bancaire sur base individuelle indique une

LE SECTEUR FINANCIER: LES ÉVOLUTIONS RÉCENTES

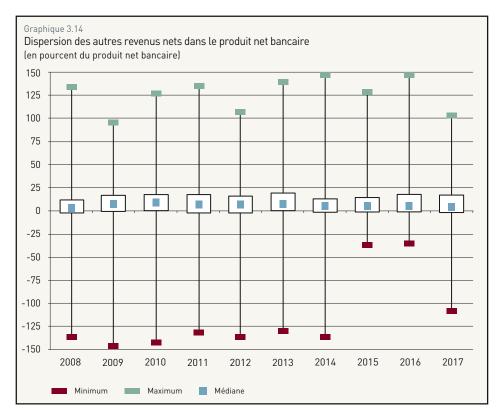
situation très différente par rapport aux deux exercices précédents. En effet, la valeur médiane se positionne en retrait pour s'élever à 40,1 %, soit un niveau cohérent par rapport à la contribution de ce poste au produit net bancaire sur base agrégée. La dispersion de ce ratio souligne une forte hétérogénéité avec un écart interquartiles relativement stable par rapport à 2016, mais une étendue de variation plus importante.

Cette progression des commissions nettes est partagée par presque tous les modèles d'activités et concerne aussi bien les banques privées que les intermédiaires traditionnels comme les banques de détail, soulignant le besoin de diversification des revenus dans un contexte économique de taux d'intérêt historiquement bas.

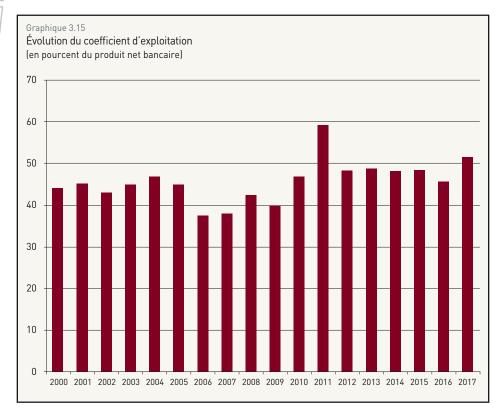
Au niveau des revenus non-récurrents, à l'exception des revenus sur les opérations de change qui ont progressé par rapport à 2016, tant les dividendes recus que la catégorie résiduelle des autres revenus nets ont fortement diminué par rapport à des niveaux particulièrement élevés en 2016. La lecture de ces évolutions invite donc à la prudence, car ces diminutions concernent un nombre très limité d'établissements de crédit. En effet, les autres revenus nets de 2016 incluaient des éléments exceptionnels, comme la plus-value réalisée par une grande banque de la place financière sur la vente de titres de participation. La dispersion des autres revenus nets dans le produit net bancaire illustrée dans le graphique 3.14 montre une volatilité accrue des données individuelles. En effet, tant l'étendue de variation que l'écart interquartile augmentent comparativement à 2016.



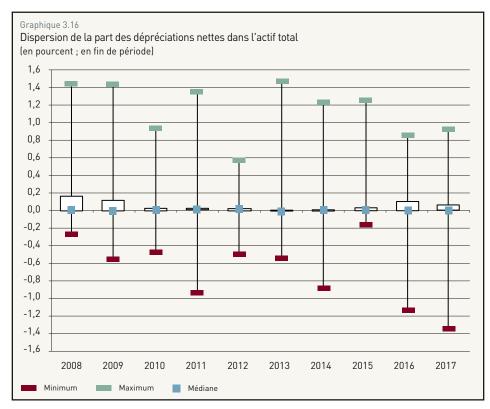
Sources: CSSF, calculs BCL



Sources: CSSF, calculs BCL



Sources : CSSF, calculs BCL



Sources : CSSF, calculs BCL

Compte tenu des évolutions précitées, le produit net bancaire qui regroupe les principales sources de revenus a reculé de 771 millions d'euros sur un an pour s'élever à 11.6 milliards d'euros en 2017.

1.4.2 Évolution des coûts

Les frais généraux ont augmenté de 2019 millions d'euros en comparaison annuelle pour s'établir à 5,9 milliards d'euros en 2017. Les deux composantes des frais généraux contribuent à cette progression. En effet, les frais de personnel ont augmenté de 2,5 % en rythme annuel pour s'établir à 3,2 milliards d'euro, tandis que les autres frais d'exploitation demeurent élevés en raison notamment des exigences de mise en conformité avec le cadre réglementaire et ont progressé de 5,5 % durant cette période pour atteindre 2.8 milliards d'euros.

Le coefficient d'exploitation ou « cost income ratio », c'est-à-dire le rapport entre les frais généraux et le produit net bancaire, a suivi une trajectoire défavorable sous l'effet conjugué d'une hausse des charges et une baisse des revenus. Cet indicateur structurel des coûts s'est établi à 51,1 % en 2017. Ainsi, plus de la moitié du produit bancaire généré par l'industrie bancaire en 2017 a été absorbée par les frais généraux.

Le résultat avant provisions, dépréciations et impôts reflète donc la baisse du produit bancaire et a diminué d'environ 1 milliard d'euros sur un an pour s'établir à 5,3 milliards d'euros fin décembre 2017.

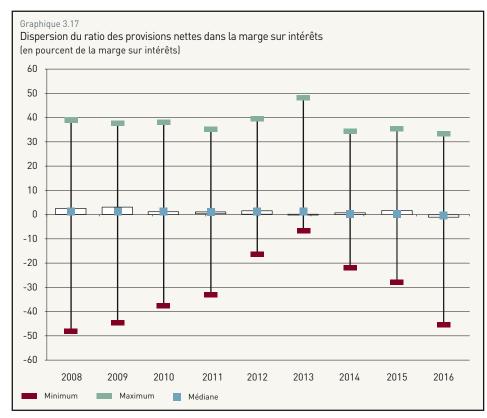
La constitution nette de provisions a progressé de 59 millions d'euros sur un an pour s'élever à 117 millions

LE SECTEUR FINANCIER: LES ÉVOLUTIONS RÉCENTES

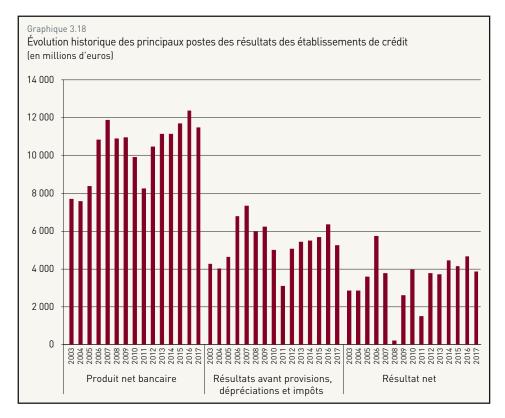
d'euros fin décembre 2017. Il convient de souligner que cette progression s'inscrit également dans l'adoption des nouvelles normes IFRS 9 par l'industrie bancaire qui sont entrées en vigueur au 1er janvier 2018. Les données individuelles du rapport entre la constitution nette de provision et la marge sur intérêts illustrées par le graphique 3.16 accompagnent la hausse agrégée par le glissement de la distribution vers des valeurs plus élevées. À titre d'exemple, l'écart entre le premier et le troisième quartile qui regroupe la moitié des banques passe de 1,8 % en 2016 à 3,6 % en 2017.

Dans la foulée de la reprise économique dans la zone euro. les dépréciations nettes reculent de 158 millions d'euros en glissement annuel pour s'élever à 568 millions d'euros en 2017. Sur base individuelle, les dépréciations nettes rapportées à la somme des bilans confirment cette tendance comme l'illustre le graphique 3.17. Dans l'ensemble, les deux leviers de ce ratio ont évolué favorablement en 2017. En effet, malgré une valeur médiane inchangée à 0 %, l'écart interquartile s'est rétréci sur un an en dépit d'une étendue de variation plus importante.

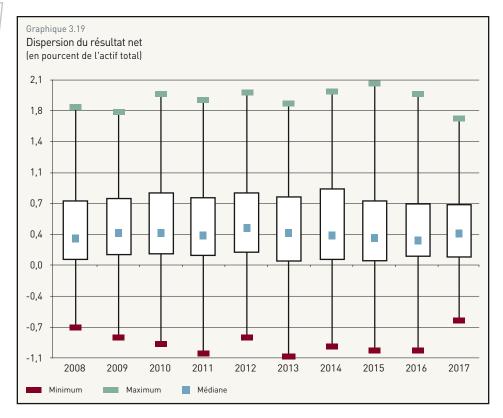
Par conséquent, le résultat avant impôts s'est contracté de 933 millions d'euros en comparaison annuelle pour atteindre 4 614 millions d'euros pour l'exercice 2017, tandis que le résultat net s'est élevé à 3 796 millions d'euros après déduction des impôts.



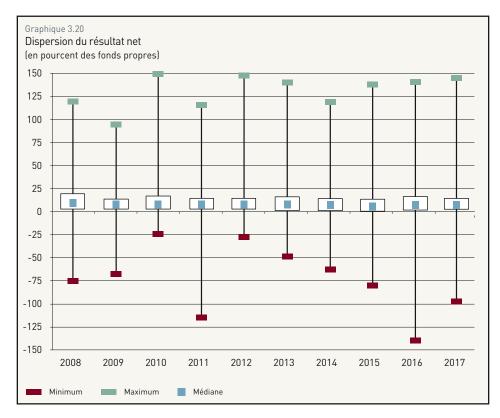
Sources : CSSF, calculs BCL



Sources : CSSF, calculs BCL



Sources : CSSF, calculs BCL



Sources : CSSF, calculs BCL

1.4.3 Résultats et indicateurs de rentabilité

Le résultat net affiche un recul en glissement annuel pour renouer avec les niveaux de 2012 et 2013 qui ont marqué la reprise de la rentabilité bancaire après la crise de la dette souveraine dans la zone euro (graphique 3.18).

Le rendement sur actifs, ou « return on assets » qui est déterminé par le rapport entre le résultat net et la somme des actifs du bilan, a baissé à 0,5 %. Le graphique 3.19 illustre l'évolution de ce ratio sur base individuelle. Si la valeur médiane est légèrement plus élevée en 2017 par rapport à l'exercice précédent, l'étendue de variation ainsi que l'écart interquartile se sont rétrécis.

Le second indicateur utilisé pour analyser la profitabilité bancaire est le rendement sur fonds propres ou « return on equity » qui est donné par le rapport entre le résultat net et les fonds propres. Ce dernier passe de 8,02 % en 2016 à 6,47 % en 2017 sous l'effet conjugué d'une baisse du résultat net et une hausse des fonds propres. La distribution des données individuelles est marquée par une légère baisse de la valeur médiane ainsi que du quartile supérieur qui est un autre signe de la détérioration de la rentabilité.

1.5 LA SOLVABILITÉ

Depuis le 1^{er} janvier 2014, les banques doivent se soumettre à de nouvelles règles de définition des fonds propres et de schémas de *reporting* harmonisés au niveau européen, transposant en droit européen les règles de Bâle III. Alors que Bâle II se focalisait plutôt sur le dénominateur du ratio de capital, Bâle III a réformé le numérateur, c'est-à-dire les différentes catégories de fonds propres.

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 %. Le ratio de fonds propres de base de catégorie 1 (CET 1), le ratio de capital le plus exigeant, est devenu le ratio de référence en matière d'exigences en capital dans le dispositif de Bâle III. Ce ratio CET 1 comprend le capital social, les primes d'émission, ainsi que celles qualifiées d'apport ou de fusion et les résultats reportés. Les produits hybrides sont tolérés à condition qu'ils puissent être utilisés d'un point de vue comptable et juridique pour absorber des pertes sans devoir passer par le stade de la liquidation de la banque. Ces changements impliquent que les ratios à partir de 2014 ne sont plus entièrement comparables à ceux des années antérieures.

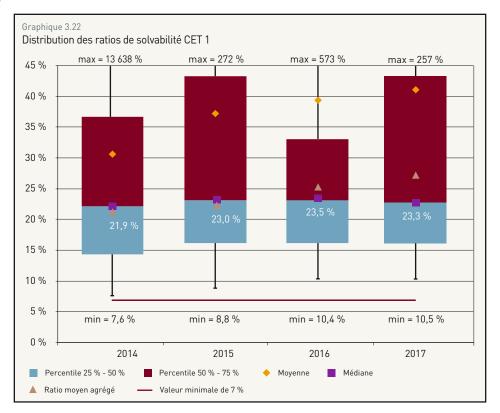
La mise en application du règlement UE 575/2013 (*Capital Requirements Regulation* – CRR) depuis le 1^{er} janvier 2014 n'a pas été problématique pour les banques luxembourgeoises, car elles avaient constitué des coussins de fonds propres confortables. Le règlement CRR prévoit l'introduction progressive d'un coussin de conservation supplémentaire de 2,5 %. Bien que l'introduction de ce coussin de conservation puisse être lissée jusqu'en 2019, les établissements de crédit luxembourgeois sont tenus de maintenir ce

coussin de conservation depuis 2014, sans aucune période de transition, 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 % respectivement depuis le 1er janvier 2014.

Les établissements de crédits luxembourgeois continuent à présenter, en règle générale, des ratios de solvabilité nettement supérieurs aux minimas réglementaires requis et font preuve d'un renforcement aussi bien quantitatif que qualitatif des ratios de fonds propres. Ce constat demeure valable sur la période 2016-2017 et est conforté par les résultats des estimations du z-score pour l'ensemble des établissements de crédit luxembourgeois ainsi que par la dispersion des probabilités de défaut individuels des établissements de crédit (voir encadré 3.4).



Sources : CSSF, calculs BCL



Sources : CSSF, calculs BCL

Au niveau agrégé, le ratio de solvabilité pour l'ensemble de la place financière affiche une progression en 2017, après un léger recul en 2014, pour atteindre un niveau de 28,2 % fin 2017. Quant aux deux composantes du ratio de solvabilité global, il est à relever, d'une part, une augmentation des fonds propres (4,1 %) contribuant pour 1,08 point de pourcentage à l'évolution du ratio et, d'autre part, une baisse des actifs pondérés par le risque de 3,7 %, ayant un impact positif de 0,96 point de pourcentage sur le niveau du ratio.

Au 31 décembre 2017, le ratio de solvabilité de base de catégorie 1 (Common Equity tier 1 - CET 1) des banques luxembourgeoises a atteint un niveau de 26,8 %, en hausse par rapport au 31 décembre 2016 où le ratio s'élevait à 25,3 %. Quant aux deux composantes du ratio de

solvabilité CET 1, il est à noter, d'une part, une augmentation des fonds propres (1,9 %) contribuant pour 0,49 point de pourcentage à l'évolution du ratio et, d'autre part, une baisse des actifs pondérés par le risque de 3,7 %, ayant un impact positif de 0,93 point de pourcentage sur le ratio. Dans ce contexte, 59 % des établissements de crédit avaient enregistré une hausse de leur ratio de fonds propres de base de catégorie 1 par rapport à 2016. Le taux moyen de progression du ratio des fonds propres par ces derniers a été de 28 %, tandis que les autres établissements ont affiché une détérioration dont le taux moyen est de 18 %. Le nombre de banques pris en compte pour cette analyse a diminué de cinq unités sur une base annuelle.

Le niveau élevé de capitalisation au niveau agrégé se reflète également dans les données granulaires. Le graphique 3.22 illustre la distribution des ratios CET 1 des établissements de crédit luxembourgeois. Comme pour les années précédentes, la distribution des ratios reste caractérisée par une asymétrie positive. La médiane a légèrement baissé à 23,3 % par rapport à 23,5 % fin décembre 2016 et le premier et le troisième quartile de la distribution s'élevaient à respectivement 17,1 % et 42,7 %. Toutes les banques s'étaient conformées au seuil minimal de 7 %. Enfin, 86 % des établissements considérés présentaient un ratio CET 1 supérieur à 15 % fin 2017, à comparer à 84 % fin 2016. Les actifs totaux de ces établissements représentaient 81 % du total de tous les établissements fin 2017, en baisse par rapport à 86 % fin 2016.

Tahleau 3 13 -Distribution des ratios de solvabilité CET 1

| SOMME DE BILAN (€ MILLIONS) | 12-2014 | | | | 12-2015 | | | 12-2016 | | | 12-2017 | | |
|--------------------------------|---------|-----------------------|---------------------|--------|-----------------------|---------------------|--------|-----------------------|---------------------|--------|-----------------------|---------------------|--|
| | NOMBRE | RATIO CET 1 MÉDIAN | % SOMME DE BILAN | NOMBRE | RATIO CET 1 MÉDIAN | % SOMME DE BILAN | NOMBRE | RATIO CET 1 MÉDIAN | % SOMME DE BILAN | NOMBRE | RATIO CET 1 MÉDIAN | % SOMME DE BILAN | |
| ≥ 10 000 | 17 | 19,1 % | 67 % | 16 | 20,8 % | 68 % | 15 | 23,8 % | 65% | 15 | 23,9 % | 67 % | |
| ≥ 2 500 et < 10 000 | 31 | 18,8 % | 26 % | 31 | 18,9 % | 26 % | 26 | 20,5 % | 27% | 25 | 21,5 % | 24 % | |
| ≥ 500 et < 2 500 | 30 | 21,1 % | 6 % | 25 | 19,3 % | 5 % | 31 | 20,2 % | 7% | 30 | 21,3 % | 7 % | |
| < 500 | 30 | 31,7 % | 1 % | 33 | 39,8 % | 1 % | 28 | 25,8 % | 1% | 25 | 36,0 % | 1 % | |
| Ratio médian | | 21,9 % | | | 23,0 % | | | 23,5 % | | | 23,3 % | | |

Sources : CSSF, calculs BCL

Sur base du tableau 3.13, il est à constater que les banques de faible taille et de taille importante maintiennent des ratios de solvabilité CET 1 supérieurs aux établissements de crédit de taille moyenne. Les établissements de crédit dont les encours bilantaires dépassent 10 milliards d'euros affichaient des ratios médians de 23,9 %, par comparaison au 21,5 % enregistrés par les établissements dont les encours se situaient entre 2,5 et 10 milliards d'euros.

Quant au ratio Tier 1 agrégé, qui inclut en sus des catégories de fonds propres du CET1 les fonds propres additionnels *Tier 1* comme les actions préférentielles, il s'élève à 27,4 % en 2017 (par rapport à 25,4 % en 2016). Il est à noter que le poids des fonds propres qualifiés de Tier 1 des banques représentait 97 % (idem en 2016) de l'ensemble des fonds propres disponibles en 2017. En décembre 2017, la différence entre le ratio Common Equity Tier 1 et le ratio Tier 1 ne représentait que 63 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 88 % (également 88 % en 2016), demeuraient le facteur déterminant du dénominateur du ratio de solvabilité

En fin d'année 2017, les régulateurs se sont mis d'accord sur des réformes de Bâle III qui visent à compléter et à améliorer le dispositif réglementaire mondial. Tandis que la première phase de Bâle III était largement centrée sur le numérateur du ratio de fonds propres, les réformes de 2017 portent quant à elles sur le dénominateur. Ainsi, elles visent à restaurer la crédibilité du calcul des actifs pondérés en fonction des risques (RWA) et à améliorer la comparabilité des ratios de fonds propres des banques. Un plancher (« output floor ») limite les avantages que les banques peuvent tirer de l'utilisation de modèles internes pour le calcul des exigences minimales de fonds propres. La date de mise en œuvre de l'« output floor » et les dispositions provisoires proposées permettront une transition raisonnable et ordonnée vers l'adoption des nouvelles normes s'étendant de 2022 à 2027.

Encadré 3.4 :

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)³⁰ 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'écarts-types qui sépare la valeur de marché des actifs d'un établissement bancaire de la valeur comptable de ses dettes. En l'absence de cotations boursières pour certains établissements, le z-score représente un substitut approprié pour évaluer la solidité financière du secteur bancaire dans son ensemble et/ou des banques de manière individuelle. Par ailleurs, il peut être complété par le recours à d'autres indicateurs, tels que les indices de vulnérabilité, les ratios 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'écarts-types, de la baisse du taux de rendement bancaire aboutissant à une absorption complète des fonds propres. Ainsi, si la valeur du z-score est élevée, le risque de défaillance devrait être assez faible. À contrario, le rapprochement du z-score de la valeur de l'écart-type du rendement des actifs est une indication d'une probabilité de défaut élevée de la banque en question.

Le z-score se présente sous la forme suivante :

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

où (k) représente le ratio des fonds propres de chaque banque, (μ) est la moyenne mobile selon une fenêtre glissante de huit trimestres des rendements des actifs de chaque banque, 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 :

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

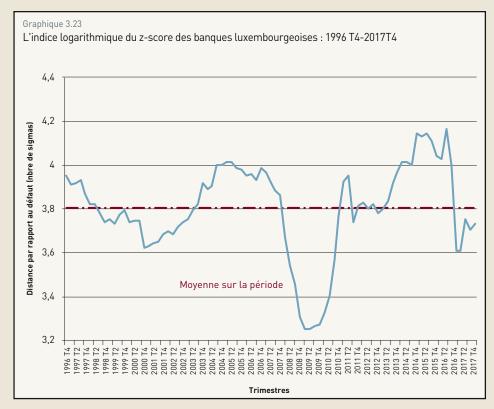
Où (N) est la fonction de répartition d'une variable normale centrée et réduite.

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 - 2017 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.

30 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).

L'analyse est conduite sur des données en panel à fréquence trimestrielle. La valeur des variables utilisées pour le calcul de l'indice z-score est une moyenne calculée pour chaque banque en adoptant une fenêtre glissante fixée à 8 trimestres. L'évolution temporelle de l'indice z-score agrégé est reflétée par la moyenne de l'ensemble des observations disponibles au cours d'un trimestre donné. Le graphique 3.23 illustre les résultats obtenus.

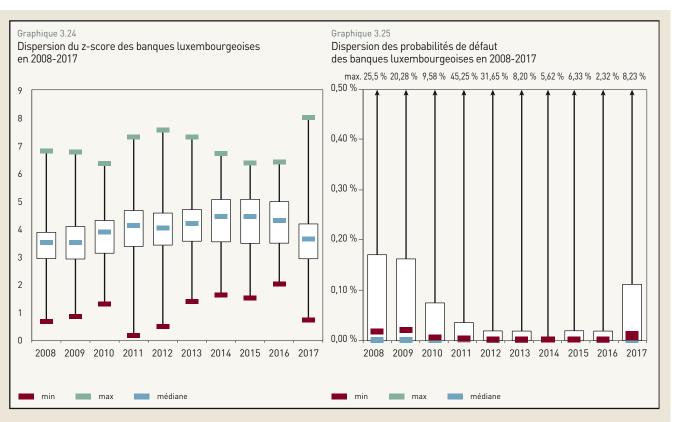
D'une manière générale, les variations de l'indice agrégé z-score sont caractérisées par une évolution cyclique. Tout d'abord, un léger creux est observé en 2000-2002 ; il peut être attribué à l'éclatement de la bulle des valeurs technologiques. En



Sources : CSSF, calculs BCL

vanche, la période 2003-2006 est caractérisée par une nette amélioration du z-score. Cette nouvelle phase reflète une amélioration significative de la profitabilité des banques. Elle résulte de la diminution de la volatilité des rendements des actifs bancaires ; laquelle est associée à une grande stabilité de la volatilité des marchés financiers sur cette période. Il convient de souligner la nette dégradation de l'indice depuis le dernier trimestre 2007 jusqu'au premier trimestre de l'année 2009. Au cours de cette période le niveau de cet indice a atteint son plus bas niveau historique. À cette phase de fragilité, a succédé une période durant laquelle une amélioration significative du niveau de l'indice z-score est enregistrée. Cette progression s'est traduite par un niveau de l'indice largement supérieur à sa moyenne historique. Toutefois, cet ajustement n'a été que transitoire dans la mesure où la tendance de l'indice z-score s'est inversée au troisième trimestre 2011 pour se stabiliser autour de la moyenne historique de l'indice tout au long de l'année 2012. Quant au niveau de l'indice depuis le début de l'année 2013, il affichait une tendance ascendante importante, induite vraisemblablement par les nouvelles exigences réglementaires en matière de capitaux propres, et qui traduit une amélioration sensible de la solidité financière du système bancaire. Le niveau actuel, bien qu'il affiche une certaine tendance baissière, converge plus au moins vers ses valeurs historiques moyennes ; il traduit ainsi le maintien d'une capacité relative « appréciable » du système bancaire luxembourgeois dans son ensemble à absorber des chocs sévères et/ou de nature systémique.

Par ailleurs, la tendance baissière affichée récemment au niveau agrégé est reflétée par un élargissement des disparités des probabilités de défaut individuelles des établissements de crédit et par une progression de leurs niveaux comparativement aux résultats obtenus durant la période précédente. Les graphiques 3.24 et 3.25 présentent respectivement le résumé de la dispersion des z-score trimestriels des banques, et celui de leurs probabilités de défaut pour la période 2008-2017.



Source: BCL

Il ressort de l'analyse que le niveau maximum de cette probabilité en 2017 est en hausse par rapport au niveau enregistré en 2016. Après avoir atteint un niveau sans précédent de 45,25 % pour l'un des établissements les plus vulnérables en 2011, les résultats relatifs à l'année 2017 affichaient une probabilité de défaut maximale de 8,2 %, alors que le niveau maximal de cette probabilité fut de 2,3 % à la fin de l'année 2016. Cette dégradation est reflétée aussi par un élargissement de la dispersion des probabilités de défaut décrite par les trois quantiles. En effet, la dispersion de ces probabilités est étalée dans un intervalle plus large que l'année précédente, ce qui constitue un signe d'amenuisement de la solidité financière des établissements bancaires établis au Luxembourg. Néanmoins, il est utile de souligner que l'échantillon des banques a été enrichi par la prise en compte de plusieurs nouveaux établissements opérant au Luxembourg dans la mesure où ces nouveaux établissements bancaires disposaient de suffisamment de données nécessaires à nos estimations.

Le niveau de solidité financière affiché par l'indice z-score est compatible 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 et représente la vulnérabilité de l'ensemble du système bancaire à des évènements d'envergure systémique. Cette probabilité est estimée par une approche du risque systémique qui combine les probabilités marginales de détresse, estimées par un modèle structurel de risque de crédit³¹, l'approche CIMDO³² et le modèle généralisé à facteurs dynamiques³³. Cette méthodologie permet d'appréhender le risque induit par des évènements peu fréquents affectant les portefeuilles bancaires de manière dynamique, en utilisant non seulement l'information au niveau de chaque institution de crédit, mais également celle issue d'une large base de données constituée de variables macroéconomiques et financières.

- 31 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.
- 32 Segoviano, M., 2006, "Consistent Information Multivariate Density Optimization Methodology", FMG Discussion Papers #557.
- 33 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.

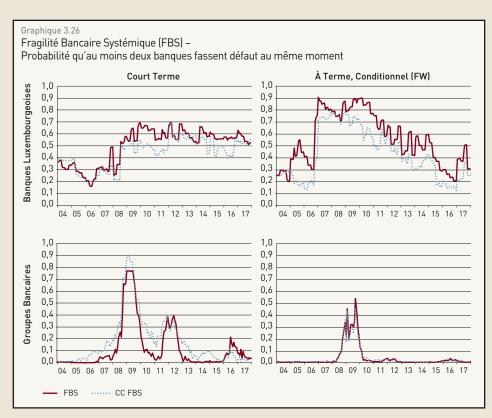
L'indice FBS est estimé sur un échantillon comprenant 34 banques domiciliées au Luxembourg sur la période 2004-2017, ainsi que 30 groupes bancaires européens auxquels elles sont affiliées. Afin de tenir compte des liens entre les institutions de crédit luxembourgeoises et leurs maisons mères, l'indice 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 populations ne sont pas tout à fait comparables. En effet, les estimations pour les banques domestiques sont effectuées sur la base des valeurs d'inventaire, car elles ne sont pas cotées publiquement. 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 sur leurs niveaux.

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

Le graphique 3.26 présente l'indice FBS à court terme (CT) ainsi que la probabilité à terme (FW), sous l'hypothèse qu'aucune banque n'ait été en faillite pendant la première année.

Les résultats de nos estimations révèlent que jusqu'au deuxième trimestre de 2006, l'indice FBS a diminué pour les banques luxembourgeoises alors qu'il est resté stable pour les groupes bancaires. Ensuite, l'indice FBS a progressé face à l'aggravation de la crise des subprimes. Cette dynamique suggère un accroissement de la fragilité systémique des groupes bancaires mais aussi des banques luxembourgeoises, en particulier après la faillite de Lehman Brothers au mois de septembre

2008. L'indicateur FBS a augmenté de nouveau lorsque les difficultés liées aux dettes souveraines dans la zone euro sont apparues en 2010. Néanmoins, l'accord sur l'implication du secteur privé (PSI) dans le plan de sauvetage de la Grèce a permis d'atténuer les facteurs de fragilité et de réduire les probabilités de défaut dès la fin de l'année 2011. En 2012, malgré une augmentation temporaire du niveau de l'indice due à l'aggravation de la crise hellénique et à la détérioration de la situation économique en Espagne, le degré de fragilité bancaire s'est réduit. En 2013, en dépit de la stabilisation de la mesure FBS pour les banques luxembourgeoises et d'une légère augmentation pour les



Sources: CSSF, calculs BCL

groupes bancaires européens durant le deuxième trimestre de l'année, celle-ci traduisait, dans l'ensemble, une réduction des risques systémiques communs.

Sous la pression d'un environnement économique toujours marqué par une rentabilité réduite et une croissance atone, l'indice FBS a augmenté temporairement pendant le deuxième trimestre de 2014. Néanmoins, la fragilité des banques luxembourgeoises et des groupes bancaires européens a globalement diminué sur la période allant de 2010 à 2016. Cette décroissance, jusqu'au début d'année 2016, peut s'expliquer par la faiblesse des taux d'intérêt ainsi que par les mesures de politique monétaire de l'Eurosystème, comme par exemple les TLTRO (targeted longer term refinancing operations) et le programme étendu d'achats d'actifs (expanded asset purchase programme). À ce propos, la baisse de la composante commune de l'indice FBS, non seulement pour la mesure FBS à court terme, mais également pour la mesure FBS conditionnelle à terme est à souligner.

Quant à l'évolution de la CC FBS, la tendance ascendante observée pour les groupes bancaires européens dès le début de l'année 2004 et jusqu'à la fin du premier semestre précédant la faillite de Lehman Brothers est à souligner. Les évolutions divergentes de la FBS et de ses composantes principales observées jusqu'en 2007 peuvent être attribuées à la myopie des marchés jusqu'à ce que les facteurs idiosyncratiques propres aux banques ne deviennent visibles. Concernant les groupes bancaires européens, la composante commune de l'indice FBS est généralement supérieure à l'indice FBS. Ce constat reflète vraisemblablement les effets bénéfiques des mesures prises par l'Eurosystème (e.g. LTROs, TLTROs et le programme d'achat des ABS) affectant le risque encouru par les banques dans un contexte de tension généralisée sur les marchés financiers. Néanmoins, cette situation s'est inversée à partir du second semestre 2016. Le niveau estimé du FBS suggère ainsi que les marchés sont devenus moins sensibles aux facteurs idiosyncratiques affectant le système bancaire et, en particulier, les groupes bancaires européens. Concernant les banques luxembourgeoises, il apparaît que les facteurs idiosyncratiques ont joué un rôle important dans l'augmentation du risque systémique pendant les deux premières années qui ont suivi la crise financière ainsi qu'en 2015 et 2016. L'augmentation de la CC FBS à terme à la mi-2017 indique que la croissance de la FBS à terme était portée par des facteurs à l'échelle mondiale.

Le niveau contenu de la FBS et de sa composante commune sur la deuxième partie de l'année 2017, à la fois pour les banques luxembourgeoises et les groupes bancaires européens, reflète globalement la reprise économique en zone euro. Néanmoins, les incertitudes associées aux politiques macroéconomiques futures et l'environnement de taux bas constituent des enjeux importants au regard de la résilience du secteur bancaire.

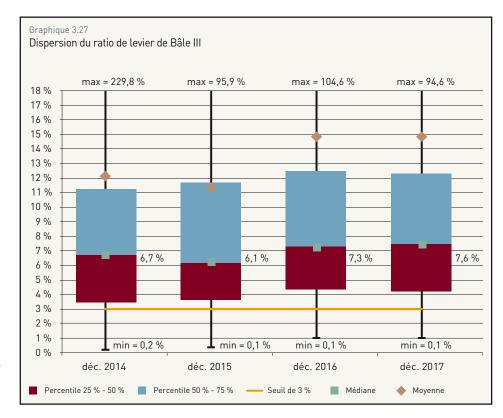
1.6 LE RATIO DE LEVIER

Contrairement au ratio de solvabilité, le ratio de levier ne tient pas compte de la pondération des actifs au risque ; le ratio a été défini par le Comité de Bâle comme étant le rapport entre les fonds propres et le total des actifs et de certains éléments hors bilan. Il permet de fixer le montant minimum de fonds propres 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 du taux global d'endettement ou de l'effet de levier. Ainsi, 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 pour éviter qu'une crise similaire à celle de 2007 ne se reproduise.

Depuis le 1^{er} janvier 2014, les banques doivent communiquer, dans une première phase d'observation, leurs ratios de levier aux autorités de supervision, conformément au Règlement européen sur les exigences de fonds propres (CRR). À partir de la date de référence de septembre 2016, une nouvelle

version ITS du ratio de levier (Implementing Regulation 2016/428) a été publiée, avec un nombre plus réduit de champs à rapporter au régulateur afin d'harmoniser les rapports avec la nouvelle version du Comité de Bâle. Une des principales modifications est que le ratio est calculé pour la date de référence uniquement, au lieu d'une moyenne simple pour les trois mois précédents.

Selon les propositions actuelles de la Commission Européenne dans le cadre de la révision de la CRR, il est prévu d'introduire le ratio de levier comme mesure de Pilier I au niveau européen. Les banques devraient alors respecter un niveau de capital Tier 1 minimal de 3 % par rapport à leurs actifs bruts. L'Autorité Bancaire Européenne (ABE) a. pour sa part, recommandé dans son rapport d'impact publié en août 2016 l'introduction du ratio de



Sources: CSSF, calculs BCL

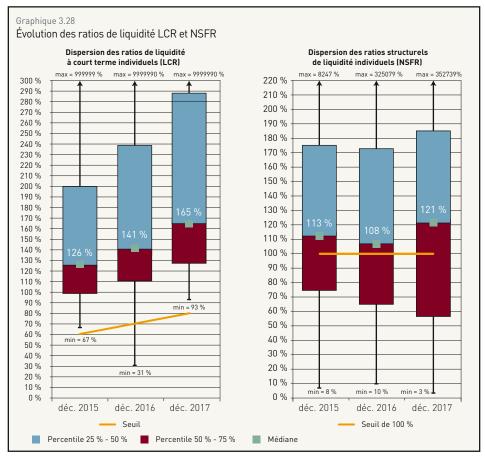
levier. L'analyse présentée suggère que l'impact potentiel négatif d'une introduction d'un ratio de levier de 3 % serait plutôt modéré sur les flux de crédits bancaires au secteur privé par rapport aux gains de stabilité renforcée des établissements de crédit.

Le graphique 3.27 montre la dispersion des résultats des banques luxembourgeoises à la fin des années 2014 à 2017.

La médiane du ratio de levier a augmenté sur une base annuelle de 0,3 point de pourcentage (de 7,3 % à 7,6 %) tandis que la moyenne simple a diminué de 14,9 % à 14,7 % et la moyenne pondérée par la somme des actifs a augmenté de 7,8 % à 8,3 %, soit des valeurs qui se situent toutes largement au-dessus du minimum de 3 % requis.

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 de détenir suffisamment d'actifs liquides pour couvrir leurs besoins pendant 30 jours en période de tension, le NSFR encourage les banques à assurer l'appariement des durations de leurs actifs et passifs.



Sources : CSSF, calculs BCL

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 ciaprès ne sont pas complètement comparables aux données de 2016 et de 2017.

D'après les chiffres de fin décembre 2017, toutes les banques luxembourgeoises sont au-dessus du seuil minimum actuel de 80 % pour le ratio de liquidité à court terme (*Liquidity Coverage Ratio*, LCR) avec un chiffre médian de 165 %, et également largement au-

dessus du niveau des années précédentes. Le graphique 3.28 illustre la répartition du ratio de liquidité, qui se caractérise par une asymétrie positive.

L'introduction contraignante du ratio à 60 % au 1^{er} octobre 2015, 70% à partir de janvier 2016 et puis 80 % à partir de janvier 2017 a considérablement amélioré le résultat général au cours des 3 dernières années. Ce seuil a été fixé à 100 % en janvier 2018 et est déjà respecté par 98 % des établissements de crédit fin décembre 2017.

Tableau 3.14 : Distribution des ratios de liquidité à court terme

| | | 12-2015 | | | 12-2016 | | 12-2017 | | |
|--------------------------------|--------|---------------------------------|---------------------|--------|---------------------------------|---------------------|---------|---------------------------------|---------------------|
| SOMME DE BILAN (€ MILLIONS) | NOMBRE | RATIO DE LIQUIDITÉ MÉDIAN | % SOMME DE BILAN | NOMBRE | RATIO DE LIQUIDITÉ MÉDIAN | % SOMME DE BILAN | NOMBRE | RATIO DE LIQUIDITÉ MÉDIAN | % SOMME DE BILAN |
| > 10 000 | 18 | 114 % | 69 % | 17 | 117 % | 66% | 17 | 128 % | 66 % |
| > 2 500 et < 10 000 | 32 | 132 % | 25 % | 28 | 160 % | 26% | 27 | 150 % | 25 % |
| ≥ 500 et < 2 500 | 27 | 176 % | 5 % | 32 | 133 % | 7% | 33 | 177 % | 7 % |
| < 500 | 32 | 130 % | 1 % | 25 | 152 % | 1% | 21 | 219 % | 1 % |
| Ratio médian | | 126 % | | | 141 % | | | 165 % | |

Sources : CSSF, calculs BCL

D'après le tableau 3.14, la plupart des établissements de crédit ont considérablement amélioré leur LCR depuis 2015. En 2017, les banques de taille plus importante maintenaient des niveaux de LCR légèrement en-dessous de la moyenne. Ainsi, 17 établissements de crédit ayant des sommes de bilan supérieures à 10 milliards d'euros au 31 décembre 2017 et représentant 66 % de la somme de bilan totale des banques luxembourgeoises, affichaient un ratio LCR médian de 128%. 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 constituaient la majeure partie des actifs liquides de niveau 1 des banques luxembourgeoises.

En termes de développements récents liés au LCR, le règlement déléqué (UE) 2017/208 a déterminé les détails relatifs à un élément spécifique du calcul du LCR, à savoir les sorties de trésorerie supplémentaires correspondant aux besoins de sûretés résultant de l'impact d'un scenario de marché défavorable sur les opérations sur dérivés d'un établissement. En outre, l'Autorité bancaire européenne (ABE) a émis des orientations sur la publication du LCR. Par ailleurs, la Commission a récemment proposé des modifications à l'acte déléqué sur le LCR qui concernent certaines dispositions du LCR, comme par exemple le calcul des entrées et sorties de flux de trésorerie liés aux opérations de mise et prise en pension. Concernant le reporting prudentiel en matière de liquidité, un tableau d'échéance vient de compléter le reporting sur les éléments supplémentaires du suivi de la liquidité et est d'application depuis mars 2018.

En ce qui concerne le NSFR, qui restait en 2017 un ratio d'observation, les banques continuaient à envoyer des données aux autorités de supervision selon un rapport provisoire. Au niveau interne, des estimations de ratios sont effectuées sur base d'un modèle de calcul développé par l'Autorité bancaire européenne (ABE), dont les résultats sont exposés ci-après. Ce modèle de calcul reste provisoire en attendant la mise en place de nouveaux tableaux de reporting basés sur des règles communes applicables aux établissements de crédit de l'UE. Dans ce contexte, la Commission européenne a proposé en novembre 2016 d'introduire le NSFR en tant que mesure contraignante au niveau européen dans le cadre de ses propositions d'amendements du règlement et de la directive sur les exigences prudentielles bancaires (CRR et CRD IV). Il est proposé que l'exigence en matière de NSFR soit fixée à 100 % et soit d'application deux ans après l'entrée en vigueur de la loi.

En ce qui concerne les résultats du modèle de calcul pour 2017, le ratio de liquidité structurel NSFR s'est amélioré pour plus de la moitié des banques depuis la fin de l'année passée. Le graphique 3.28 montre la dispersion des résultats fin décembre 2015 à fin décembre 2017. Il montre que la médiane s'est déplacée d'un niveau de 108 % fin décembre 2016 à 121 % fin décembre 2017. Alors que la médiane est supérieure au seuil de 100 %, plus d'un tiers des banques auraient encore des ratios inférieurs à ce seuil d'après ce modèle provisoire de calcul.

D'une manière générale, les établissements de crédit luxembourgeois gardent majoritairement, 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. Celui-ci peut également être évalué par l'écart entre les dépôts non bancaires et les crédits à la clientèle non bancaire. Ainsi, au niveau agrégé, le volume des dépôts non-bancaires représentait 1,6 fois celui des prêts non-bancaires au 31 décembre 2017. En comparaison annuelle, ce coefficient est resté quasiment stable.

Au-delà des ratios réglementaires, la BCL s'appuie, 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 3.5) ainsi que sur une collecte journalière du niveau de liquidité à court terme des établissements de crédit.

Encadré 3.5 :

LA SENSIBILITÉ DES BANQUES LUXEMBOURGEOISES AUX CHOCS DE LIQUIDITÉ

L'impact sur la vulnérabilité des banques luxembourgeoises aux chocs de liquidité est simulé par des tests d'endurance, qui sont modélisés à travers six scénarios : le scénario interbancaire, le scénario de retrait massif des dépôts, le scénario d'utilisation des lignes de crédits, le scénario de retrait partiel des avoirs de tiers, le scénario Eurosystème et le scénario intragroupe³⁴.

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 scenarios sur l'indicateur de liquidité tel que défini ci-après. L'indicateur utilisé est le rapport entre les actifs liquides et les actifs totaux (voir Rychtárik and Stragiotti, 2009] 35 . 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 3.29 illustre les résultats des différents scenarios sur base d'un échantillon représentatif d'une cinquantaine de banques. Il représente l'évolution graphique de la valeur de $r_{b,t}$.

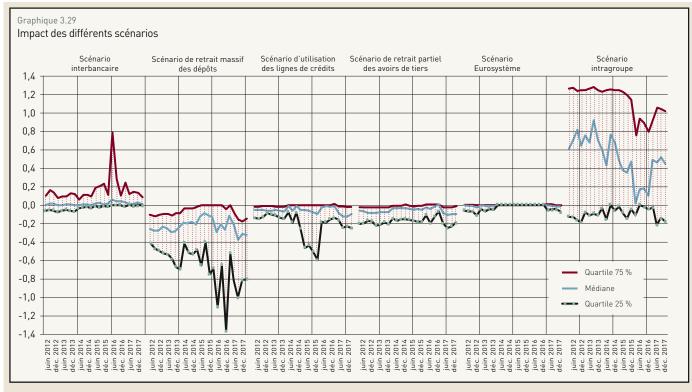
Il en ressort que les scénarios de chocs affectant les activités interbancaires et intragroupes engendrent à la fois des valeurs négatives et positives de l'indicateur de liquidité, tandis que les autres scénarios n'engendrent que des valeurs négatives. Cette divergence s'explique par l'hypothèse adoptée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

Analyse des différents scénarios :

Scénario interbancaire :

Ce scénario considère une diminution de la liquidité sur le marché interbancaire. La taille du choc appliquée dans ce scénario est de 50 %. Sur la période étudiée, la médiane de l'indicateur de liquidité n'a pas dévié considérablement. Cependant le quartile supérieur à diminué pendant la période d'observation. Cette tendance traduit une augmentation des dépôts interbancaires pendant l'année 2017.

- 34 La méthodologie sous-jacente est expliquée dans le cahier d'études Numéro 41 de la BCL publié en septembre 2009 par Rychtárik, Š. "Liquidity scenario analysis in the Luxembourg banking sector".
- 35 Rychtárik, Š. and Stragiotti, F. [2009] "Liquidity risk monitoring framework: A supervisory tool", Banque centrale du Luxembourg, Working paper n. 43/ December 2009.



Sources : BCL, BCE

Scénario de retrait massif des dépôts :

Ce scénario suppose un retrait important des dépôts par les entreprises, les fonds d'investissement ou les ménages auprès des banques. Les chocs sont idiosyncratiques, c'est-à-dire spécifiques à chaque banque en fonction de la volatilité de leurs dépôts non-bancaires. Ce scénario aurait l'impact le plus important sur les banques selon les valeurs de la médiane et du premier quartile de l'indicateur de liquidité. Un tel assèchement de la liquidité aurait pour conséquence des tensions substantielles pour la plupart des banques. Il est à noter que la médiane a continué de se détériorer en 2017 mais que les résultats se sont améliorés surtout pour les banques du premier quartile durant la dernière année, reflétant ainsi une réduction du risque 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 précédemment, les chocs sur les lignes de crédit sont idiosyncratiques. La distribution de l'indicateur de liquidité pour ce scénario présente une légère détérioration pour les banques du premier quartile, en particulier au cours de la dernière année.

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 est relativement constante sur l'ensemble de la période d'observation avec une légère baisse pour la dernière année d'observation, indiquant une augmentation de ce risque pour les banques dans l'échantillon.

Scénario Eurosystème :

Ce scénario simule une hausse des décotes (haircuts) appliquées au collatéral mobilisé dans le cadre des opérations de refinancement de l'Eurosystème. 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'Eurosystème 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 augmentation sensible et un retour à des valeurs observées en 2014, témoignant d'une augmentation de l'excédent de liquidité vis-à-vis des parties liées pour les banques comprises dans l'échantillon.

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, 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 macroéconomiques³⁶.

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)³⁷. Pour cela, la période 1993T1-2017T4 est découpée en intervalles de 3 mois, selon une fenêtre glissante. Dans chaque fenêtre, la valeur absolue minimale du Cmax 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.

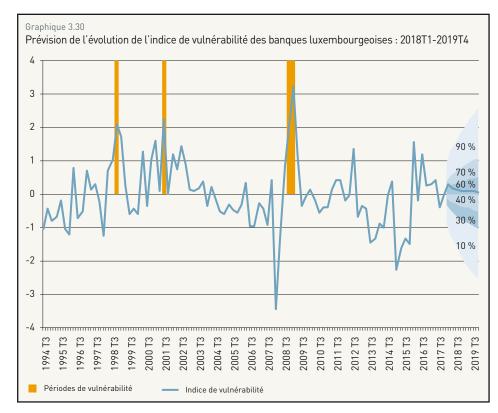
Enfin, un modèle économétrique composé de trois équations est utilisé pour prédire l'évolution de l'indice de vulnérabilité. Les variables explicatives retenues pour la prévision de cet indice sont afférentes

³⁶ 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.

³⁷ Cette mesure est qualifiée dans la littérature de « CMAX ». Elle s'apparente à la notion de « Maximum Drawdown » utilisée couramment en gestion de portefeuille. Elle est quantifiée par le ratio : CMAXt = (variable à l'instant t)/(maximum de la variable au cours des 3 mois).

au PIB et à l'investissement physique de la zone euro, au volume des crédits accordés à l'économie luxembourgeoise ainsi qu'aux rendements de l'indice boursier Euro Stoxx. Les prévisions sont obtenues par la réalisation de simulations de type Monte-Carlo du modèle stochastique. D'un point de vue macro-prudentiel, la dynamique de cet indice constitue un outil d'analyse pertinent de la vulnérabilité.

Le graphique 3.30 illustre la dynamique historique de l'indice et les projections de son évolution au cours des huit prochains trimestres (2018T1-2019T4). Elle est exprimée en déviation par rapport à sa moyenne historique. Par conséquent, tout écart respectivement positif et négatif est synonyme d'un stress d'intensité respectivement supérieure et inférieure à cette moyenne. Dans ce cadre, et compte tenu de la standardisation de l'in-



Source : BCL

dice, 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 3.30, il est à noter que la dynamique de l'indice affiche une rupture importante à partir du troisième trimestre de 2008 avec un pic reflétant une période de vulnérabilité importante au cours du troisième trimestre 2009. L'accroissement du risque systémique durant cette période traduit en réalité la mise en sursis de paiement de plusieurs établissements bancaires de droit luxembourgeois. L'apport de garanties et de fonds publics au cours du quatrième trimestre de l'année 2008 pour deux grandes banques est une seconde illustration de la sévérité du choc induit par la crise des prêts immobiliers toxiques.

Cette évolution préjudiciable à la stabilité financière s'est inversée au cours du troisième trimestre de l'année 2009. À l'exception de l'enregistrement d'une déviation importante du risque au troisième trimestre de l'année 2011, période de tension sur les titres souverains européens, les projections affichent plutôt une convergence vers un niveau suffisamment compatible avec les exigences de la stabilité financière. L'examen de la trajectoire prévue pour cet indice au cours des huit trimestres à venir (2018-2019) indique une tendance très proche du niveau du risque historique moyen. 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 l'émergence de nouveaux chocs sur le degré de vulnérabilité des banques luxembourgeoises.

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, mais 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 Comité européen du risque systémique (CERS), avec d'autres approches plus robustes afin de minimiser les risques d'erreur.

Pour compléter l'indicateur statistique principal préconisé 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 intéressants pour le Luxembourg. Ainsi, l'utilisation de la méthode des signaux, laquelle est susceptible d'être ajustée pour tenir compte des spécificités nationales et de capter d'autres éléments ignorés par l'indicateur purement statistique, 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 matière³⁸.

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 des fausses alertes (alerte positive fausse) ou des diagnostiques 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 afférente 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 « quasi-certitude » de l'imminence d'une crise.

³⁸ 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.

Le tableau 3.15 présente les résultats des estimations. Bien que tous les indicateurs soient utiles pour identifier les périodes de pré-crise (valeur de l'AUROC supérieure à 0,5), l'écart du ratio des crédits immobiliers par rapport au PIB semble être relativement moins performant. Néanmoins, il s'avère que l'usage du taux de croissance des crédits immobilier est plus utile en tant qu'indicateur pour les périodes de fragilités induites par une évolution des prix de l'immobilier résidentiel, même si cette évolution est plus au moins compatible avec les fondamentaux. Ce constat est conforté par une valeur de 72,94 % de l'AUROC, mais aussi par une probabilité conditionnelle relative à la dernière observation (70,25 %).

Globalement, les résultats 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 du crédit domestique affichait un taux plus élevé que le seuil inférieur de vulnérabilité et avec une probabilité relativement plus élevée. Ce résultat appelle à une plus grande vigilance de la part des autorités macro-prudentielles. Néanmoins, il convient de le nuancer en raison de la divergence des résultats obtenus, lesquels dépendent des variables utilisées..

Tableau 3.15 : Les valeurs de l'AUROC et des seuils de vulnérabilité des niveaux de variables adoptées

| Indicateurs | Définition du crédit | AUROC | Seuil inférieur | Seuil supérieur | Dernière observation |
|-----------------------|-------------------------------------|-------------------------|----------------------------|---------------------------|---------------------------|
| Taux de croissance | Définition étroite BCL du crédit | 78,17 % (p = 0,00 %) | 0,75 % (pc = 53,17 %) | 11,14 % (pc = 86,76 %) | 7,50 % (pc = 77,98 %) |
| annuel réel | Crédit immobilier résidentiel | 72,94 % (p = 0,00 %) | 3,87 % (pc = 62,52 %) | 17,18 % (pc = 90,66 %) | 6,49 % (pc = 70,25 %) |
| Écart du ratio crédit | Définition étroite BCL du crédit | 70,95 % (p = 0,00 %) | -11,85 % (pc = 11,97 %) | 7,59 % (pc = 78,23 %) | -1,02 % (pc = 45,71 %) |
| sur PIB | Crédit immobilier résidentiel | 70,63 % (p = 0,00 %) | -1,85 % (pc = 29,83 %) | 2,42 % (pc = 75,41 %) | -0,94 % (pc = 39,33 %) |

Source : BCL, p = la probabilité statistique que la valeur de l'AUROC soit différente de 0.5, pc = la probabilité conditionnelle. Modèle Logit. Estimation 2017T4.

Encadré 3.6 :

LA CONTRIBUTION DU CYCLE FINANCIER DANS L'ÉVALUATION DES RISQUES SYSTÉMIQUES CYCLIQUES

La nature cyclique des risques systémiques relève de leur dimension temporelle, c'est-à-dire la constitution à travers le temps de vulnérabilités pouvant affecter la stabilité du système financier national. Afin d'évaluer leur matérialisation, la méthode de calibrage du coussin de capital contracyclique et le calcul des seuils de risque et des probabilités conditionnelles de crise peuvent être mis en perspective avec une estimation du cycle financier.

En effet, l'introduction du coussin de capital contracyclique dans la régulation européenne repose sur une approche cyclique de la finance, dans laquelle l'économie serait sujette à des périodes d'expansion et de récession successives alimentées par l'endettement dans le secteur financier et non financier. Alors qu'en phase croissante du cycle les agents profitent de la disponibilité du crédit et de la croissance des prix des actifs (collatéraux) pour s'endetter, le retournement de l'activité contraint ces derniers à se désendetter et à consolider leurs bilans. Cette séquence, marquée par une succession de *booms* et de contractions économiques, aboutit à une situation dans laquelle le système financier ne joue plus pleinement son rôle d'intermédiation, comme ce fut le cas lors de la crise des *subprimes* de 2007-2008.

La crise financière a donc renouvelé l'intérêt de la recherche économique et des autorités macroprudentielles pour l'analyse des cycles financiers afin de détecter le développement de vulnérabilités systémiques. Les travaux de Jordà et al. [2011]³⁹, Schularick et Taylor (2012)⁴⁰ et Boissay *et al.* [2016]⁴¹ montrent que les périodes de récessions financières suivent effectivement des périodes de *booms* de crédit, confirmant ainsi les travaux précurseurs de Minsky [1977]⁴² sur l'évolution du crédit comme source d'instabilité financière et non uniquement comme facteur amplificateur. Borio (2012) et Drehmann *et al.* [2012] 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)⁴³, 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.

Pour les autorités macroprudentielles, l'identification de la position de l'économie dans le cycle apporte des éléments de contexte fondamentaux à la formulation du jugement d'expert, indispensable pour la conduite de la politique macroprudentielle. La caractérisation du cycle financier devrait permettre de mieux détecter le développement de risques systémiques en identifiant les différentes phases du cycle financier. En effet, à la suite d'une crise et en phase basse du cycle, les variables économiques peuvent connaître une accélération temporaire de leur taux de croissance. Ce phénomène traduit simplement le rattrapage de l'économie par rapport à son équilibre de long terme et n'est pas particulièrement porteur, à ce stade, de risques systémiques cycliques. Néanmoins, il est utile de rappeler que cette dernière affirmation est basée sur un jugement qualitatif. La prise en compte des résultats quantitatifs issus de l'estimation du cycle financier ne permettent pas d'exclure l'activation d'un instrument macroprudentiel dans un avenir proche. Celles-ci renseignent davantage sur la nature des développements récents du cycle financier et sur sa probable dynamique future.

L'estimation du cycle financier proposée par la BCL repose sur l'extraction de la tendance de long terme des données de crédit et des prix de l'immobilier à l'aide d'un filtre Christiano-Fitzgerald. Les fréquences des cycles les plus appropriées pour le Luxembourg se situent entre 32 et 60 trimestres, soit entre huit et quinze ans. L'ensemble des séries temporelles utilisées sont déflatées de l'indice du niveau général des prix, désaisonnalisées et transformées en logarithmes⁴⁴. Afin de garantir une correspondance immédiate entre les différents travaux de la BCL, les séries de données sont identiques à celles utilisées notamment 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.

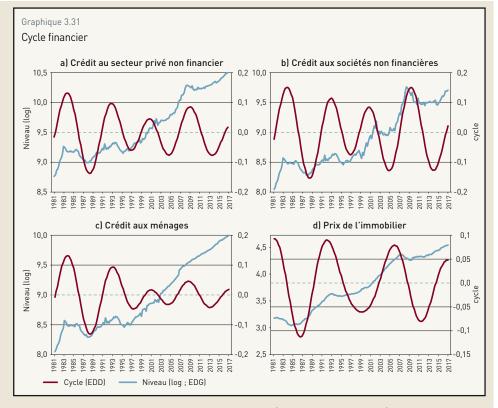
- 39 Jordà, O., Schularick, M. et Taylor, A. (2011). "When credit bites back: leverage, business cycles and crises". Federal Reserve Bank of San Francisco Working Paper n° 2011-27.
- 40 Schularick, M., et Taylor, A. M. (2012). "Credit Booms Gone Bust: Monetary Policy, Leverage Cycles, and Financial Crises, 1870-2008". American Economic Review, 102 (2): 1029-61.
- 41 Boissay, F., Collard, F. et Smets, F. (2016). "Booms and Banking Crises". Journal of Political Economy 124, no. 2: p. 489-538.
- 42 Minsky, H.P. (1977). "The Financial Instability Hypothesis: An Interpretation of Keynes and an Alternative to "Standard" Theory". Challenge, 20:1, p. 20-27.
- 43 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.
- 44 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.

Les données utilisées sont :

- le crédit bancaire au secteur privé non financier (définition étroite du crédit : somme des crédits aux sociétés non financières et aux ménages au Luxembourg);
- le crédit bancaire aux sociétés non financières au Luxembourg;
- le crédit bancaire aux ménages au Luxembourg; et
- les prix de l'immobilier résidentiel au Luxembourg.

Les résultats des estimations de la BCL pour le Luxembourg, entre le premier trimestre de l'année 1980 et le quatrième trimestre de l'année 2017 sont présentés dans le graphique 3.31.

Les graphiques (a), (b) et (c) révèlent qu'au quatrième trimestre 2017, le crédit bancaire est dans une phase croissante et, en termes



Sources: BCL, Statec; calculs BCL. Filtre Christiano-Fitzgerald (fenêtres: 32-60 trimestres).

Période: 1980T1-2017T4

de niveau, légèrement supérieur à sa tendance de long terme. En particulier, le crédit bancaire aux sociétés non financières, moteur important de la croissance du crédit total sur la période récente, ne semble pas faire l'objet d'une dynamique excessive mais s'inscrirait plutôt dans une phase de rattrapage commencée en 2015. Ces résultats sont cohérents avec les estimations récentes du groupe de travail du Système européen de banques centrales (SEBC)⁴⁵, dans lesquelles les écarts des cycles à leur tendance de long terme sont proches de zéro.

Par conséquent, la dynamique récente du crédit ne traduit pas une accumulation de risques systémiques cycliques mais résulterait vraisemblablement d'un rattrapage de l'économie vers son équilibre de long terme. Il s'agit donc d'un rebond, parfois vigoureux, mais qui n'est pas particulièrement porteur de risques. Aussi, la probabilité d'un retournement soudain du cycle du crédit semble faible.

Cependant, les prix de l'immobilier résidentiel apparaissent plus avancés dans le cycle que le crédit bancaire (graphique (d)). Le marché de l'immobilier semble donc être sorti, depuis le début 2016, de sa phase de rattrapage. Ce résultat motive en partie l'intérêt particulier de la BCL pour les enjeux de stabilité financière liés au marché de l'immobilier résidentiel luxembourgeois.

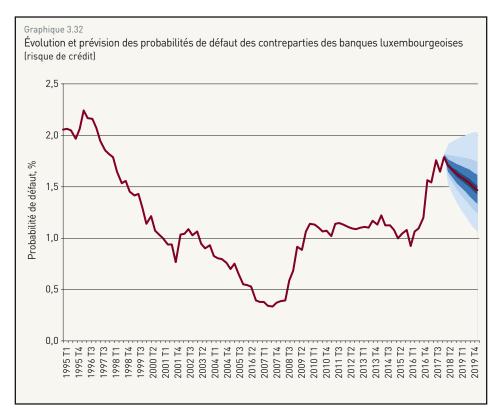
45 WGEM Team on Real and Financial Cycles (2018). "Real and financial cycles in EU countries: Stylised facts and modelling implications". ECB Occasional Paper Series, N°205, January.

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

La dernière crise financière mondiale a 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 cette crise sont très élevées. Ces faits exigent le dépassement des approches traditionnelles privilégiant le suivi de la solidité financière des établissements individuels. Autrement dit, il est important d'adopter une approche macroprudentielle du système financier, permettant ainsi d'analyser ses interactions avec les composantes sectorielles de l'économie et leurs impacts sur la stabilité financière. À cet égard, les tests de résistance macroprudentiels constituent un 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 trimestrielle. Les principales variables du modèle sont :



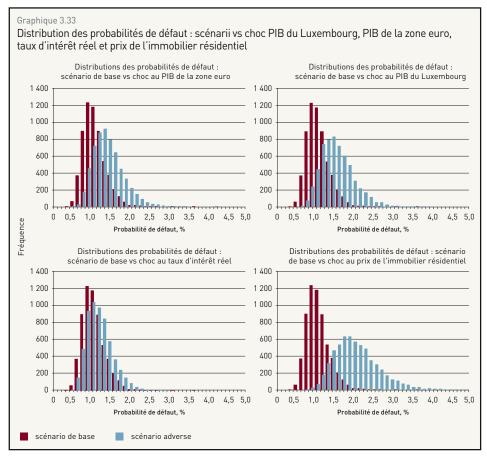
Sources: CSSF, calculs BCL

- 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).

Les scénarii de stress prennent en compte des chocs aussi importants que ceux adoptés récemment par l'Autorité bancaire européenne pour le test d'endurance relatif aux établissements bancaires européens, en particulier en ce qui concerne les produits intérieurs bruts du Luxembourg et de la zone euro ainsi que les prix de l'immobilier au Luxembourg. 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 des agrégats économiques. L'horizon de projection retenu pour ces scénarios est de deux ans, soit la période 2018-2019. Ainsi, 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). Autrement dit, les probabilités de défaut simulées à partir des spécifications du modèle sont ensuite traduites en termes d'exigences de capitaux, conformément aux standards établis par les accords de Bâle et de la régulation européenne (CRD IV et CRR).

Les résultats du scénario de base concernant l'évolution de la probabilité de défaut laissent présager que la tendance est plutôt orientée à la baisse en 2018 et en 2019. La

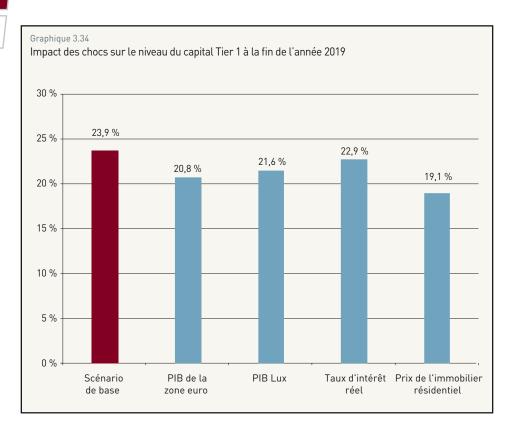


Source : BCL

projection et les intervalles de confiance associés sont illustrés dans le graphique 3.32. La tendance descendante s'explique principalement par des perspectives économiques plus favorables en Europe et au Luxembourg.

Quant à l'impact des chocs sur le niveau des probabilités de défaut, le graphique 3.33 affiche les résultats de 5000 simulations issues du modèle adopté pour conduire des tests d'endurance macro-prudentiels propres au secteur bancaire luxembourgeois. L'ensemble des scénarios de stress prévoit bien un déplacement de la distribution des probabilités de défaut par rapport à celles estimées à partir du scénario de base qui reflète la tendance économique « centrale », c'est-à-dire en l'absence de chocs. Ainsi, les scénarios adoptés ont une incidence défavorable sur le niveau des probabilités de défaut des contreparties des banques luxembourgeoises. Les résultats affichés laissent présager que les probabilités de défaut sont moins sensibles aux chocs des taux d'intérêt réel 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 réel s'explique par son niveau négatif actuel. L'introduction d'un choc cumulé de 100 points de base demeure insuffisante pour aboutir à des taux d'intérêt réels positifs. Quant aux prix de l'immobilier résidentiel, les simulations révèlent que l'impact d'un choc sur ces derniers est beaucoup plus fort que ceux afférents aux autres variables.

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.



Source : Calculs BCL

Les résultats agrégés sont donnés dans le graphique 3.34. Ils révèlent que les simulations de stress ont bien une incidence défavorable sur le niveau des capitaux propres des banques en comparaison avec le scénario de base. Bien que les chocs adoptés soient sévères, leurs effets entraîneraient une baisse du ratio de solvabilité allant de 1 à près de 5 points de pourcentage pour atteindre un ratio de 19,1 % dans le cas du choc aux prix de l'immobilier résidentiel au Luxembourg. Néanmoins, le système bancaire luxembourgeois dans son ensemble dispose, avec un ratio agrégé moyen de 23,9 %, de fonds propres suffisants pour absorber de tels chocs.

Par ailleurs et compte tenu de la sensibilité significative du portefeuille des crédits des banques luxembourgeoises aux PIB de la zone euro et du Luxembourg et aux

prix de l'immobilier, les autorités de supervision devraient accorder une importance particulière aux trajectoires vraisemblables de ces agrégats, en particulier celles des prix de l'immobilier résidentiel au Luxembourg. En effet, la matérialisation d'un choc important affectant les prix de l'immobilier serait susceptible d'engendrer des déséquilibres financiers importants, en particulier pour les établissements de crédits dont l'activité est plutôt orientée vers l'économie nationale.

1.8.4 L'indice alpha et la densité du réseau bancaire : mesures de l'intensité des interconnexions bancaires et de la concentration des liens interbancaires

Afin d'évaluer l'intensité des interconnexions bancaires au Luxembourg, il convient de recourir à des mesures telles que la densité du réseau ou l'indice alpha en s'appuyant sur la théorie des graphes. Un réseau est constitué d'un ensemble de nœuds (représentant les établissements bancaires) reliés entre eux par des arêtes (représentant les connexions ou expositions entre les établissements bancaires). La structure du réseau peut être décrite à travers la taille des nœuds, reflétant l'importance des banques dans le réseau interbancaire, et le nombre d'arêtes qui représente quant à lui le degré de connectivité entre les établissements bancaires actifs au sein du réseau. À partir de ces deux éléments constitutifs du réseau, il est possible de construire des indicateurs synthétiques permettant l'identification et la mesure du degré de connectivité au sein du réseau (l'indice alpha) ainsi que sa densité. Ces indicateurs se révèlent être particulièrement utiles en vue d'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 reflété 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-orienté⁴⁶ 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 nœuds⁴⁷.

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

Graphes planaires :

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

 $\alpha = c / (2n - 5),$

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.

<u>Graphes non-planaires</u>:

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

En principe, un graphe planaire est un graphe ayant la particularité de pouvoir se représenter sur un plan sans qu'aucune arête n'en 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)⁴⁸ est employée pour tester la planéité selon le théorème de Kuratowski [1930]⁴⁹.

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 orienté⁵⁰. Une « connexion possible » est définie comme tout lien susceptible d'exister entre deux « nœuds ».

Densité du réseau :

PC = nombre de connexions effectives / nombre de connexions possibles

PC = T / n (n - 1)

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

- 46 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.
- 47 Voir Ducruet C., Rodrigue J.-P., «Graph Theory: Measures and Indices», The Geography of Transport Systems.
- 48 Boyer J. M., Myrvold W. J., 2004, "On the Cutting Edge: Simplified O(n) Planarity by Edge Addition", Journal of Graph Algorithms and Applications, http://jgaa.info/, Vol. 8, No. 3, pp. 241-273
- 49 Kuratowski K., 1930, «Sur le Problème des Courbes Gauches en Topologie», Fund. Math., Vol. 15, pp. 271-283.
- 50 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) 575/2013⁵¹ 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'expositions 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 $14/593^{52}$.

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
- 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 3.16, représente le nombre brut des transactions entre banques au sein du réseau.

Le tableau 3.16 affiche également, pour chaque trimestre, la valeur totale des transactions pour la concentration des grands risques entre banques domestiques au cours de la période analysée. La somme agrégée des transactions au niveau du réseau, estimée à 5,8 milliards d'euros fin 2017, s'est amoindrie depuis le premier trimestre 2015 pour atteindre son plus bas niveau au troisième trimestre 2017. Le nombre d'établissements de crédit prenant part aux transactions interbancaires domestiques a légèrement augmenté au dernier trimestre 2017, tandis que le nombre total des transactions déclarées a diminué de manière plus significative par rapport à son plus haut niveau atteint au deuxième trimestre 2016.

⁵¹ Réglementation (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 la réglementation (EU) No 648/2012.

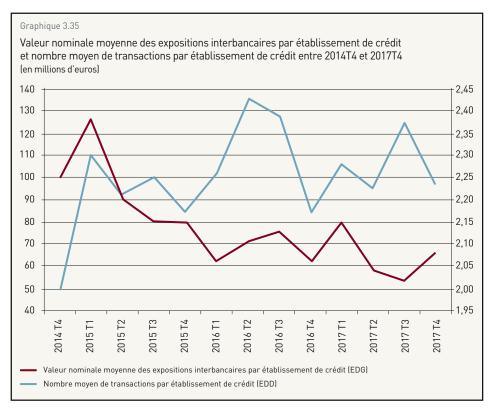
⁵² Voir Circulaire CSSF 14/593 (Point 9).

Tableau 3.16: Propriétés structurelles du réseau interbancaire domestique entre 2014T4 et 2017T4

| 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 | 199 |

Source : Calculs BCL. Note : De légères divergences par rapport aux résultats présentés dans la Revue de Stabilité Financière 2017 sont possibles à cause de révisions de données.

Alors que la valeur nominale moyenne des expositions interbancaires par établissement de crédit a évolué à la baisse depuis le premier trimestre 2015, un revirement temporaire de sa tendance a eu lieu au premier trimestre 2017, avant de reprendre son évolution à la baisse pour finalement atteindre 66 milliards d'euros en fin d'année 2017. En parallèle, la progression soutenue du nombre moyen de transactions par établissement de crédit au troisième trimestre de l'année 2017 a connu une inversion de tendance en fin d'année pour atteindre un niveau légèrement plus élevé que celui enregistré au quatrième trimestre 2016.



Source : Calculs BCL.

Note : De légères divergences par rapport aux résultats présentés dans la Revue de Stabilité Financière 2017 sont possibles en raison des révisions des données.

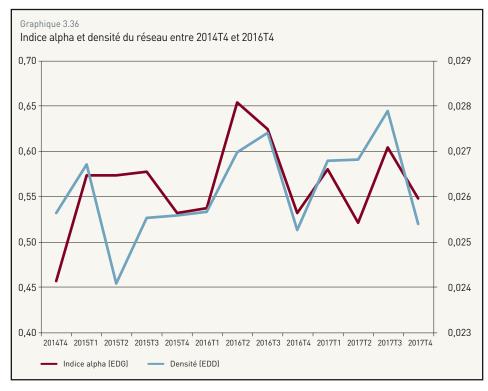
Analyse de la connectivité du réseau interbancaire domestique

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 0,46 et 0,66. L'indice alpha et la densité ont atteint des niveaux records respectivement au deuxième trimestre 2016 et au troisième trimestre 2017, pour ensuite retourner à des valeurs moyennes en décembre 2017.

Tableau 3.17 : Indice alpha et densité du réseau entre 2014T4 et 2017T4

| PÉRIODES | INDICE ALPHA | DENSITÉ DU RÉSEAU |
|----------|--------------|-------------------|
| 2014T4 | 0,46 | 0,026 |
| 2015T1 | 0,57 | 0,027 |
| 2015T2 | 0,57 | 0,024 |
| 2015T3 | 0,58 | 0,026 |
| 2015T4 | 0,53 | 0,026 |
| 2016T1 | 0,54 | 0,026 |
| 2016T2 | 0,66 | 0,027 |
| 2016T3 | 0,63 | 0,027 |
| 2016T4 | 0,53 | 0,025 |
| 2017T1 | 0,58 | 0,027 |
| 2017T2 | 0,52 | 0,027 |
| 2017T3 | 0,60 | 0,028 |
| 2017T4 | 0,55 | 0,025 |

Source : Calculs BCL. Note : De légères divergences par rapport aux résultats présentés dans la Revue de Stabilité Financière 2017 sont possibles à cause de révisions de données.



Source : Calculs BCL. Note : De légères divergences par rapport aux résultats présentés dans la Revue de Stabilité Financière 2016 sont possibles à cause de révisions de données. 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.

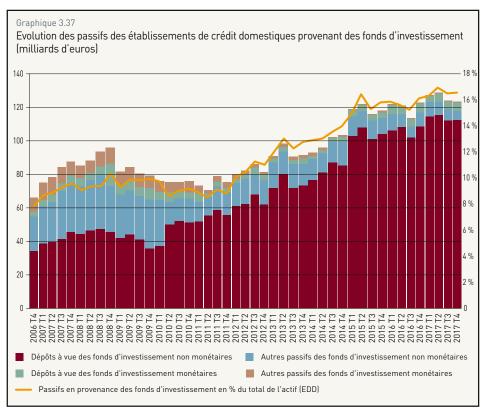
Globalement, le réseau interbancaire luxembourgeois totalise relativement peu de transactions interbancaires par rapport à son potentiel. Néanmoins, et en dépit de la relative faiblesse du nombre de connexions directes au sein du réseau, il existe un risque de contagion via les interconnexions indirectes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

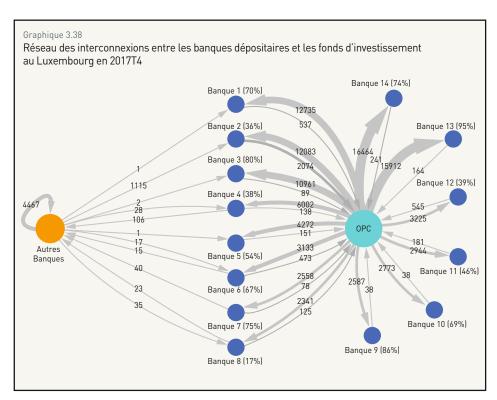
1.8.5 Les interconnexions entre les établissements de crédit et les fonds d'investissements

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 1 % du bilan du secteur bancaire, les passifs en provenance des fonds d'investissement se sont accumulés à 124 milliards d'euros, soit 17 % du bilan agrégé du secteur bancaire, en décembre 2017. La proportion des passifs bancaires provenant des fonds d'investissement a plus que doublé depuis le dernier trimestre de 2006 (graphique 3.37), reflétant l'expansion continue de ce dernier secteur après la crise financière mondiale.

Le niveau élevé de dépôts à vue des fonds d'investissement auprès des banques peut potentiellement 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 (voir graphique 3.381.

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,





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

l'analyse porte sur le réseau constitué, d'un côté, des expositions entre les banques individuelles et le secteur des fonds d'investissement et, de l'autre côté, des 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 (voir tableau 3.18).

Tableau 3.18 : Indicateurs du réseau

| | 2015T4 | 2016T4 | 2017T4 |
|---------------------------------------|--------|--------|--------|
| Centralisation en termes de degré (%) | 75 | 73 | 75 |
| Diamètre (en nombre d'arêtes) | 4 | 4 | 5 |
| Distance moyenne (en nombre d'arêtes) | 2,3 | 2,3 | 2,3 |
| Densité (%) | 2,3 | 2,6 | 2,3 |

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.

Le réseau est hautement centralisé sur le nœud représentant le secteur des fonds d'investissement (centralisation de 75 % en termes de degré). De plus, un faible nombre d'arêtes existantes (densité de 2,3 %) combiné avec de courtes distances entre les nœuds (diamètre de cinq 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 3.19 résume les distributions des scores pour cinq mesures de centralité fréquemment utilisées dans le domaine de l'analyse des réseaux.⁵³

Tableau 3.19 :
Distribution des scores pour différentes mesures de centralité

| | ÉCART-TYPE | MINIMUM | MÉDIANE | 90 ^{ème} PERCENTILE | MAXIMUM |
|------------------------------|------------|---------|---------|---------------------------------|---------|
| In-degré | 8 | 0 | 1 | 6 | 81 |
| Out-degré | 8 | 0 | 1 | 7 | 79 |
| Intermédiarité | 617 | 0 | 0 | 132 | 6638 |
| Proximité | 18 | 2 | 92 | 93 | 93 |
| Degré | 399 | 0 | 13 | 151 | 4311 |
| Centralité de vecteur propre | 166 | 0 | 11 | 294 | 1423 |
| In-PageRank | 331 | 15 | 20 | 122 | 3514 |
| Out-PageRank | 315 | 17 | 25 | 132 | 3305 |

Source: BCL. Période : 2017T4. Notes : In-degré (Out-degré) d'un nœud est égal au nombre d'arêtes rentrantes (sortantes). Les autres mesures sont calculées à partir de réseaux qui prennent en compte les volumes échangés et la somme des scores est égale à 10 000. Un score d'intermédiarité élevé indique qu'un nœud est placé sur un nombre important de chemins les plus courts reliant les autres nœuds du réseau. Un score de proximité élevé indique une faible distance moyenne vers les autres nœuds du réseau. Le degré d'un nœud est égal à la somme des actifs et passifs dans le réseau. La centralité de vecteur propre est une extension du degré qui prend aussi en compte la centralité des contreparties. In- et Out-PageRank sont des extensions de la centralité de vecteur propre qui distinguent entre actifs et passifs.

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

Sur la mesure d'intermédiarité, la majorité des banques obtient un score de zéro, impliquant ainsi qu'ils ne remplissent pas de fonction de pivot au sein du réseau. Un nombre limité d'institutions orientées vers le marché domestique sont très centrales en raison de leur activité intense sur le marché interbancaire. La mesure de proximité a un écart-type très faible, indiquant ainsi que les distances entre les nœuds ne varient pas beaucoup et que l'indicateur n'est donc pas très instructif pour déterminer les banques systémiques. La centralité de vecteur propre indique que les banques dépositaires, qui ont les liens les plus prononcés avec les fonds d'investissement, sont les institutions les plus importantes. Les deux mesures PageRank donnent plus de poids aux expositions interbancaires, qui ont en général un volume plus faible, que la centralité de vecteur propre, ce qui explique le score médian plus élevé pour les mesures PageRank et le score inférieur pour le 90ème percentile.

Par conséquent, PageRank est une mesure plus adéquate, car un effet 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. Dans ce contexte, il convient également de mentionner que la densité plutôt stable (voir tableau 3.18), couplée à un volume décroissant sur le marché interbancaire, implique que le potentiel de contagion devrait avoir diminué avec le temps. In-PageRank est préféré à Out-PageRank puisque les passifs des banques provenant de 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 axées sur le marché domestique.

Une grande partie de ces banques a également été identifiée comme Autres institutions 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. Dans le cadre du Financial Sector Assessment Program (FSAP) 2017 pour le Luxembourg, le FMI a conclu que les fonds d'investissement au Luxembourg détenaient des quantités suffisantes 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

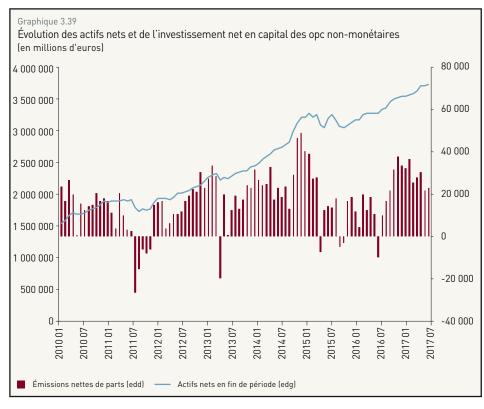
2.1 LES ORGANISMES DE PLACEMENT COLLECTIF

Dans l'ensemble, le développement de l'industrie des fonds d'investissement au Luxembourg a poursuivi sa progression au cours de l'année passée. Les actifs sous gestion ont ainsi atteint de nouveaux sommets en 2017, avec un encours de 4 160 milliards d'euros à la fin de la période sous revue. Depuis la fin du mois de décembre 2016, le nombre des fonds d'investissement a baissé de 100 unités, pour s'établir à un total de 4 044 unités à la fin du mois de décembre 2017. Le nombre de compartiments a quant à lui augmenté de 133 unités au cours de cette période, passant ainsi de 14 595 à 14 728 unités.

2.1.1 Les OPC non monétaires

En décembre 2017, l'activité des OPC non-monétaires s'est établie à 3 875 milliards d'euros, en hausse de 12,2 % par rapport à la fin de l'année 2016. Au cours de cette période, les investissements nets se sont élevés à 361,6 milliards d'euros, tandis que les effets de marché ont contribué à l'évolution de la VNI à hauteur de 61,4 milliards d'euros.

Au cours de la période sous revue, les OPC non-monétaires domiciliés au Luxembourg ont globalement bénéficié de l'environnement macroéconomique et financier international. Du point de vue de l'évolution des marchés de titres, les indices boursiers mondiaux ont nettement progressé, tandis que les taux d'intérêt de long terme sur le segment des obligations à haut rendement ont continué leur mouvement baissier pour atteindre des niveaux historiquement faibles. La remontée des taux à 10 ans sur les obligations d'État dans la zone euro a légèrement pesé sur l'évolution de la VNI entre fin 2016 et fin 2017⁵⁴. Dans le



Source : BCL

même temps, la réduction de l'écart de rendement entre la zone euro et les États-Unis et les perspectives de normalisation de la politique monétaire par l'Eurosystème se sont traduites par une forte appréciation du taux de change de l'euro par rapport au dollar américain, induisant ainsi d'importants effets de revalorisation négatifs pour les OPC non-monétaires luxembourgeois, tant au niveau de la composition de leur actif que de leur passif.

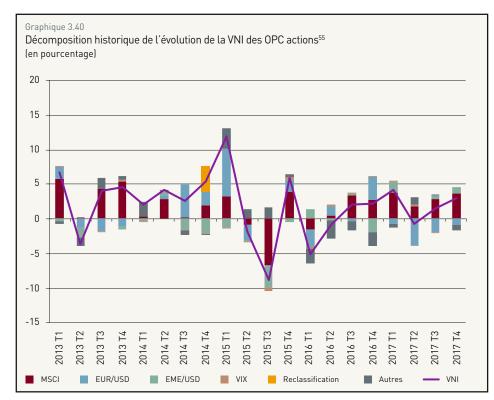
Plus spécifiquement, la VNI des OPC actions a atteint un encours total de 1 310,6 milliards d'euros à la fin de l'année 2017, en hausse de 14,1% par rapport à la fin de l'année 2016. La VNI des OPC obligataires a atteint

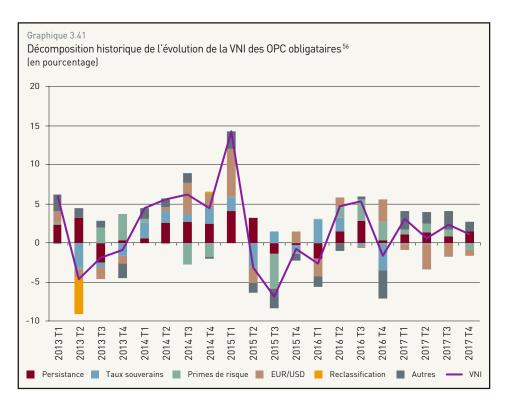
54 L'encadré 3.8 décrit de manière détaillée les expositions des fonds d'investis-sement luxembourgeois à l'égard du secteur public par pays.

un encours total de 1 322,8 milliards d'euros, soit une progression annuelle de 8,3 %. Dans l'ensemble, les investisseurs ont favorisé les OPC obligataires qui ont enregistré 158.9 milliards d'euros de souscriptions nettes, à comparer avec 68,9 milliards d'euros pour les OPC actions. En ce qui concerne les autres catégories de fonds, l'activité des OPC mixtes a connu une progression de 12,9 % au cours de la période sous revue, soutenue notamment par des émissions nettes à hauteur de 108,8 milliards d'euros. L'activité des OPC immobiliers, des OPC alternatifs et des autres fonds, qui regroupe principalement des fonds non-UCITS, et donc susceptibles d'entrer dans le champ de la Directive européenne sur les fonds d'investissement alternatifs (AIFMD), a augmenté de 19,3 % entre décembre 2016 et décembre 2017

De manière à approfondir l'analyse, la décomposition historique des déterminants de l'évolution de

- 55 Le taux de croissance de la VNI des OPC actions est régressé sur les variables explicatives suivantes : l'indice boursier mondial (MSCI), le taux de change euro/dollar (EUR/USD), le taux de change devise des pays émergents/dollar (EME/USD) et l'indicateur d'aversion au risque (VIX). Pour une présentation détaillée du modèle économétrique, voir le Cahier d'Etudes BCL n°86 « The impact of the exchange rate on Luxembourg equity funds ».
- 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 movenne du taux à 10 ans des obligations d'Etat dans la zone euro et aux Ftats-Unis (taux souverains), la moyenne de la prime de risque sur les obligations à haut rendement dans la zone euro et aux Etats-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 Luxemboura bond funds: Results from a time-varying model ».





Source : BCL

la VNI des OPC actions et des OPC obligataires en fonction des facteurs de risque de marché sousjacents est illustrée par les graphiques 3.40 et 3.41.

Les résultats empiriques indiquent que la dynamique de la VNI des OPC actions au cours de la période sous revue s'explique principalement par la progression des indices boursiers mondiaux et, dans une moindre mesure, par l'appréciation des devises des pays émergents vis-à-vis du dollar américain. Du point de vue des OPC obligataires, la hausse de la VNI au cours de l'année 2017 s'explique principalement par la baisse des taux d'intérêt de long terme sur les obligations à risque et par le degré de persistance des émissions nettes de parts dans cette catégorie de fonds. L'appréciation du taux de change de l'euro par rapport au dollar américain a clairement pesé sur l'évolution de la VNI des OPC actions et de la VNI des OPC obligataires, notamment au cours des deuxième et troisième trimestres de 2017.

Eu égard à ces résultats, la perspective de normalisation de la politique monétaire par l'Eurosystème devrait exercer un impact défavorable sur l'activité des OPC non-monétaires luxembourgeois, dans la mesure où elle s'accompagne d'une appréciation du taux de change de l'euro et d'une remontée des taux à long terme dans la zone euro. Néanmoins, certains risques de marché pourraient peser négativement sur l'activité de cette industrie au cours de l'année à venir. Le processus de revalorisation globale des risques et les développements adverses sur les marchés obligataires qui en résulteraient pourraient notamment se traduire par d'importantes pertes sur la valeur du portefeuille des OPC obligataires investissant sur le segment des titres à haut rendement et, ce faisant, s'accompagner d'effets de second ordre du point de vue des retraits nets de parts.

Dans un contexte de normalisation anticipée de la politique monétaire, les OPC obligataires luxembourgeois ont globalement réduit leur exposition au risque de taux d'intérêt, ce qui s'est traduit par une baisse de la maturité résiduelle et de la duration de leur portefeuille de titres, comme indiqué dans le tableau 3.20. Les OPC obligataires luxembourgeois sont donc devenus moins sensibles en fin de période à une variation des taux d'intérêt à long terme et, ce faisant, à un retournement de tendance sur les marchés obligataires. Selon les estimations de la BCL, une hausse généralisée de 1 % et de 2 % des taux d'intérêt de long terme se traduirait en effet par une baisse de la valeur du portefeuille des OPC obligataires de respectivement 5,7 % et 10,7 % à la fin de l'année 2017, à comparer avec 6,1 % et 11,3 % à la fin de l'année 2016.

Tableau 3.20 : L'exposition au risque de taux d'intérêt des OPC obligataires luxembourgeois⁵⁷

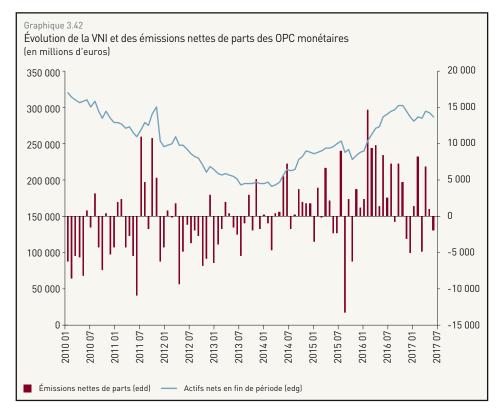
| | DÉC. 2014 | DÉC. 2015 | DÉC. 2016 | DÉC. 2017 |
|---|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Maturité résiduelle (années) | 7,57 | 7,75 | 8,52 | 7,98 |
| Taux du coupon (%) | 4,68 | 4,31 | 4,47 | 4,45 |
| Rendement [%] | 3,51 | 3,85 | 3,43 | 3,70 |
| Duration modifiée | 5,73 | 5,87 | 6,55 | 6,10 |
| Convexité | 70,4 | 72,9 | 89,4 | 74,8 |
| Pertes potentielles sur le portefeuille (%) | | | | |
| Hausse de 100 pbs | -5,4 | -5,5 | -6,1 | -5,7 |
| Hausse de 200 pbs | -10,1 | -10,2 | -11,3 | -10,7 |

⁵⁷ 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 ».

2.1.2 Les OPC monétaires

Après avoir touché un point bas en juin 2014, la VNI des OPC monétaires domiciliés au Luxembourg s'est nettement redressée, inversant ainsi le mouvement de baisse significatif qui avait été enregistré depuis le début de l'année 2009. La VNI des OPC monétaires est cependant restée relativement stable au cours de la période sous revue pour s'établir à 284,9 milliards d'euros à la fin de l'année 2017. Dans l'ensemble, les souscriptions nettes ont été largement positives, à hauteur de 20,7 milliards d'euros, permettant ainsi de compenser les effets de revalorisation négatifs liés à l'appréciation du taux de change de l'euro par rapport au dollar.

En 2017, les émissions nettes de parts en euros, en dollars américains et en livres sterling se sont respectivement élevées à -0,6 milliard d'euros, 18,3 milliards d'euros



Source : BCL

et 3,8 milliards d'euros. Du point de vue de la composition du portefeuille, cette évolution de l'activité s'est principalement concrétisée par une baisse de la part des titres de dettes de court terme émis par des non-résidents de la zone euro et ce, principalement en raison des effets de change négatifs enregistrés sur les titres en dollars. Plus spécifiquement, l'exposition des OPC monétaires luxembourgeois sur les États-Unis, l'Australie et le Canada a significativement diminué au cours de la période sous revue. Dans le même temps, la détention de titres de dettes émis par les établissements de crédit de la zone euro a augmenté pour atteindre 48,2 milliards d'euros à la fin du mois de décembre 2017.

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

| | DÉCEMBRE 2016 | | | | DÉCEMBRE 2017 | | | |
|-----------------------|---------------|--------|--------|---------|---------------|--------|--------|---------|
| | BANQUES | ÉTATS | AUTRES | TOTAL | BANQUES | ÉTATS | AUTRES | TOTAL |
| Luxembourg | 2 449 | 0 | 1 993 | 4 4 4 2 | 2 484 | 0 | 1 031 | 3 515 |
| Zone Euro (Hors Lux.) | 42 609 | 16 111 | 18 021 | 76 740 | 48 158 | 16 877 | 18 865 | 83 900 |
| Reste du Monde | 77 405 | 30 755 | 34 021 | 142 181 | 76 226 | 21 919 | 32 272 | 130 417 |
| Etats-Unis | 15 176 | 28 436 | 20 001 | 63 613 | 16 323 | 19 601 | 18 941 | 54 865 |
| Grande Bretagne | 19 793 | 997 | 5 895 | 26 685 | 20 601 | 997 | 4 900 | 26 498 |
| Canada | 11 396 | 66 | 574 | 12 036 | 7 719 | 135 | 1 017 | 8 871 |
| Suède | 7 454 | 125 | 1 249 | 8 828 | 7 806 | 141 | 465 | 8 412 |
| Australie | 10 227 | 7 | 1 051 | 11 285 | 5 165 | 91 | 1 339 | 6 595 |
| Chine | 2 530 | 47 | 41 | 2 618 | 1 580 | 46 | 0 | 1 626 |
| Autres pays | 10 829 | 1 079 | 5 210 | 17 116 | 17 032 | 908 | 5 610 | 23 550 |
| Total | 125 302 | 46 866 | 54 035 | 223 364 | 126 867 | 38 796 | 52 168 | 217 831 |

Encadré 3.7 :

LA DÉTENTION DE TITRES PUBLICS PAR LES ORGANISMES DE PLACEMENT COLLECTIF

Au 31 décembre 2017, les OPC luxembourgeois détenaient des titres émis par les administrations publiques pour un montant total de 650,4 milliards d'euros, dont 257,4 milliards d'euros de titres émis par les pays de la zone euro. À cette date, le volume total des titres publics représentait 15,6 % de la valeur nette d'inventaire des fonds qui, pour rappel, s'élevait à 4 160 milliards d'euros.

Tableau 3.22 :
Encours des titres publics détenus par les OPC luxembourgeois (encours en fin de période, millions d'euros)

| | DÉC. 2012 | DÉC. 2013 | DÉC. 2014 | DÉC. 2015 | DÉC. 2016 | DÉC. 2017 |
|--|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Italie | 57 281 | 66 552 | 82 999 | 94 712 | 88 719 | 87 679 |
| Allemagne | 63 113 | 56 694 | 61 312 | 63 114 | 55 979 | 54 373 |
| France | 35 055 | 32 552 | 42 398 | 39 425 | 41 837 | 44 348 |
| Espagne | 13 458 | 22 362 | 28 563 | 33 485 | 29 063 | 32 505 |
| Pays-Bas | 11 983 | 8 993 | 11 275 | 11 262 | 10 124 | 10 199 |
| Belgique | 9 938 | 9 878 | 10 940 | 10 210 | 9 957 | 8 617 |
| Portugal | 914 | 2 978 | 5 614 | 6 867 | 5 094 | 5 268 |
| Autriche | 6 137 | 4 882 | 5 874 | 4 574 | 4 434 | 4 735 |
| Grèce | 258 | 660 | 991 | 576 | 706 | 2 996 |
| Irlande | 5 895 | 6 716 | 6 796 | 5 227 | 3 294 | 2 965 |
| Finlande | 2 949 | 2 761 | 2 870 | 2 442 | 1 731 | 1 950 |
| Chypre | 102 | 42 | 485 | 590 | 786 | 659 |
| Slovaquie | 444 | 443 | 556 | 391 | 484 | 468 |
| Slovénie | 498 | 1 415 | 1 479 | 1 881 | 949 | 357 |
| Luxembourg | 223 | 161 | 160 | 154 | 140 | 204 |
| Lettonie | 464 | 192 | 370 | 314 | 164 | 122 |
| Estonie | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Malte | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| Zone euro | 208 249 | 217 089 | 262 681 | 275 223 | 253 463 | 257 445 |
| dont total Italie, Espagne, Portugal, Grèce, Irlande et Chypre | 77 908 | 99 310 | 125 448 | 141 457 | 127 662 | 132 072 |
| Royaume-Uni | 13 112 | 14 249 | 23 339 | 37 739 | 43 194 | 48 717 |
| Pologne | 12 649 | 11 052 | 9 775 | 7 737 | 5 895 | 6 596 |
| Hongrie | 8 173 | 8 431 | 8 902 | 5 999 | 4 252 | 4 380 |
| Suède | 6 953 | 5 413 | 4 081 | 3 408 | 3 087 | 4 213 |
| Roumanie | 1 964 | 2 439 | 2 856 | 2 282 | 2 325 | 2 416 |
| République tchèque | 1 066 | 673 | 607 | 757 | 703 | 1 731 |
| Croatie | 835 | 969 | 1 391 | 1 618 | 1 389 | 1 346 |
| Danemark | 680 | 922 | 889 | 1 146 | 893 | 1 001 |
| Lituanie | 1 469 | 1 073 | 751 | 798 | 531 | 282 |
| Bulgarie | 92 | 79 | 412 | 365 | 467 | 78 |
| UE hors zone euro | 47 456 | 45 492 | 53 003 | 61 848 | 62 736 | 70 762 |
| UE | 255 705 | 262 581 | 315 685 | 337 071 | 316 199 | 328 206 |
| États-Unis | 72 835 | 57 871 | 88 773 | 116 044 | 123 125 | 112 871 |
| Japon | 5 782 | 4 298 | 6 199 | 9 709 | 13 554 | 1 323 |
| Suisse | 1 015 | 872 | 891 | 855 | 840 | 807 |
| Institutions supranationales | 14 850 | 10 446 | 10 211 | 11 086 | 11 867 | 13 568 |
| Autres pays | 116 428 | 95 039 | 113 501 | 114 224 | 144 474 | 181 712 |
| Hors UE | 210 909 | 168 526 | 219 575 | 251 917 | 293 860 | 322 190 |
| Tous pays | 466 614 | 431 107 | 535 259 | 588 988 | 610 059 | 650 396 |

À la fin de l'année 2017, les OPC luxembourgeois détenaient un volume de 132,1 milliards d'euros de titres émis par les pays de la zone euro dont les finances publiques se caractérisaient par une dette publique et/ou un déficit élevé. La grande majorité de ces titres, soit 66,4 %, était composée d'emprunts émis par l'État italien.

Pour compléter cette analyse, il convient encore de relever que les OPC luxembourgeois détenaient en décembre 2017 un montant élevé de titres émis par les États-Unis, à hauteur de 112,9 milliards d'euros, en baisse de 8,3 % par rapport à la même période de l'année précédente. L'encours des titres publics émis par des pays émergents a augmenté de 17,5 %, passant ainsi de 108,9 milliards d'euros à la fin de l'année 2016 à 127,9 milliards d'euros à la fin de l'année 2017.

Tableau 3.23 : Encours des titres publics émis par les pays émergents⁵⁸ détenus par les OPC luxembourgeois (encours en fin de période, millions d'euros)

| | DÉC. 2012 | DÉC. 2013 | DÉC. 2014 | DÉC. 2015 | DÉC. 2016 | DÉC. 2017 |
|-----------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Amérique du Sud et Centrale | 33 449 | 30 228 | 38 584 | 39 252 | 51 499 | 59 954 |
| Europe | 41 993 | 35 992 | 35 303 | 30 001 | 30 529 | 35 067 |
| Asie | 25 769 | 16 927 | 21 667 | 21 739 | 26 860 | 32 909 |
| Total pays émergents | 101 212 | 83 147 | 95 553 | 90 992 | 108 888 | 127 930 |

Source · BCI

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 centrales⁵⁹, 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 décembre 2017. 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, à savoir celui de Merton (1974), cette étude s'appuie sur la même méthodologie que celle décrite dans l'encadré 3.4, dédié à l'estimation des probabilités de défaut des banques selon l'approche CIMDO. Cette méthodologie permet ainsi, de modéliser la dépendance entre les différents types de fonds d'investissement dans le but de mieux appréhender les caractéristiques clés du risque systémique, telles que l'interconnectivité et la contagion, tout comme les effets résultant des relations non-linéaires et des rétroactions entre les fonds et l'environnement économique. À cet égard, il convient de préciser qu'au niveau de l'industrie des fonds d'investissement, le risque de crédit systémique peut prendre trois formes : (1) le risque de crédit commun à chacune des catégories de fonds ; (2) le risque de crédit au sein de l'industrie résultant de turbulences affectant un type de fonds

⁵⁸ 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.

Pour une présentation détaillée de la méthodologie voir : Jin, X. and F. Nadal De Simone, 2014, "Investment Funds' Vulnerabilities: A Tail-risk Dynamic CIMDO Approach", Luxembourg Journal of Empirical Finance, 29, pp. 343-368.

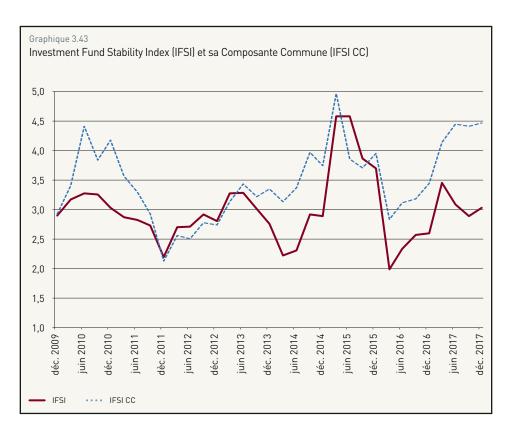
d'investissement ou un groupe de fonds d'investissement (ou risque de contagion) ; et (3) l'accumulation, dans le temps, de vulnérabilités au niveau des fonds d'investissement pouvant conduire à une détérioration de l'environnement dans son ensemble. Cette étude présente les résultats de l'analyse concernant ces trois sources de risque systémique.

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 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 stress constaté pour un autre type de fonds d'investissement (graphique 3.43). 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.

En dehors de la seconde moitié de l'année 2014, l'évolution de l'IFSI révèle peu de changements significatifs sur la période allant de 2009 à 201660. Depuis la fin de l'année 2010 et jusqu'à la fin de l'année 2011,



Sources : BCL, calculs BCL

l'analyse de son évolution révèle une diminution de la dépendance entre les différents types de fonds d'investissement. Par ailleurs, après avoir atteint, à la mi-2013, des niveaux supérieurs à ceux observés en début de période, l'évolution de l'indice IFSI a de nouveau ralenti, jusqu'au début de l'année 2014, dans un environnement de taux d'intérêt historiquement bas, de « spreads » réduits et de rendements d'obligations souveraines parfois négatifs. Dans ce contexte, l'attrait pour les parts de fonds d'investissement s'est maintenu en 2014, nourri par les avantages offerts par ceux-ci en termes de diversification et de combinaisons rendement-risque. Comme le souligne l'édition de novembre 2014 de la Revue de Stabilité financière de la Banque centrale européenne, l'année 2014 s'est accompagnée d'une augmentation du niveau de corrélation des rendements d'actifs. évolution observable au travers des

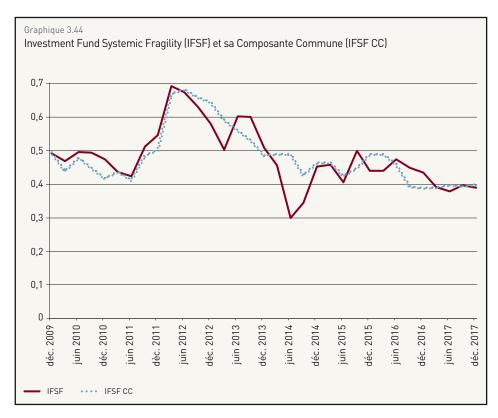
⁶⁰ Depuis décembre 2014, la collecte statistique des fonds d'investissement a été étendue aux sociétés d'investissement en capital à risque (SICAR), conformément à la circulaire BCL 2014/237-CSSF 14/588, ce qui implique une classification des fonds SICAR parmi les fonds actions pour un montant de 30 milliards d'euros.

différentes composantes des marchés de capitaux dans un environnement de faible volatilité. L'évolution de l'IFSI, et en particulier sa composante commune (IFSI CC), reflète donc une dépendance accrue entre les fonds d'investissement. À la suite de cet épisode, caractérisé par d'importants flux de capitaux au niveau des fonds d'investissement luxembourgeois, l'IFSI et l'IFSI CC enregistrent une baisse significative. Néanmoins, un nouveau retournement, de moindre ampleur, s'est produit début 2016 en réaction à une volatilité accrue sur les marchés émergents. Ainsi, la dynamique de hausse de l'IFSI coïncide avec l'augmentation observée de la corrélation des rendements d'actifs (ECB, Financial Stability Review, November 2016) et traduit les prises de risque et les interconnexions du secteur. À partir de la deuxième moitié de l'année 2017, la baisse de l'IFSI reflète la diminution globale des probabilités marginales de défaut dans un contexte de risque idiosyncratique contenu. Cependant, l'IFSI CC demeure à un niveau élevé, en raison des risques potentiels véhiculés par l'environnement macroéconomique et financier.

En second lieu, l'indice de stabilité des fonds d'investissement (Investment Fund Systemic Fragility, IFSF) mesure la probabilité qu'au moins deux catégories de fonds d'investissement soient en détresse simultanément (graphique 3.44). En tant que mesure non conditionnelle, elle représente la vulnérabilité globale du secteur des fonds d'investissement face à des évènements d'ampleur systémique, ou encore le potentiel de détresse globale. 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 se-

mestre 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 en difficulté. Cependant, le niveau de l'indice IFSF s'est accru au cours du deuxième trimestre 2011 en raison de l'aggravation de la crise des dettes souveraines et de ses conséquences négatives sur le secteur bancaire, dans un contexte de détérioration des perspectives de croissance macroéconomique.

L'impact favorable des multiples mesures prises par les gouvernements européens et par l'Eurosystème, depuis la fin de l'année 2011, est perceptible à travers la baisse de l'indice IFSF à partir de mars 2012. À compter de la mi 2013, l'évolution de l'indice IFSF a été proche de celle de l'IFSI pour atteindre, début 2015, un niveau similaire à celui observé lors de la crise des dettes européennes de 2012. En effet, l'intérêt des investisseurs pour les



Sources : BCL, calculs BCL

fonds d'investissement, en particulier obligataires, observé depuis la mi-2013 s'est accentué en 2014⁶¹, malgré le retour de la volatilité associé aux élections anticipées en Grèce. Ainsi, le taux de croissance de l'actif total a atteint un niveau historique de 15 % au troisième trimestre 2015. De fait, l'augmentation des flux de capitaux a eu pour conséquence de réduire la probabilité marginale de défaut malgré l'accroissement de la volatilité. Depuis lors, la baisse de l'IFSF et de l'IFSF CC et leur stagnation à des niveaux bas depuis le début de 2017 s'expliquent notamment par la baisse des probabilités marginales de défaut, permise par l'amélioration des perspectives de croissance, de même qu'un environnement de faible volatilité affectant la plupart des classes d'actifs.

Au premier trimestre 2016, l'indice IFSF, entraîné par la baisse des probabilités marginales de défaut, a atteint son niveau le plus bas enregistré sur l'échantillon. Sur le reste de l'année, celui-ci connaît toutefois un rebond pour converger vers sa composante commune (IFSF CC).

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. Entre la crise de 2008 et la crise des dettes européennes, les taux d'intérêt ont connu d'importantes variations. Aussi, l'analyse statistique révèle une importante corrélation significative et négative (-72 %) entre le spread de taux d'intérêt dans la zone euro et les composantes communes de l'indice IFSF. Ce constat se vérifie également au regard de l'augmentation des coûts de financement qui semble avoir affecté le volume de crédits et l'activité, de même que la prise de risque des investisseurs, réduisant ainsi la composante commune de l'indice IFSF. Dans le même temps, les coûts plus élevés de financement poussent la composante commune de l'indice IFSI à la hausse, à mesure qu'augmente la probabilité que d'autres fonds d'investissement soient en détresse.

Au cours de la première année de la période observée, l'évolution de l'indice IFSF CC a été positive, pour ensuite se détériorer en 2011, notamment au regard des incertitudes sur les dettes européennes, avant de finalement renouer avec une tendance à la hausse à partir de la mi-2012. Dans le même temps, le niveau de l'indice IFSF s'est maintenu autour de sa composante commune jusqu'en 2014. Comme évoqué auparavant, ce comportement semble lié aux événements macroéconomiques. Cependant, il est important de souligner que les événements affectant les composantes communes de la mesure du risque systémique (comme par exemple le sauvetage de la Grèce, le renforcement du Pacte de Stabilité et de Croissance, le renforcement des outils de stabilisation dans la zone euro, les LTROs de l'Eurosystème et les lignes de swaps avec la Réserve Fédérale Américaine) permettent d'appréhender en amont ces mêmes événements.

⁶¹ Il convient également de souligner qu'en Europe comme aux États-Unis, étant donné la nécessité pour les banques de s'adapter aux nouvelles réglementations sur le capital, la liquidité et l'endettement, aussi bien que de continuer à gérer l'héritage de la crise en ce qui concerne la qualité de leur prêts, les sociétés non financières ont dirigé davantage leur demande de financement vers les fonds d'investissement.

LE SECTEUR FINANCIER: LES ÉVOLUTIONS RÉCENTES

Alors que l'évolution de l'indice IFSI CC révélait une baisse de la dépendance entre les fonds d'investissement entre les fins d'années 2010 et 2011, celle-ci a connu une période de forte hausse jusqu'en mars 2015. 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, 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 Depedence Matrix, DDM), qui mesure le 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 alternatifs⁶², 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 quatrième et sixième rang en termes de probabilité de contagion et, à une exception près, se sont toujours maintenus en decà de la moyenne de l'industrie des fonds.

Toujours selon les DDMs, les fonds monétaires ont induit le risque systémique le plus faible, en termes de contagion, en raison de leurs 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. Au contraire, 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, il faut souligner qu'en 2017, les probabilités conditionnelles de défaut de tous les types de fonds ont diminué confirmant ainsi, l'évolution des indices l'IFSI et IFSF.

2.3 LES ASSURANCES

En termes d'encaissement les chiffres de l'assurance directe du quatrième trimestre 2017 ont confirmé les bonnes performances des trimestres précédents : l'encaissement des branches non-vie continue de progresser de 6,62 % par rapport au quatrième trimestre 2016 et les primes en assurance-vie augmentent de 11,59 % par rapport à la collecte du trimestre correspondant de l'exercice précédent.

Compte tenu des performances des trois premiers trimestres, l'ensemble de l'année enregistre une hausse des primes de 13,66 % : les branches non-vie progressent de 4,43 %, alors que celles de l'assurance-vie croissent de 15,22 %.

Les chiffres du dernier trimestre de 2017 font également état d'une progression importante des résultats du secteur des assurances directes. Ainsi, les bénéfices ont atteint 492,17 millions d'euros, soit une augmentation de 45,19 % par rapport aux 338,99 millions de 2016 et dépassent largement le record de 399,28 millions enregistré en 2014.

En assurance-vie la progression de 15,22 % de l'encaissement annuel masque des évolutions divergentes suivant le type de produits, cette augmentation se décomposant en une croissance de 27,88 % de l'encaissement relatif aux produits en unités de compte face à un recul de 10,86 % de celui des produits vie à rendements garantis. Une analyse sur les différents trimestres de 2017 montre que le dernier trimestre s'inscrit à contrecourant des trois trimestres précédents au cours desquels les produits en unités de compte ont fortement progressé au détriment de l'assurance-vie classique.

L'évolution des produits classiques reste influencée par les produits d'épargne-pension au titre de l'article 111bis de la loi sur l'impôt sur le revenu qui ont progressé de manière importante: les 81 455 contrats – en progression de 11,09 % par rapport à 2016 - ont généré un encaissement de 119 millions d'euros, soit 17,44 % de plus qu'en 2016. L'épargne gérée à ce titre s'élève à 914 millions d'euros à la fin de 2017.

Le total des provisions techniques des assureurs vie s'établit à 173,20 milliards d'euros à la fin 2017, en progression de 8,08 % par rapport à fin 2016 et de 2,75 % par rapport à la fin du mois de septembre 2017.

Le résultat après impôts de 293,67 millions d'euros est en augmentation de 37,86 % par rapport à celui de 2016.

L'assurance non vie – hors assurances maritimes du quatrième trimestre – progresse de 4,43 %. L'encaissement des assureurs travaillant essentiellement, sinon exclusivement sur le marché luxembourgeois, augmente plus vite que l'inflation avec une croissance des primes de 3,81%. La performance des entreprises opérant à l'étranger dans les branches d'assurances non vie hors assurances maritimes, dont les encaissements sont en augmentation de 7,47 %, tranche avec l'atonie de ce marché en 2016 et renoue avec le dynamisme des exercices précédents. 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 reculé de 11,39 % au cours de cette période.

Le résultat des entreprises d'assurance non-vie luxembourgeoises hors assurances maritimes progresse de 57,56%, soit un excédent après impôts estimé à 198,50 millions d'euros, par rapport à celui de 2016, mais reste encore loin de retrouver les niveaux de rentabilité du début de la décennie.

LE SECTEUR FINANCIER: LES ÉVOLUTIONS RÉCENTES

L'emploi des entreprises d'assurances directes a progressé de façon spectaculaire pour s'établir à 6 114 personnes à la fin de 2017, soit un gain de 914 unités par rapport à 2016. Une grande partie de cette progression, soit 796 unités, provient du rattachement à deux opérateurs luxembourgeois de réseaux importants de succursales à l'étranger. Les impôts directs s'élevant à 145,60 millions d'euros sont quasiment inchangés par rapport à 2016.

Les chiffres relatifs aux primes, aux impôts et aux résultats ne concernent que les seules entreprises d'assurances directes contrôlées par le Commissariat aux assurances ; se trouvent donc exclues 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 2017 ne sera connu qu'ultérieurement.



| 1. | Capturing macro-prudential regulation effectiveness | 114 |
|----|---|-----|
| 2. | Book value for assessing systemic risk: Luxembourg empirical evaluation | 129 |

1. CAPTURING MACRO-PRUDENTIAL REGULATION EFFECTIVENESS*

Federico Lubello⁶³, Abdelaziz Rouabah⁶⁴

ABSTRACT

Shadow intermediaries activities have registered a spectacular increase during the last decades. Recently, their market shares have rapidly been gaining momentum partially due to "regulatory arbitrage". Although their centrality to the credit boom in the early 2000s and to the collapse during the financial crisis of 2007-2009 is widely documented, the number of contributions studying the implications on the real economy and the underlying transmission mechanisms is surprisingly limited. We contribute to filling this gap and devise a new DSGE model whose productive sector captures key characteristics of the European economy by accounting for small and large firms vertically linked in a production chain. The adopted framework includes commercial banks and shadow financial intermediaries directly interconnected in the interbank market with specific and differentiated channels of financing to the real economy. The framework also incorporates moral hazard for commercial banks, which together with regulatory arbitrage might bring further incentives for banks to securitize part of their assets. An attempt to incorporate macroprudential policy is considered through the implementation of capital requirements and caps to securitization in the traditional banking sector. The results show that the complementarity of such tools devised by a macroprudential authority can be effective in dampening aggregate volatility and safeguarding financial stability.

1 INTRODUCTION

The recent financial turmoils have unambiguously revealed the weaknesses of the pre-crisis regulation framework of traditional financial intermediaries and put under the spotlight the complex activities of the so-called "shadow banking" or "shadow financial intermediation system". At the same time, the growing concerns pertaining to the vulnerability of the global financial system in the aftermath of the 2007-2008 crises have led authorities worldwide to devise a regulatory response aimed at mitigating the undesirable consequences of insufficient capitalization and liquidity shortages in the banking system. Authorities' response to the crisis resulted in the introduction of more stringent capital requirements and liquidity requirements for credit institutions, and other provisions applicable to insurers.

Despite the necessity of such new measures, the costs induced by the burden of the new regulatory compliance has raised potential concerns for authorities, as it may create additional incentives for banks to shift part of their activities outside the regulated environment, thereby increasing the size of the shadow sector even further.⁶⁵

- 63 Financial Stability Department, Banque centrale du Luxembourg
- 64 Financial Stability Department, Banque centrale du Luxembourg
- 65 This type of behavior follows the so-called "regulatory arbitrage hypothesis". As described in Farhi and Tirole (2017), the regulatory arbitrage view includes two possible sub-views. In the first sub-view, retail banks evade capital requirements by providing liquidity support off-balance sheet to shadow intermediaries. The second sub-view involves capital requirement "evasion" by shadow intermediaries, which face no capital adequacy requirement and yet receive public assistance.
- * This contribution is a shortened version of BCL Working paper n°114. The conclusions may not be shared by policymakers in the BCL or the Eurosystem.

Financial intermediation, in the non-bank sector can be defined as the set of activities consisting of the origination and acquisition of loans by non-bank financial intermediaries, the assembly of these loans into diversified pools, and the financing of these pools with external debt, much of which is short term and supposedly riskless. The importance of the shadow financial intermediation system to the credit boom in the early 2000s and the turmoil during the financial crisis of 2007-2009 has been widely documented. Despite its contribution, the number of academic papers studying its implications for the real economy and the underlying transmission mechanisms of shocks in the presence of shadow financial institutions is surprisingly limited. This study contributes to filling this gap through the lens of a New Keynesian dynamic stochastic general equilibrium (DSGE) model, which includes macroprudential regulation as a tool for macroeconomic stabilization in the presence of shadow intermediaries. It aims at shedding new light on the important role played by the shadow financial intermediation system in the transmission of shocks. To display the connection between regulatory arbitrage and securitization activity, the left panel of Fig. 1 shows the developments in securitization during the implementation of the "Basel III" regulatory framework. The dark line represents the stock of loans that have been derecognized through securitization from the balance sheet of the euro area Monetary and Financial Institutions (MFIs), while the light line represents the stock of securitized loans reported on the asset side of Financial Vehicle Corporations (FVC) engaged in traditional securitization. Both series show a marked jump upwards corresponding to the start of the post-crisis regulatory regime. The role of the shadow financial system and its connected securitization activity has long been recognized as controversial. While securitization certainly adds economic value by allowing risk-tranching, it may also undermine the correct mechanism of incentive compatibilities and can create other information asymmetries. 66

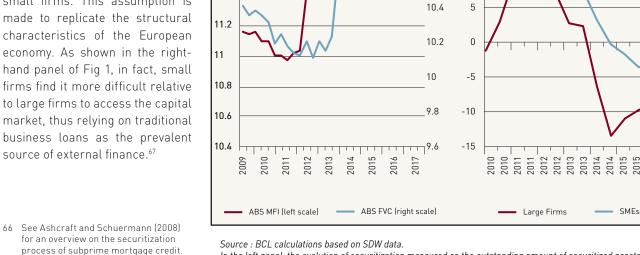
12

11.8

11.6

11.4

In the present model, financial intermediaries operating in the traditional banking sector (or commercial banking) can originate risky loans, and can finance these loans both with own resources and with interbank credit obtained from the shadow financial system. Such loans are granted solely to small firms. This assumption is made to replicate the structural characteristics of the European economy. As shown in the righthand panel of Fig 1, in fact, small firms find it more difficult relative to large firms to access the capital market, thus relying on traditional business loans as the prevalent



Securitization activity and firms' access to external finance

Securitized loans

process of subprime mortgage credit.

In the left panel, the evolution of securitization measured as the outstanding amount of securitized assets reported in the asset side of euro area FVCs. In the right panel, the perceived external financial gap for SMEs and large firms (percentage).

11

10.8

20

15

10

Financing gap

The data are elaborated from the ECB SAFE 2017 (Survey on the Access to Finance of Enterprises in the euro area).

Commercial banks' behavior is subject to moral hazard. The possibility of capital redeployment, offered by the arrival of an alternative investment opportunity, provides commercial banks with incentives to liberate resources – and save screening costs associated with monitoring the borrower's project – by originating asset-backed securities that can be sold on the secondary market to shadow intermediaries. The key implication is that any transfer of risk from the traditional banking sector to the shadow intermediation sector via securitization feeds back into the former through the interbank market and into the productive sector through corporate loans.

Macroprudential instruments are implemented with the objective of mitigating the undesirable effects of securitization. The tools consist of the *leverage* ratio, which imposes the maximum level of exposure towards small firms for a given level of commercial banking capital, and the securitization ratio, which limits the maximum fraction of loans that can be securitized on the secondary market. The results of this paper show that the complementarity of such tools allows the macroprudential authority to pursue, successfully, macroeconomic stabilization after a shock, as their simultaneous activation is effective in dampening output volatility and improving welfare.

2 RELATED LITERATURE

The present paper is broadly related to the class of models that introduces financial intermediation into well-established New Keynesian DSGE frameworks, such as Goodfriend et al. (2007), Christiano et al. (2007), Curdia and Woodford (2010), inter alia, and with the subsequent first wave of studies that started to incorporate macroprudential policy to address its welfare implications. Some examples are Acharya et al. (2011) and Benes and Kumhof (2015), which both focus on the welfare effects and argue in favor of bank capital requirements to improve welfare. The first study argues that regulators should impose restrictions on dividends and equity pay-offs, while the second study shows theoretically that a countercyclical capital buffer requirement has the ability to increase overall welfare by reducing the volatility of output. Further studies, in contrast, emphasize the detrimental effects of bank capital requirements. For example, Diamond and Rajan (2000) show that capital requirements may have an important social cost because they reduce the ability of banks to create liquidity. Van den Heuvel (2008) embeds the role of liquidity creating banks into an otherwise standard general equilibrium growth model for the US, to find that while a capital requirement limits moral hazard, the welfare cost of capital adequacy regulation is surprisingly high.⁶⁸

Later contributions find mixed results of bank capital regulation due to several emerging trade-offs. To mention a few, De Walque et al. (2010) find that moving from Basel I to Basel II regulation reduces financial instability but have ambiguous effects on the volatility of output. Meh et al. (2010) show that bank capital increases an economy's ability to absorb shocks; Angeloni and Faia (2013) find that pro-cyclical capital requirements (akin to those in the Basel II capital accord) amplify the response of output and inflation to shocks and reduce welfare, while anti-cyclical ratios have the opposite effect. Martinez-Miera and Suarez (2014) focus on systemic risk and show that capital requirements reduce systemic risk-taking but at the cost of reducing credit and output in normal times, generating non-trivial welfare trade-offs. Clerc et al. (2015) find that capital requirements reduce bank leverage, bank failure risk, but excessive capital requirements may unduly restrict credit availability, so that there exists an optimal level of bank capital requirements.

⁶⁸ Keys et al. (2009) reach similar conclusions in relation with the mortgage market. They state that "findings caution against policies that impose stricter lender regulations which fail to align lenders' incentives with the investors of mortgage-backed securities".

The literature presented above focuses on direct lending by banks and therefore excludes securitization and non-bank financial activities. Unlike this literature, the present paper accounts for non-bank financial entities, which cater commercial banks' risk-taking thereby fostering regulatory arbitrage. In this respect, this paper strictly connects with two recent research strands. The first attempts to embed shadow intermediaries into otherwise standard general equilibrium models. For instance, Goodhart et al. (2012) construct a two-period model to study the efficacy of several regulatory tools in the presence of shadow intermediaries. Verona et al. (2013) build a DSGE model and find that central banks ignoring the shadow sector may wrongly anticipate the effects of monetary policy; Meeks et al. (2017) find that following a liquidity shock, stabilization policy aimed solely at the market in securitized assets is relatively ineffective. Gorton and Metrick (2010) propose principles for regulating the shadow intermediaries system and Meh and Moran (2015) study how leverage regulation effects may depend on the existence of shadow intermediaries. The second strand of research further attempts to embed regulatory arbitrage into general equilibrium models with shadow intermediaries. Houston et al. (2012) have investigated the regulatory arbitrage hypothesis empirically in a cross-country setting, although without a specific reference to the shadow financial system. They find find strong evidence that banks have transferred funds to markets with fewer regulations. In addition, Acharya et al. (2013) analyze asset-backed commercial paper conduits, which experienced a shadow-banking run and played a central role in the early phase of the financial crisis of 2007-2009. Archarya (2013) shows that regulatory arbitrage was an important motive behind setting up these conduits. Quantitative theoretical contributions, although still limited in number, include Plantin (2014), who shows that tightening capital requirements may spur a surge in shadow banking activity that leads to overall larger risks for banks and shadow banking institutions. Huang (2016) models shadow intermediaries as an off-balance-sheet financing option for regular banks within the Brunnemaier and Sannikov (2014) framework and suggests that financial stability is a U-shaped function of financial regulation. Ordonez (2017) formally shows that a combination of traditional regulation and cross reputation subsidization may enhance shadow intermediation and make it more sustainable. In his study, shadow banking arising to avoid regulation may potentially be welfare improving. Begenau and Landvoigt (2016) built a calibrated general equilibrium model for the US with commercial and shadow intermediaries and find that higher capital requirements shift activity away from traditional banks. In their model, instead of becoming more fragile, the aggregate banking system becomes more resilient. More recently, Farhi and Tirole (2017) show how prudential regulation must adjust to the possibility of migration toward less regulated spheres.

Finally, the assumed distinction between small and large firms (i.e., a rigidity in the access of the capital market for small firms compared with large firms) finds support in related research showing that small firms are severely credit constrained. Early evidence tracks back to Fazzari et al. (1988), who document differences in financing patterns by size of firms in the US and consider a variety of explanations for why internal and external finance are not perfect substitutes. Other contributions are those of Beck and Demirguc-Kunt (2006), Ferrando and Greisshaber (2011), and Artola and Genre (2011) and those studies pointing to the importance of the contribution of small and medium enterprises to aggregate fluctuations, such as Moscarini and Postel-Vinay (2012), Gabaix (2011), and Acemoglu et al. (2012), inter alia.

THE MODEL

In this study, the economy consists of households, large firms, small and medium enterprises (SMEs), commercial banks, shadow intermediaries, capital producers, retailers and an authority conducting monetary and macroprudential policy.

Households provide labor in a competitive labor market and use their labor income to finance consumption and to save. As they cannot directly invest in capital, households deposit their savings either with traditional banks at the gross nominal interest rate R_t^D or with shadow intermediaries at the gross nominal interest rate $R_{\rm L}^{SB}$. Small firms produce the intermediate good, which is used entirely by large firms as input to produce the wholesale good. We introduce retailers that transform the wholesale good at no cost into a final consumption good, in order to introduce price inertia in a tractable manner. Firms obtain funding through a financial sector made of commercial banks and shadow intermediaries. Both types of banks are connected through the interbank market in which shadow intermediaries lend to commercial banks. Commercial banks use interbank credit, IB_{t} , together with own bank capital, KB_{t} , to finance projects carried out by SMEs. On the contrary, shadow intermediaries solely finance large corporate firms. There are two sources of information frictions in the financial sector. On the one hand, moral hazard of commercial banks may arise when an exogenous alternative investment opportunity materializes. In this case, the commercial bank may find it optimal to pool its loans into asset-backed securities (ABS) and sell them on the secondary market to shadow intermediaries, regardless of whether or not such loans are ultimately going to generate a positive return. On the other hand, shadow intermediaries, which are involved in credit transformation, buy pooled loans on the secondary market under adverse selection, as the payoff of the loans incorporated into the ABSs is unknown in advance. Beyond ABS, shadow intermediaries lend funds to large firms by purchasing their issued debt, B_t . Therefore, we distinguish the financing channels of both large and small firms, while connecting them indirectly through the interbank market. Finally, shadow intermediaries finance their activity by issuing liabilities.

3.1 THE HOUSEHOLD SECTOR

Households are risk-averse and infinitely lived. They derive utility from a consumption good and disutility from labor. The consumption good acts as a numeraire. Households' income derives from renting labor to producers at the competitive real wage, $W_{\rm f}$. The available income serves to finance consumption, hold deposits with financial intermediaries and pay the tax bill. Their preferences are described using an external habit formulation common in recent DSGE literature as in Smets and Wouters (2000), Christiano et al. (1997). In particular, households maximize the expected present discounted value of their utility:

$$U(C_t, N_t) = E_0 \sum_{t=1}^{\infty} log(C_t^H - hC_{t-1}^H) - \bar{\psi} \frac{N_t^{1+\eta}}{1+\eta}$$
 [1]

where C_{Γ}^{H} is non-durable consumption at time t, is labor supply, h>0 is the coefficient governing the intensity of habit in consumption, $\psi>0$ is a scaling parameter for hours worked and $\eta>0$ is the inverse of the Frisch elasticity of labor. Households can decide to direct their savings towards either a commercial bank or a shadow intermediary. The former can be seen as a traditional current account that offers an interest rate on deposits redeemable at any time. We abstract from deposit insurance. We later characterize the financial contract ensuring that households have an incentive to engage with commercial banks. In contrast, the funds deposited at the shadow intermediary can be seen as a custody account for financial investment, for example in money-market funds or assimilated products offered by non-bank financial institutions.

⁶⁹ As argued by Ferrante (2015), we can think of the shadow intermediaries' deposits as the set of instruments that over the past years allowed investors to channel funds into this parallel (shadow) sector, such as money market mutual funds (MMMFS), which in normal times were perceived as risk-free assets.

To model the investment decision of households, we follow Dotsey et al. (1996) and Meh and Moran (2015), and assume that households are distributed along a unit interval, with $i \in [0,1]$ identifying a typical household. Commercial banks are located at point 0 and shadow intermediaries at point 1. If households deposit savings with a commercial bank, the return is taxed by the government, so that the after-tax return is $R_t^D(1-t^b)$, with t^b the tax rate and R_t^D being the gross nominal interest rate on deposits. If savings are allocated to a shadow intermediary, households incur an ex-ante quadratic cost equal to $\phi(i) = \chi_1 \begin{bmatrix} 1-i \\ i \end{bmatrix}^2$, with $\phi(0) = +\infty$ and $\phi(1) = 0$, and earn a gross nominal interest rate R_1^{SB} .

When maximizing their utility function, households are subject to a sequence of budget constraints:

$$C_t^H + D_t(i)[1 + \phi(i)] = [(1 - t^b)R_t^D \Phi_t(i) + R_t^{SB}(1 - \Phi_t(i))]D_{t-1}(i) + W_t^H + T_t$$
, [2],

where D_i is the amount of deposits, Φ is a binary function that equals 1 when savings are allocated to commercial banks and 0 when savings are allocated to shadow intermediaries; $W_t^H N_t$ is labor income and $T_{\rm r}$ represents lump-sum transfers, which includes profits from the retail sector, capital good producers and the banking sector.

3.2 THE FINANCIAL SECTOR

The financial sector consists of a continuum of risk neutral commercial banks and shadow intermediaries. Commercial banks are assumed to carry out traditional financial intermediation activities, which consists of pooling together resources collected from depositors and the interbank market (from shadow intermediaries) to finance the risky projects of SMEs. Commercial banks may engage in costly monitoring efforts in order to increase the likelihood of a project being successful. However, moral hazard may arise when an exogenous investment opportunity materializes, as commercial banks may decide to sell a portion of their loans to shadow intermediaries in the form of ABS thereby saving the monitoring cost. The activity of commercial bank is subject to a twofold macroprudential regulation: on one hand, the maximum leverage ratio governing the bank's financial exposure towards SMEs; on the other hand, a cap on the securitization ratio. Shadow intermediaries, on the contrary, are non-bank financial institutions whose main activity consists in attracting resources from households. They use such resources to operate on the secondary market for loans, provide short-term finance to commercial banks, and finance large firms.

Following Meh and Moran (2015), we set up a financial contract between the commercial bank, depositors and the shadow intermediary. The contract ensures that all the agents have appropriate incentives to engage in the borrowing-lending relationship.

By taking into account all four possible scenarios -given by the combination of whether or not the commercial bank decides to sell ABSs both when obtaining and non-obtaining the alternative investment opportunity- the evolution of commercial banking capital in the economy is given by:

$$K_t^B = \tau_B \left[\left((1 - p_t)(1 - l) + l\lambda x P_t^{ABS} + p_{t-1}(1 - l) \right) V_t R_{t-1}^L L_t^S \right]$$
 (3)

where τ_B is the fraction of surviving banks at the end of each period, p_t is the probability of the loan $\{L_t^S\}$ to be successful, R_t^L is the lending (gross) interest rate and V_t is the aggregate return on capital.

Shadow intermediaries are financial institutions that operate outside the traditional banking system. The shadow sector is competitive. Shadow intermediaries are not subject to regulatory costs. Their activity consists of a classic intermediation function, carried out by collecting deposits from households to extend both financial and non-financial corporate lending, and a function of credit transformation participating in the secondary market for loans. While interbank lending can be seen as short-term funding through which shadow intermediaries optimize their liquidity management, corporate bonds are relatively more illiquid assets but more profitable in the long run. To capture the imperfect substitution between interbank and corporate lending, we assume that there are quadratic management costs involved with investing in corporate loans. The profit maximizing behavior of the shadow intermediary leads to the first order conditions below:

$$R_{t}^{B} = (1 + \chi^{B}B_{t})R_{t}^{SB}, (4)$$

$$R_{t}^{IB} = (1 + \chi^{IB}IB_{t})R_{t}^{SB}, (5)$$

$$P_{t}^{ABS} = \frac{\overline{\omega}_{t}}{R_{t}^{SB}}. (6)$$

3.3 THE PRODUCTION SECTOR

The productive sector is quite standard. Two types of representative firms owned by entrepreneurs characterize the production side. In particular, in line with empirical patterns observed in the euro area, we assume the presence of small and medium enterprises, which typically resort to traditional business loans to finance their activity, and by large corporate firms. In the model, these firms produce the intermediate good, which large corporate firms use as input to produce the wholesale good. Retailers operating in a monopolistic environment are in charge of transforming the wholesale good into the final consumption good and adjust prices as in Calvo (1983). In contrast to small and medium enterprises, large firms benefit a greater variety of external funding. Most importantly, they can have full access to capital market financing. Both sectors combine their productive factors in a standard Cobb-Douglas technology function to produce their output. To finance capital acquisition, small firms demand loans from commercial banks, while large firms demand loans from shadow intermediaries. The latter are involved with large firms in a financial contract based on the costly state verification framework of Townsend (1979).

4 MONETARY POLICY

We set an endogenous monetary policy rule in which the central bank controls the risk-free interest rate according to a Taylor (1993) rule with interest rate smoothing:

$$R_t^M = (R_{t-1}^M)^{\phi^y} \left(R^M \left(\frac{\Pi_t}{\Pi}\right)^{\phi_T} \left(\frac{y_t}{Y}\right)^{\phi_T}\right)^{1-\phi_T}$$
. (7)

5 MACROPRUDENTIAL POLICY RULES

The macroprudential policy rules considered in the model are the leverage ratio and the securitization ratio. Respectively, they are given by:

$$\kappa_t^B = \frac{Q_t L_t^S}{K_t^B}, \quad (8)$$

$$x = \frac{ABS_t}{L_t}.$$
 [9]

6 QUANTITATIVE ANALYSIS

6.1 PARAMETERIZATION

The model parameters are set to match key quarterly features of the Euro area. We set $\delta = 0.025$ to match an annual rate of depreciation of 10% of capital with respect to output. We set $\alpha_L = 0.43$ for large firms and $\alpha_S = 0.25$ for SMEs implying elasticities of labor $(1 - \alpha_L) = 0.55$ and $(1 - \alpha_S) = 0.75$,

respectively. The weighted average elasticity of capital with respect to total output is thus $\alpha = 0.33$, implying an aggregate weighted elasticity of labor with respect to output of $(1-\alpha)=0.66$. These differences capture the higher labor-to-capital ratio that generally characterizes small firms with respect to large firms. Euro area data suggest suggest a fraction of SMEs over total firms in the range 0.95--0.99 depending on definitions; thus, we set $\omega = 0.95$ implying a share of large corporate firms $(1-\omega)=0.05$. The share of SME's output used in large firms' production is set to reflect the average share of intermediate good employed across sector based on EU data. In particular, according to Eurostat, the EU-27's wholesaling of intermediate goods sector (NACE Group 51.5) consists of approximately one in seven of all wholesaling (NACE Division 51) enterprises; thus we set $\gamma_S = 0.15$. The size of the elasticity parameter, $\psi_L=0.05$, and the exit rate of entrepreneurs, $\nu_L=0.05$, follow from Bernanke et al. [1999].

In line with Gerali et al. (2010), the discount factor of households is $\beta=0.9943$ in order to obtain the average of the steady-state interest rate on deposits (average of both commercial and shadow intermediaries) slightly above 2 per cent on an annual basis, in line with the average monthly rate on M2 deposits in the euro area from the years 1998-2009. The weight on leisure ψ is chosen to match a steady-state work effort of households of 0.3; the labor supply elasticity, $\eta = 1$, follows from Christiano et al. (2005). The monetary policy rule is calibrated with conventional values adopted in the literature. In particular, $\phi_{\rm F}=0.69, \phi_{\rm B}=1.35$ and $\phi_{\rm W}=0.26$. As for the exogenous perturbations, we assume that each type of shock follows the same AR(1) stochastic process: $\zeta_{j,i} = \rho_{j,i}, \zeta_{j,i-1} + \epsilon_{j,i}$ with $j \in [A, \kappa^{ij}, \kappa, \iota]$, where A identifies the technology shock, R the shock to the bank leverage ratio, N the shock to the securitization ratio, and I the monetary policy shock. We set the persis-

tence term $\rho_i = 0.95$ and the error term's standard deviation $\sigma_{eff} = 1$. As for the banking sector, the survival rate of bankers $\tau_B = 0.95$ adopts the value set by Gertler and Karadi (2011). Following Meh and Moran (2015), the parameter λ is set to 1.01, which indicates that capital redeployed generates just enough excess return to be valuable. The probability of the outside investment opportunity to occur is kept to l=0.25 in the analysis. The leverage ratio * is set to 5.0 in the baseline exercises, but we also explore the interval $\kappa^{\parallel} \in [3, 6]$. As for the securitization ratio, we set to $\kappa = 0.5$ in most scenarios, but we also experiment for values in the interval $\kappa \in [0.4, 0.6]$ to examine the effects of loosening this regulatory tool. The range of values chosen for the leverage ratio and the securitization ratio is the state-space in which the model's equilibrium determinacy is ensured in all the scenarios we examine. Table 6.1 summarize the parameterization.

6.2 IMPULSE RESPONSE FUNCTIONS

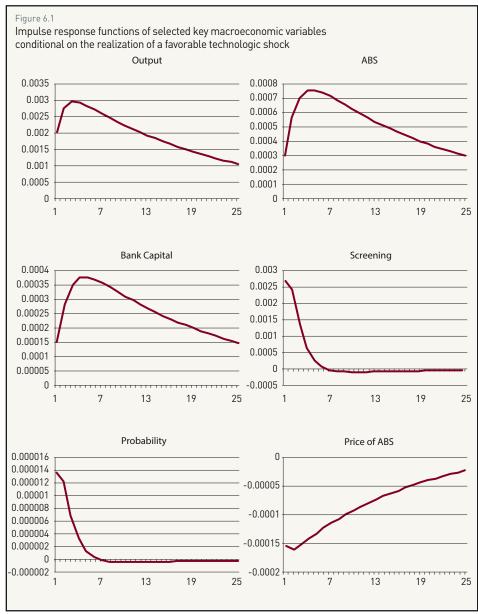
We consider a technology shock as the benchmark to describe the main transmission mechanism at work in the model. In response to a positive technology shock, both small and large firms would like to produce more and increase their demand for loans. In the absence of regulatory constraints on the leverage ratio, commercial banks would accommodate

Tahla 6 1. Parameterization

| $\boldsymbol{\alpha}_{_L}$ | Output elasticity of capital for large firms | 0.45 |
|--|---|---------|
| $\boldsymbol{\alpha}_{\scriptscriptstyle S}$ | Output elasticity of capital for small firms | 0.25 |
| α | Average output elasticity of capital | 0.33 |
| β | Subjective discount factor of households | 0.99 |
| h | Habit in household consumption | 0.6 |
| δ | Depreciation rate of capital | 0.025 |
| γ_{s} | Elasticity of intermediate input to large firm output | 0.22 |
| κ | Securitization ratio | [0.5,1] |
| $\kappa^{\scriptscriptstyle B}$ | Leverage ratio | [5,7] |
| $\nu_{_L}$ | Large firms entrepreneurs exit rate | 0.95 |
| μ | Shadow intermediaries monitoring cost | 0.12 |
| $\rho_{\rm r}$ | Persistence term of the Taylor rule | 0.69 |
| Φ_{π} | Response of interest rate to inflation | 1.35 |
| $\Phi_{\rm r}$ | Response of nominal interest rate to output growth | 0.26 |
| $\boldsymbol{\sigma}_{_{j}}$ | Standard deviation of the j-th type of shock | 1 |
| θ_{p} | Price stickiness | 0.75 |
| η | Labor supply elasticity | 1 |
| $\psi_{\scriptscriptstyle L}$ | Parameter governing financial accelerator for large firms | 0.05 |
| ϵ | Elasticity of substitution | 10 |
| $\kappa_{_{i}}$ | Investment-adjustment cost parameter | 1.5 |
| ω | Share of SMEs | 0.95 |
| λ | Return outside investment opportunity | 1.01 |
| l | Probability of outside investment opportunity | 0.25 |
| $\boldsymbol{\tau}_{_{\boldsymbol{B}}}$ | Survival probability of commercial bankers | 0.95 |

Source: Parameterization details in subsection 6.1

this higher demand and increase their exposure towards small firms. The obligation to comply with leverage regulation, instead, forces banks to raise own capital in order to increase loan supply, setting the stage for regulatory arbitrage. To allow faster capital accumulation after the shock, banks increase the intensity at which they screen projects to limit capital disruption stemming from risky and potential non-performing loans. This raises the probability success of the projects, which has a direct, positive effect on the price of asset-backed securities. In contrast, the latter depends negatively on the gross interest rate on shadow intermediaries' deposits, which increases after the technology shock. Since the increase of the interest rate on shadow intermediaries' deposits dominates the increase of $\overline{\omega}_t$, the price of asset-backed securities falls. It is important to stress that the fall of the price of securitized loans on the secondary market reflects the higher opportunity cost that banks incur when liquidating loans after having increased the intensity of costly screening efforts. The possibility opened by the secondary mar-



Source: Model simulations

ket for loans, thus allows banks to redeploy capital, to accumulate net worth, and to increase loans. It is worthwhile noting that this channel, although active, exerts a limited force due to the securitization cap. The cap limits the ability of commercial banks to securitize loans on the secondary market and attenuates the severity of the regulatory arbitrage externality.

To obtain a quantification of the effectiveness of the macroprudential policy tools, we study the effects of different policy regimes on output volatility and welfare. To this end, we first compute output volatility for each combination of the parameters representing the two macroprudential policy tools (i.e., caps to the leverage ratio and the securitization ratio).

Fig. 6.2 reports the results graphically over the state-space parameterization that ensures equilibrium determinacy. As can be observed, loosening both macroprudential policy tools simultaneously dramatically increases the volatility of output, while the effect is weaker when banking leverage is high conditional on a moderate securitization activity, or vice-versa. When the banking sector is highly leveraged in a context of a loose securitization regulation, a macroprudential

regulator may successfully induce macroeconomic stabilization by tightening both banking leverage and securitization. The positive analysis conducted so far and reported in Fig. 6.2 suggests that loosening only the leverage ratio while keeping the securitization ratio tight might be preferable than the other way round. This is particularly true if the objective of the regulator is to safeguard financial stability, as the marginal decrease in output volatility implied by loosening leverage is greater than the marginal decrease of output volatility implied by a proportional loosening of the securitization ratio.

To assess this issue from a normative point of view, we conduct welfare analysis in the spirit of Uribe (2004). For this purpose, we define social welfare as:

Welfare =
$$W_0 = E_t \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U_t(C_t, N_t)$$
. (10)

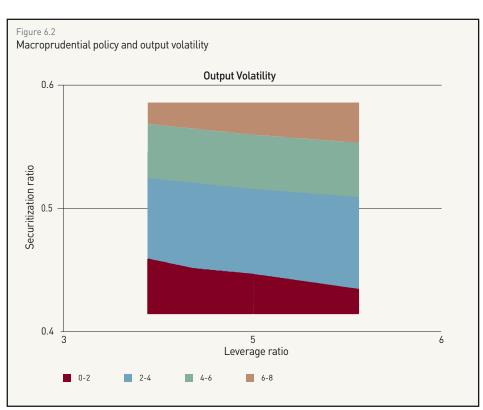
 $U_t(C_t, N_t)$ is the households felicity function and B is their subjective discount factor. We then solve the model by performing a second order approximation around the non-stochastic steady state. We are interested in the conditional expectation of welfare, that is, the conditional expectation of lifetime utility computed as the infinite discounted sum of per period utilities. As in Uribe (2004), we choose to compute expected welfare conditional on the initial state being the non-stochastic steady state in order to ensure that the economy begins from the same initial point under all possible policies. The set of macroprudential policies in our framework can be defined as the pair of parameters governing the leverage ratio and securitization ratio. Formally, such policies are defined as $\mathbb{Z}_{ij} = (\kappa_i^B, x_j)$, with i and J indexing each policy parameters respectively. Therefore, our approach consists of evaluating W_0 of each pair (4.1) of the policy.

The result of this welfare exercise is reported in Fig. 6.3, which shows that reducing leverage in the traditional banking sector while curbing securitization is generally welfare improving.

CONCLUSIONS

The recent financial crisis and the subsequent Great Recession have changed the way economists think about the importance of the shadow financial system and its interaction with the rest of the real and financial sector. Only recently have standard DSGE models started to incorporate a fully-fledged financial sector with banks assumed to be the only financial intermediary.

In this paper, we take a step forward by bringing shadow financial intermediaries into a standard New Keynesian DSGE model. The

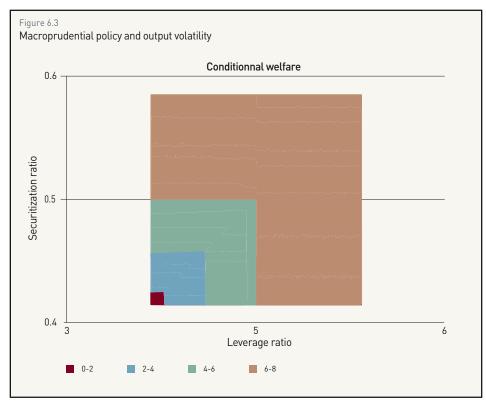


Source: Authors' elaboration based on model simulations

objective is to study the pass-through of shocks between the real sector and the financial sector within a heterogeneous agent model economy in which small and large firms are vertically linked in a production chain. Small firms' risky projects are financed by commercial banks, whose behavior may be subject to moral hazard that induces them to securitize loans and sell them to shadow intermediaries upon the arrival of a more profitable investment alternative. Large firms' projects are financed by shadow intermediaries, which also provide interbank credit to commercial banks. In our framework, macroprudential policy is imposed both as a limit to the leverage ratio in the traditional banking sector and as a cap to the fraction of loans that can be securitized. The adopted normative analysis suggests that loosening the limits on securitization and to leverage ratio in the banking sector may be harmful for financial stability as it dramatically increases the size of output volatility. The welfare analysis confirms that containing leverage and securitization ensures a lower decline in welfare following a technology shock.

The first key result of this study is that macroprudential policy helps to reduce the severity of the moral hazard problem by inducing banks to increase the screening intensity of the projects they finance. The possibility of securitization helps to limit the restriction of credit potentially available to small firms resulting from tight regulation. As shown by the banking capital accumulation equation, in fact, higher securitization increases bank capital and therefore the potential availability of credit supply to small firms. Moreover, securitization allows the pass-through of risks related to potentially non-performing loans from the traditional banking sector to shadow intermediaries, that are generally more specialized in the management of risky assets.

However, if the moral hazard problem is very severe, resorting to securitization may ultimately result in a worsening of aggregate volatility due to feedback effects that are in place through the shadow financial intermediation system. The volatility can subsequently impact the real economy through the financing chan-



Source : Authors' elaboration based on model simulations

nel of large firms. Shadow intermediaries, in fact, are interconnected both with the banking sector and with the productive sector, as they provide credit both to commercial banks and to large firms. The transfer of risk from traditional banks to shadow intermediaries, that might be beneficial at a first glance, feeds back into the former sector through the interbank market and into the productive sector through corporate loans, making the effects of securitization complex.

As shown by the impulse responses to a financial shock, an increase in the probability of banks to receive a better outside investment opportunity and, thus, a worsening of the moral hazard problem leads to a drop in the screening intensity, bank net worth, investment and output. A regulator might help to smooth business cycle amplification and

improve social welfare by implementing a set of macroprudential policy tools as a macroeconomic stabilization policy, whose simultaneity may be powerful. In particular, our results find that both macroprudential policy tools are effective in smoothing business cycle volatility and increaseing welfare following the shock. On the contrary, the simultaneous loosening of both limits undermines financial stability. Despite the potential benefits of securitization, especially in directing resources towards more efficient allocation, they come at the cost of higher volatility when the banking sector is already highly leveraged. In these situations, tighter securitization caps together with limits to leverage ratio should be activated.

REFERENCES

- D. Acemoglu, V. M. Carvalho, A. Ozdaglar, and A. Tahbaz-Salehi. The network origins of aggregate fluctuations. Econometrica, 80(5):1977-2016, 2012.
- V. V. Acharya, I. Gujral, N. Kulkarni, and H. S. Shin. Dividends and bank capital in the financial crisis of 2007-2009. Technical report, National Bureau of Economic Research, 2011.
- V. V. Acharya, P. Schnabl, and G. Suarez. Securitization without risk transfer. Journal of Financial economics, 107(3):515-536, 2013.
- J. Andr'es, J. D. L'opez-Salido, and E. Nelson. Tobin's imperfect asset substitution in optimizing general equilibrium. Journal of Money, Credit, and Banking, 36(4):665–690, 2004.
- I. Angeloni and E. Faia. Capital regulation and monetary policy with fragile banks. Journal of Monetary Economics, 60(3):311-324, 2013.
- C. Artola and V. Genre. Euro area smes under financial constraints: Belief or reality? Technical report, CESifo Group Munich, 2011.
- A. B. Ashcraft, T. Schuermann, et al. Understanding the securitization of subprime mortgage credit. Foundations and Trends® in Finance, 2(3):191–309, 2008.
- T. Beck and A. Demirguc-Kunt. Small and medium-size enterprises: Access to finance as a growth constraint. Journal of Banking and Finance, 30:2931–2943, 2006.
- J. Begenau and T. Landvoigt. Financial regulation in a quantitative model of the modern banking system. 2016.
- J. Benes and M. Kumhof. Risky bank lending and countercyclical capital buffers. Journal of Economic Dynamics and Control, 58(C), 2015.
- B. Bernanke and M. Gertler. Monetary policy and asset price volatility. Federal Reserve

Bank of Kansas City Economic Review, (Q IV):17-51, 1999.

B. S. Bernanke, M. Gertler, and S. Gilchrist. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. In J. B. Taylor and M. Woodford, editors, Handbook of

Macroeconomics, volume 1 of Handbook of Macroeconomics, chapter 21, pages 1341-1393. Elsevier, 1999.

- M. K. Brunnermeier and Y. Sannikov. A macroeconomic model with a financial sector. The American Economic Review, 104(2):379–421, 2014.
- G. A. Calvo. Staggered prices in a utility-maximizing framework. Journal of Monetary Economics, 12(3):383–398, 1983.
- H. Chen, V. C'urdia, and A. Ferrero. The macroeconomic effects of large-scale asset purchase programmes. The Economic Journal, 122(564), 2012.
- L. Christiano, R. Motto, and M. Rostagno. Financial factors in business cycles, 2007.
- L. J. Christiano, M. Eichenbaum, and C. L. Evans. Sticky price and limited participation models of money: A comparison. European Economic Review, 41(6):1201–1249, 1997.
- L. J. Christiano, M. Eichenbaum, and C. L. Evans. Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy. Journal of political Economy, 113(1):1–45, 2005.
- L. Clerc, A. Derviz, C. Mendicino, S. Moyen, K. Nikolov, L. Stracca, J. Suarez, and A. P. Vardoulakish. Capital regulation in a macroeconomic model with three layers of default. International Journal of Central Banking, 2015.
- V. Curdia and M. Woodford. Credit spreads and monetary policy. Journal of Money, credit and Banking, 42(s1):3–35, 2010.
- G. De Walque, O. Pierrard, and A. Rouabah. Financial (in) stability, supervision and liquidity injections: a dynamic general equilibrium approach. The Economic Journal, 120(549):1234–1261, 2010.
- D. W. Diamond and R. G. Rajan. A theory of bank capital. The Journal of Finance, 55 [6]:2431–2465, 2000.
- M. Dotsey and P. Ireland. The welfare cost of inflation in general equilibrium. Journal of Monetary Economics, 37(1):29–47, 1996.
- E. Farhi and J. Tirole. Shadow banking and the four pillars of traditional financial intermediation. Mimeo, 2017.
- S. M. Fazzari, R. G. Hubbard, B. C. Petersen, A. S. Blinder, and J. M. Poterba. Financing constraints and corporate investment. Brookings papers on economic activity, 1988(1): 141–206, 1988.
- A. Ferrando and N. Griesshaber. Financing obstacles among euro area firms: Who suffers the most? 2011.
- F. Ferrante. A model of endogenous loan quality and the collapse of the shadow banking system. Technical report, Board of Governors of the Federal Reserve System (US), 2015.
- X. Freixas and J.-C. Rochet. Taming systemically important financial institutions. Journal of Money, Credit and Banking, 45(s1):37–58, 2013.
- X. Gabaix. The granular origins of aggregate fluctuations. Econometrica, 79(3):733-772, 2011.

- N. Gennaioli, A. Shleifer, and R. W. Vishny. A model of shadow banking. The Journal of Finance, 68(4):1331–1363, 2013.
- A. Gerali, S. Neri, L. Sessa, and F. M. Signoretti. Credit and banking in a dsge model of the euro area. Journal of Money, Credit and Banking, 42(s1):107-141, 2010.
- M. Gertler and P. Karadi. A model of unconventional monetary policy. Journal of monetary Economics, 58(1):17-34, 2011.
- M. Goodfriend and B. T. McCallum. Banking and interest rates in monetary policy analysis: A quantitative exploration. Journal of Monetary Economics, 54(5):1480–1507, 2007.
- C. A. Goodhart, A. K. Kashyap, D. P. Tsomocos, and A. P. Vardoulakis. Financial regulation in general equilibrium. Technical report, National Bureau of Economic Research, 2012.
- G. Gorton and A. Metrick. Regulating the shadow banking system. Brookings papers on economic activity, 2010(2):261-297, 2010.
- J. F. Houston, C. Lin, and Y. MA. Regulatory arbitrage and international bank flows. The Journal of Finance, 67(5):1845-1895, 2012. ISSN 1540-6261.
- Huang. Banking and shadow banking. Mimeo, National University of Singapore, 2014.
- M. Iacoviello. House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle. The American economic review, 95(3):739-764, 2005.
- B. J. Keys, T. Mukherjee, A. Seru, and V. Vig. Financial regulation and securitization: Evidence from subprime loans. Journal of Monetary Economics, 56(5):700–720, 2009.
- F. Malatesta, S. Masciantonio, and A. Zaghini. The shadow banking system in the euro area: Definitions, key features and the funding of firms. Italian Economic Journal, 2 (2):217-237, 2016.
- D. Martinez-Miera and J. Suarez. Banks' endogenous risk taking. CEPR Discussion Paper No. 9134, September 2012, 2014.
- R. Meeks, B. Nelson, and P. Alessandri. Shadow banks and macroeconomic instability. Journal of Money, Credit and Banking, 49(7):1483-1516, 2017.
- C. Meh and K. Moran. Shadow banking and regulation: A quantitative assessment. Bank of Canada Workig Paper, 2015.
- C. A. Meh and K. Moran. The role of bank capital in the propagation of shocks. Journal of Economic Dynamics and Control, 34(3):555-576, 2010.
- G. Moscarini and F. Postel-Vinay. The contribution of large and small employers to job creation in times of high and low unemployment. The American Economic Review, 102 (6):2509-2539, 2012.
- G. Ordonez. Sustainable shadow banking. American Economic Journal: Macroeconomics, 10(1):35-56, 2017.

- G. Plantin. Shadow banking and bank capital regulation. The Review of Financial Studies, 28(1):146–175, 2014.
- S. Schmitt-Grohe and M. Uribe. Optimal simple and implementable monetary and fiscal rules. National Bureau of Economic Research, 2004.
- F. Smets and R. Wouters. Openness, imperfect exchange rate pass-through and monetary policy. Journal of Monetary Economics, 49(5):947–981, 2002.
- J. C. Stein. Securitization, shadow banking & financial fragility. Daedalus, 139(4):41–51, 2010.
- J. B. Taylor. Discretion versus policy rules in practice. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 39:195–214, 1993.
- R. M. Townsend. Optimal contracts and competitive markets with costly state verification. Journal of Economic theory, 21(2):265–293, 1979.
- S. J. Van den Heuvel. The welfare cost of bank capital requirements. Journal of Monetary Economics, 55(2):298–320, 2008.
- F. Verona, M. Martins, I. Drumond, et al. (un)anticipated monetary policy in a DSGE model with a shadow banking system. International Journal of Central Banking, 9(3):

2. BOOK VALUE FOR ASSESSING SYSTEMIC RISK: LUXEMBOURG EMPIRICAL EVALUATION

ANNEXES

Xisong Jin⁷⁰

ABSTRACT

In order to efficiently capture the contribution to the aggregated systemic risk of each financial institution arising from various important balance-sheet items, this study proposes a comprehensive approach of "Mark-to-Systemic-Risk" to integrate book value data of Luxembourg financial institutions into systemic risk measures. It first characterizes systemic risks and risk spillovers in equity returns for 33 Luxembourg banks, 30 European banking groups, and 232 investment funds. The forward-looking systemic risk measures including $\Delta CoES$, Shapley- $\Delta CoES$, and SRISK are estimated by using a large-scale dynamic grouped t-copula, and their common components are determined by the generalized dynamic factor model. Several important facts are documented during 2009-2016: [1] Measured by ACoES of equity returns, Luxembourg banks were more sensitive to the adverse events from investment funds compared to European banking groups, and investment funds were more sensitive to the adverse events from banking groups than from Luxembourg banks. (2) Ranked by Shapley-&CoES values, money market funds had the highest marginal contribution to the total risk of Luxembourg banks while equity funds exhibited the least share of the risk, and the systemic risk contribution of bond funds, mixed funds and hedge funds became more important toward the end of 2016. (3) The macroeconomic determinants of the aggregate systemic risk of banking groups, Luxembourg banks and investment funds, and the marginal contributions from 15 countries to the aggregate systemic risk of Luxemburg banks and their parent banking groups are all different.

INTRODUCTION

Since the Global Financial Crisis, both academics and regulators have been stepping up their efforts to improve the tools and models used in the field of macroprudential analysis, and especially to develop measures of systemic risk. Most of the existing methodologies are based on market data such as stocks, bonds and derivatives which allow tracking systemic risk in a very timely manner. However, market data is not always available because a significant number of credit institutions are not publicly listed and only report balance sheet data. Credit risk indicators that rely on mark-to-market accounting rules can be constrained by construction to a few main balance sheet items. Hence it is possible that the slow accumulation of vulnerabilities on different balance sheet items may not be detected by the authorities in a timely manner.

Each individual balance-sheet item contributes towards the aggregate financial statement of the broader financial system. Hence, a systemic risk measure constructed from individual balance sheet items could potentially help identify individual contributions to the overall degree of systemic risk in the financial sector. The level of systemic risk can be estimated based on the broader set of balance-sheet items by including the vast sub-heading items such as current assets, fixed assets, current liabilities, and long-term liabilities. Indeed, similar to the idea of the Mark-to-Market accounting rule, each balancesheet item can be marked to the level of systemic risk by simultaneously considering the same balance sheet items across all financial institutions in the system. The so-called "Mark-to-Systemic-Risk" approach can provide an analysis of a financial institution's risk position in relation to each balance-sheet item. In fact, several risk metrics such as the Value at Risk and the Expected Shortfall can be applied directly to individual balance-sheet items.

⁷⁰ Financial Stability Department, Banque centrale du Luxembourg. This contribution is a shortened version of BCL Working paper n°118. The conclusions may not be shared by policymakers in the BCL or the Eurosystem.

To demonstrate how the "Mark-to-Systemic-Risk" concept can be applied in practice, this paper first examines the book value equity for Luxembourg banks and investment funds. European banking groups with market data are also added for comparison. It characterizes systemic risks and risk spillovers for the period of 2003-2016. A large-scale dynamic grouped t-copula approach, which is appropriate to track a time-varying high dimensional distribution, is proposed to estimate several systemic risk measures for the balance-sheet items for each financial institution in the system. The systemic risk measures considered in this study include Exposure Co-expected Shortfall (ACoES) defined by Adrian and Brunnermeier (2011), Shapley-ACoES described in at Drehmann and Tarashev (2013), and Systemic Risk of Expected Capital Shortage (SRISK) developed by Brownlees and Engle (2017). In order to deal with procyclicality in the financial system's activities, the adopted framework is also completed by linking the measures of systemic risk in the financial sector with a large set of macrofinancial variables.

Several important facts are documented in this study for the period spanning 2009-2016. First, Luxembourg banks were determined to be more sensitive to the adverse events from investment funds compared to European banking groups. Second, investment funds were found to be more sensitive to the adverse events from banking groups than from Luxembourg banks. Third, money market funds had the highest marginal contribution to the total risk of Luxembourg banks while equity funds had the least contribution. Bond funds, mixed funds and hedge funds only became more important in their contribution to total risk toward the end of 2016. In addition, the macroeconomic determinants of the aggregate systemic risk of banking groups, Luxembourg banks and investment funds, and the marginal contributions from 15 countries to the aggregate systemic risk of Luxemburg banks and European banking groups are all different. In view of these results, the framework might provide a valuable addition to the traditional toolkit for assessing time varying risks to the stability of the financial system.

The remainder of the study is organized as follows. Section 2 briefly introduces the integrated modeling framework, and explains the methodological and statistical approaches used to estimate systemic risk. Section 3 discusses the data, describes the empirical measures of financial systemic risk, and examines the empirical results. Section 4 concludes and discusses the potential macro-prudential policy implications.

2 DYNAMIC MODELS OF SYSTEMIC RISK

This study proposes the dynamic copula approach to estimate the CoES defined by Adrian and Brunnermeier (2011) and aggregate SRISK introduced by Brownlees and Engle (2017) to measure systemic risk emanating from the balance-sheet items for each financial institution in the system. The approach also uses the Shapley value rule to assign the systemic risk contribution to each institution. In order to deal with the procyclicality of the financial system's activities and markets' poor assessment of systemic risk over time, the approach in this paper is completed by linking the measures of systemic risk in the financial sector with a large set of macrofinancial variables using the two-sided generalized dynamic factor model (GDFM) of Forni et al. (2000).

3 MULTI-CONDITIONAL EXPECTED SHORTFALL

Adrian and Brunnermeier (2011) defined the conditional expected shortfall $CoES_{q,t}^{syz/t}$ as expected shortfall (ES) of the financial system at confidence level q conditional on some events of institution t at time t. Thus $ACoES_{q,t}$ denotes the difference between the ES of the financial system conditional on financial institution t being in a tail event and the ES of the financial system conditional institution t being in a normal state. However, this pairwise model between the financial system and financial institution t might ignore the fact that several financial institutions could be in financial distress at the same time during a financial crisis. In order to measure the diverse scenarios resulting from the

risk spillover effects among financial institutions during a financial crisis in this paper, the Multi-CoES is defined similar to Cao (2014):

$$Pr(r_t^{sys} \le -CoVaR_{q,t}^{1,...,S} / C(r_t^1),...,C(r_t^S)) = q,$$

 $CoES_{a,t}^{1,...,S} = -E_{t-1}(r_t^{sys}|r_t^{sys} \le -CoVaR_{a,t}^{1,...,S}),$

where r_t^1 is the return of institution t at time t, and $CoVaR_{q,t}^{1,\dots,5}$ is the VaR of the financial system return r_t^{Sys} at confidence level q conditional on some event $\{C(r_t^1),\dots,C(r_t^S)\}$ of a set of institutions $\{1,\dots,S\}$ at time t. The negative sign is needed because VaR and ES are usually defined as a positive number. The contribution of the set of institutions $\{1, \dots, S\}$ to the risk in the financial system is denoted by:

$$\Delta CoES_{q,t}^{1,..,S} = CoES_{q,t}^{r^1 \leq VaR_{q,..,r^5 \leq VaR_{q}^5}} - CoES_{q,t}^{r^1 \leq VaR_{0.5,..,r^8 \leq VaR_{0.5}^5}}.$$

Therefore, $\Delta CoES_{q,r}^{1}$ denotes the difference between the CoES of the financial system conditional on a set of institutions [s] being in a tail event and the CoES of the financial system conditional on the set of institutions [5] being in a normal state.

The principles of multi-CoES are guite similar to those of standard CoES. However, the multi-CoES has three advantages. First, it allows for calculating the total contribution of systemic risk in the financial system which can be attributed to each financial institution via an allocation rule. Secondly, it allows for calculating the marginal contribution of financial institution I to the risk in the financial system for a given set of institutions [5] already in distress. Finally, the multi-CoES can provide the systemic risk contribution of different groups of institutions which could be potentially useful for regulators.

2.2 THE DYNAMIC CONDITIONAL T-COPULA

Adrian and Brunnermeier (2011) use quantile regressions to estimate the time-varying CoVaR. This approach reduces the high dimensional model to a set of state variables and, as a result, the robustness of CoVaR also depends on the selected state variables. In order to avoid having to decide which state variables should be selected, Cao (2014) proposes a multi-t distribution with volatility modeled by TGARCH, and correlation modeled by DCC. However, the modeling of the dynamic multivariate distribution is of crucial importance, and any misspecification of the marginal distributions can lead to important biases in the dependence measure estimation. Correlation modeled by DCC is still linear correlation depending on both the marginal distributions and the copula, and is not considered to be a robust measure as a single observation can have an disproportionally strong impact.

The copulas provide a robust method of consistent estimation for dependence and are also very flexible (see e.g., Patton (2012) for a review). In light of the recent advancements in multivariate GARCH techniques for a large number of underlying securities, in this study, the DCC framework is extended to the Dynamic t-Copula and the Dynamic Grouped t-Copula which are good candidates that are especially tractable for high dimensions. The dynamic conditional t-copula is defined as follows:

$$C(\eta_1, \eta_{2,...}, \eta_n; R_t, v_t) = T_{R_t, v_t}(t_{v_t}^{-1}(\eta_1), t_{v_t}^{-1}(\eta_2), ..., t_{v_t}^{-1}(\eta_n)),$$

where $\eta_i = F_i(\varepsilon_i)$ for i = 1, 2, ..., n and $\varepsilon_i \sim iid(0, 1)$ are the standardized residuals from the marginal dynamics, for example, AR(p)-GARCH(1,1) process. Misspecification of the marginal distributions can lead to significant biases in the estimation of dependence. In order to allow for flexible marginal distributions, this study does not specify marginal distributions, rather it adopts a semi-parametric form for the marginal distributions $F_i(\varepsilon_i)$ (see McNeil (1999) and McNeil and Frey (2000) for more details). R_i is the copula correlation matrix, and v_t is the degree of freedom. $t_{v_t}^{-1}(v_t)$ denotes the inverse of the t cumulative distribution function. R_t and v_t can be assumed to be constant, or a dynamic process through time. The simplest copula correlation dynamics considered in this study is the symmetric scalar model where the entire copula correlation matrix is driven by two parameters as in Engle (2002):

$$Q_t = (1 - \alpha_{dcc} - \beta_{dcc})\overline{Q} + \alpha_{dcc}(\varepsilon_{t-1}^* \varepsilon_{t-1}^*) + \beta_{dcc}Q_{t-1}$$

Where $a_{dec}>0$, $a_{dec}=\beta_{dec}<1$, $\varepsilon_i^*=t_{v_t}^{-1}\big(\eta_i=F_t(\varepsilon_i)\big)$, $Q_t=|q_{ij,t}|$ is the auxiliary matrix driving the copula correlation dynamics, the nuisance parameters $\overline{Q}=T^{-1}(\varepsilon_i^*\varepsilon_i^*)$ with sample analog $\overline{Q}=T^{-1}\sum_{l=1}^T\varepsilon_l^*\varepsilon_l^*$, so that R_t is a matrix of copula correlations $P_{tj,t}$ with ones on the diagonal, and $\rho_{tj,t}=\frac{q_{tj,t}}{|\overline{q_{tj,t}}|\overline{q_{tj,t}}|}$.

In risk management, the tail dependence is very important. For the standard t-copula, the assumption of one global degree of freedom parameter may be over-simplistic and too restrictive for a large portfolio. Empirically, with more assets, the estimated degrees of freedom could easily become very large. As in a block correlation dynamic model, different degrees of freedom for different groups can be assumed, for example, corresponding to industries or ratings.

Consider now the following model. Let $Z_t \sim N_n(0,R_t)$, where R_t is an arbitrary linear correlation matrix, be independent of U, a random variable uniformly distributed on (0,1). Furthermore, let G_v denote the distribution function of $\sqrt{v/X_v^2}$. Partition $\{1,\dots,n\}$ into m subsets of sizes s_1,\dots,s_m . Let $R_t^*=G_{v_k}^{-1}(U)$ for $k=1,\dots,m$. If

$$Y = (R_t^1 Z_1, ..., R_t^1 Z_{s_1}, R_t^2 Z_{s_1+1}, ..., R_t^2 Z_{s_1+s_2}, ..., R_t^m Z_n)'$$

then the random vector $(Y_1, ..., Y_s)$ has an s_1 -dimensional t-distribution with v_1 degrees of freedom and, for k = 1, ..., m-1, $(Y_{s_1+...+s_{k+1}}, ..., Y_{s_1+,...+s_{k+1}})$ has an s_{k+1} -dimensional t-distribution with v_{k+1} degrees of freedom. The grouped t-copula is described in more detail in Daul et al. (2003).

For the calibration of, and simulation from, the grouped t-copula, there is no need for an explicit copula expression. The calibration of this model is identical to that of the t-distribution except that the ML-estimation of the m degrees of freedom parameters has to be performed separately on each of the m risk factor subgroups. Given that the correlation between the Gaussian copula correlation $Carr(\Phi^{-1}(\eta_t), \Phi^{-1}(\eta_f))$ and a t-copula correlation $Carr(t_v^{-1}(\eta_t), t_v^{-1}(\eta_f))$ is almost equal to one, R_t can be well approximated by the $R_t^{\rm Gaussian}$ from the dynamic Gaussian Copula. The dynamic multivariate Gaussian copula is defined similarly to the t-copula as follows: $C(\eta_1,\eta_2,...,\eta_n;R_t^{\text{Gaussian}}) = \Phi_{R_t^{\text{Gaussian}}}(\Phi^{-1}(\eta_1),\Phi^{-1}(\eta_2),...,\Phi^{-1}(\eta_n))$ The copula correlation dynamics are also driven by the two parameters listed above for the t-copula. However, $\varepsilon_i^* = \Phi^{-1}(\eta_i = F_i(\varepsilon_i))$. In the dynamic grouped t-copula application, a two-step algorithm is adopted for convenience, which means R_t is first estimated from the dynamic Gaussian copula, and then degrees of freedom v_k are recovered for each group from the grouped t-copula with R_k^* fixed from the first step. While the quasi-likelihood function for dynamic Gaussian copula could be computed, in high dimensions convergence is not quaranteed and sometimes it fails or is sensitive to the starting values. To avoid the intrinsic biases in the usual likelihood estimator when the cross-section is large, in this study, the dynamic Gaussian copula is estimated by maximizing the composite likelihood proposed by Engle, Shephard and Sheppard (2008).

Using conditional dynamic copulas, it is relatively easy to construct and simulate multivariate distributions built on marginal distributions and a dependence structure. The GARCH-like dynamics in both variance and copula correlation offers multi-step-ahead predictions of a portfolio's returns simultaneously. In this study, the one-step-ahead simulation is explored. The CoES and ACOES can be

easily obtained by these simulated returns for each asset. The multi-period ahead CoES and &CoES can also be obtained by simulating multi-periods ahead in a similar way.

2.3 SHAPLEY VALUE METHODOLOGY

In this paper, the Shapley value methodology is employed as an allocation rule to assign a systemic risk contribution to each institution in the financial system. Since systemic risk can be distributed among financial institutions fairly, the additivity or efficiency property of Shapley values has a big advantage for macro-prudential policy. An introduction to Shapley values is presented in Drehmann and Tarashev (2013) and Cao (2014). The Shapley value of &CoES can be defined as:

$$Shapley_i(\Delta CoES) = \sum\nolimits_{S\subseteq N(i)} \frac{|S|! \, (n-|S|-1)!}{n!} \big(\Delta CoES(S \cup \{i\}) - \Delta CoES(S)\big),$$

where Δ CoES is the "characteristic function" considered, and n is the total number of financial institutions and the sum extends over all subsets S of N not containing financial institution L. This formula can be interpreted as the expected marginal contribution of financial institution L over the set of all permutations of the set of financial institutions.

2.4 THE EXPECTED CAPITAL SHORTAGE

The expected capital shortage introduced by Brownlees and Engle (2017) can also be simulated in the framework of dynamic conditional grouped t-copula. Consider a panel of financial institutions indexed by $i=1,\ldots,I$ observed at times $t=1,\ldots,T$. For each financial institution, D_i and W_i denote respectively the book value of its debt and the market or book value of its equity. Assuming that prudential management would restrict each institution to maintain equity as a fraction k of its total assets, the expected capital shortage can be defined as:

$$CS_{it+h|t} = -kD_{it} + (1-k)W_{it}MES_{it+h|t}(VaR_q^{R_{so}t+h:t})$$

where $MES_{it+n|t}(VaR_q^{R_{mt+n+1}}) = E_t(exp(R_{it+n+t})|R_{mt+n+t} < -VaR_q^{R_{mt+n+1}})$ is the tail expectation of the firm equity returns conditional on the systemic event expressed by $VaR_q^{R_{mt+n+1}}$ at q % = quantile of the conditional probability distribution of R_{mt+n+t} , and the return of total equity is denoted as the log return. The aggregated systemic risk of expected capital shortage – SRISK described by Brownlees and Engle (2017) in the financial system is

$$SRISK_t = \sum_{i=1}^{l} \max(0, CS_{it}),$$

SRISK is a function of a firm's size, leverage, and its expected equity loss given a market downturn. It can be thought of as the total amount of capital that the government would have to provide to bailout the financial system in the event of a crisis. Clearly $\textit{MES}_{it+h|t}(\textit{VaR}_q^{\textit{R}_{mt}+ht})$ depends on modeling a dynamic distribution. Brownlees and Engle (2017) propose several models only for a bivariate distribution. In this paper, the dynamic high-dimensional multivariate distribution modeled by the time varying grouped t-copula provides a more flexible way to assess the aggregated systemic risk of expected capital shortage under multiple adverse scenarios.

2.5 THE GENERALIZED DYNAMIC FACTOR MODEL ANALYSIS

Following Jin and Nadal De Simone (2012), this paper uses the two-sided GDFM of Forni et al. (2000) to examine total asset and equity emanating from the macro environment and from banks' and

investment funds' interconnectedness. The GDFM of Forni et al. (2000 & 2005) enables the efficient estimation of the common and idiosyncratic components of very large data sets. The GDFM assumes that each time series in a large data set is composed of two sets of unobserved components. First, the common components are driven by a small number of shocks that are common to the entire panel – each time series, has its own loading associated with the shocks. Second, the idiosyncratic components are specific to a particular variable and linearly orthogonal with the past, present, and future values of the common shocks. The common component of assets or equity values is best interpreted as the result of the underlying unobserved systemic risk process, and it is thus expected that it will be relatively persistent. The idiosyncratic component instead reflects local aspects of total assets or equity that are transient especially in the short term. However, it is far from negligible. This part of the integrated framework, therefore, links the dynamic behaviour of total assets or equity and the derived systemic risk measures to the evolution of the market as described by the macro-financial information matrix.

3 ECONOMIC APPLICATION

In this section, the different data sets of European banking groups, Luxembourg banks and investment funds are described, and the univariate model is briefly discussed. The proposed conditional dynamic grouped t-copula is applied to total equity returns and their corresponding common components estimated from the GDFM. Subsequently, several empirical measures of systemic risk are estimated, and the risk spillovers between banking groups, Luxembourg banks and investment funds are fully explored. Finally, the potential macroeconomic drivers of aggregate SRISK are investigated.

3.1 DATA

This study is applied to 30 major European banking groups, their respective 31 subsidiaries active in Luxembourg, two domestic Luxembourg banks, as well as 232 investment funds. All seven types of investment funds reported by national central banks of the Eurosystem to the ECB (Equity Funds, Bond Funds, Mixed Funds, Real Estate Funds, Hedge Funds, Other Funds and Money Market Funds) are also included in the analysis. The database contains quarterly balance sheet information from March 2003 to December 2016 for Luxembourg banks. However, for investment funds, the data is only available for the period from December 2008 to December 2016. All the Luxembourg banks and investment funds considered are unlisted, so quarterly book value data from the Banque centrale du Luxembourg's database are used. The 31 subsidiaries registered in Luxembourg represent about 55% of the total assets of the Luxembourg banking sector. When the two domestic Luxembourg banks are added to the list, the database represents nearly 62% of the total assets of the Luxembourg banking sector. Out of almost 4000 investment funds, the 232 investment funds selected by the rank-size distribution represent about 74% of the total assets of the Luxembourg investment fund sector.

For banks and investment funds, the book value equity is the difference between total assets and total liabilities. For European banking groups, stock prices, short-term borrowing including securities sold under repo agreement, long-term debt, and current number of shares outstanding are downloaded from Bloomberg; and the bank's asset values are estimated by the Merton model. The macroeconomic database used for the GDFM consists of government bond yields, stock price indices, industrial production, employment, GDP, consumer prices, housing prices, exchange rates, liquidity spreads, loans to households, loans to non-financial corporations, etc. from Bloomberg, DataStream, the BIS, Eurostat, and the ECB. The database comprises 234 series including three measures of the credit-to-GDP gap for the euro area, the UK and the US.

Figure 1 provides visual insights into the boom and bust of the financial sector. The figure shows the cumulative quarterly returns at median and interquartile range for each sector in the period of 2003-2016 and 2009-2016 respectively. The right panels in Figure 1 present the results of their corresponding common components. Between July 2005 and June 2007 the banking groups had steep growth, and starting from July 2007 their cumulative returns fell dramatically, hit the bottom at the beginning of 2009 and started a slow recovery that was interrupted by the European crisis in 2012 and Chinese stock market turbulence in 2015-16. However the interquartile range of cumulative returns of Luxembourg banks climbed up slowly until the end of 2009, and remained flatter and more dispersed later. In the short period from 2009, the performance of Luxembourg banks was muted with only marginal growth at the end of 2014. In contrast, Luxembourg investment funds had recorded a steady growth of total equities in the interquartile range over the whole sample period.

3.2 IN-SAMPLE ANALYSIS

To model the dynamic systemic risk, and to match to the monthly data of European banking groups and macroeconomic variables, the quarterly book-value data are converted to monthly frequency by cubic spline interpolation. An autoregressive model of order six, AR(6) is used to capture the return dependence over two quarters, a simple GARCH(1,1) model is employed to capture the second moment dependence for each financial institution, and a dynamic conditional grouped t-copula is used to model the dependence of these marginal distributions of all standardized residuals. The advantage of the composite likelihood approach is that the longest time span for each institution-pair can be used when estimating the model parameters, thus making the best possible use of a cross-section of data time series of unequal length.

Figure 2 shows the volatilities of equity returns at median and interquartile range for each sector in the two periods. The quarterly volatilities are aggregated by summing up the monthly volatilities in each quarter. The profiles of volatilities all look similar though at different scales. It suggests that the bookvalue equity obtained via the fair value or mark-to-market accounting rule reflects underlying market events. The volatilities of Luxembourg banks were more dispersed, mainly driven by their idiosyncratic components, while the common components for investment funds were more volatile, and the volatilities of investment funds have declined slowly since 2010.

Figure 3 shows the copula correlation of equity returns at median and interquartile range between these three sectors in the two periods. The copula correlations within a given sector ranked about 0.4 for banking groups, 0.2 for investment funds with a wider dispersion, and 0.1 for Luxembourg banks. However, the copula correlations across sectors were around zero except for those around 0.1 between banking groups and investment funds which is consistent with the unconditional correlations.

3.3 FORWARD-LOOKING ES AND ACOES

In order to fully examine the forward-looking measures of systemic risk through time, the parameters of the AR(6)-Garch(1,1), grouped t-copula and marginal semi-parametric form are all fixed as those estimated from the full sample, then all equity returns are simulated one-step-ahead. The measures of systemic risk constructed in this semi-forward-looking way still predict future, rather than contemporaneous events.

Figure 4 depicts the guarterly ES at q = 0.05 of equity returns at the median and interguartile range for these three sectors in the two periods. ES values for banking groups were higher around 25% on average and followed market events closely; however for Luxembourg banks, ES values were more volatile

around 4% with the 25% quantile above zero, and reflected their important idiosyncratic components. In contrast, the ES values for investment funds were a little lower around 2% and matched well with the European sovereign debt crisis and Chinese market turmoil.

In order to better understand the risk spillovers of equity returns across these three sectors, Table 1 outlines the key descriptive statistics of forward-looking \(^{\textsuperscript{\textsupe

3.4 FORWARD-LOOKING SHAPLEY-&COES

Table 2 provides the summary statistics of the estimated forward-looking Shapley-&CoES series and standard-ACoES series for Luxembourg's banking sector conditional on simultaneous distress in several panels of six Luxembourg's O-SIIs, four parent European G-SIBs, and 6 investment fund categories respectively during 2009-2016. The total risk, obtained by summing the marginal contribution of each constituent, gives the overall systemic risk contribution to the system when all constituents in the considered panel are in distress. The Shapley-ACoES of each constituent presents its own expected marginal contribution to the total risk which equals the sum of the Shapley values of each component of the system. Thus the total systemic risk can be attributed among constituents precisely. This additive property is desirable since it may help to facilitate the calibration of macro-prudential tools at the component level. The G-SIBs and O-SIIs can be ranked by their Shapley-∆CoES values. For example, on average over this period, among the four G-SIBs (the six O-SIIs), the highest marginal systemic risk contribution was from BG A (Lux E), whereas, based on their common components of Shapley-A CoES, it was from BG C (Lux D). The standard-ACOES measure is calculated on the adverse events of the considered institution independently from others. Thus the sum of the standard-ACoES measure is different from the total systemic risk in case of the simultaneous distress of all constituents in the considered panel. Actually it was larger than the total risk in the panel of 0-SIIs, and was smaller than the total risk in the panel of G-SIBs. This is because the correlations between O-SIIs were much smaller than those between G-SIBs in this period. If the authorities access the systemic risk based solely on standard &CoES, they might penalize the economy without gauging the potential contagion that an individual institution contributes to the financial system.

In the previous section, the analysis of \$\(\textit{LocES} \) of Luxembourg banks is only conditional on individual investment funds. Here the estimation of Shapley-\$\(\textit{LocES} \) values of these six investment fund categories can further help to rank their marginal contributions to the total risk of the Luxembourg banking sector by the fair and efficient allocation rule of Shapley values in mean or median. From highest to lowest, they are ranked as follows: MM Funds, RE Funds, Bond Funds, Mixed Funds, Hedge Funds, and Equity Funds. In contrast, according to their common components, the ranking from top to bottom is: MM Funds, RE Funds, Mixed Funds, Bond Funds, Equity funds and Hedge Funds. It suggests that the

idiosyncratic portion of the marginal contributions to total risk for some categories played an important role during this period. Furthermore, the marginal contribution to the total risk from bond funds, mixed funds and hedge funds became more important in 2016 given the persistent low interest rate environment in the euro area⁷¹.

3.5 FORWARD-LOOKING SRISK AND ITS ECONOMIC DETERMINANTS

In this section, the aggregate SRISK for all three sectors is explored at several difference levels, k (prudential ratios), and then the marginal effects from the market indices of 15 countries are examined. Finally, the macroeconomic determinants of the aggregate SRISK are fully assessed.

3.5.1 FORWARD-LOOKING SRISK

Figure 5 depicts the aggregate SRISK for 32 Luxembourg banks and 30 banking groups and 232 investment funds in the two periods. The SRISK series is computed using k = 8%, 12%, 22% and 33% respectively for both Luxembourg banks and banking groups. The profile of SRISK values for banking groups were mainly driven by the global financial crisis of 2007-2009 and the European crisis around 2012. As for the SRISK of Luxembourg banks, the series increased starting in 2004, and has maintained a higher level since the middle of 2005 and peaked around 2007-2008. It declined quickly from the middle of 2008, a half year before the decline of the banking groups. It became more sustained since the middle of 2010, and got down to a level lower than 2004, even without the dramatic impacts from the European sovereign debt crisis around 2012. In addition, considering the marginal contributions from 15 counties to the aggregate SRISK of Luxembourg banks and their parent banking groups in the period of 2009-2016⁷², France and Italy mattered most for banking groups. However, Luxembourg banks were more vulnerable to the systemic risk events from Luxembourg, the Netherlands, the United States, Denmark, and the United Kingdom. This result suggests that the aggregate SRISK of Luxembourg banks was affected differently by country compared with those of banking groups.

Out of all monthly data points from the 232 investment funds73, at least 98.3% (90%) have a fraction of equity over total assets more than 0.6 (0.9). In contrast, for these 33 Luxembourg banks, 97.4% of all data points have a fraction of equity over their total assets less than 0.33. The aggregate SRISKs for investment funds at k = 60%, 70%, 80%, and 90% are also explored. The values were very volatile with a long-term uptrend roughly until the middle of 2015, illustrating the important potential build-up of vulnerabilities in the investment fund sector.

3.5.2 FORWARD-LOOKING SRISK'S ECONOMIC DETERMINANTS

In an effort to better understand the forward-looking SRISK measure discussed in this paper, linear regressions of SRISK measures on various macroeconomic determinants were investigated for banking

- 71 This figure is not shown here to save space.
- 72 This table is not shown here to save space.
- 73 In Luxembourg, UCITS and non-UCITS are regulated by a set of national laws that have implemented the European Commission's UCITS IV Directive, the Sicar Law (Luxembourg, 2004), the Specialized Investment Funds Law (Luxembourg, 2007, 2010), and the 2013 Law that implemented the European Commission's Alternative Investment Fund Managers Directive (AIFMD). This regulatory framework is a comprehensive set of rules regarding the type of investors who can access different types of investment funds, the eligible investments, investment restrictions, the asset valuation approach and its frequency, funds' permitted leverage and exposure. In accordance with article 11 (2), article 28 (1) b) of the Law of 20 December 2002 relating to Undertakings for Collective Investment (as amended) - ("the Law"), a UCITS may borrow up to 10% of its NAV on a temporary basis (i.e. on a non-revolving basis) to meet redemptions. For non-UCITS funds which are to be sold to retail investors, total borrowing for investment purposes must not exceed 25 per cent of net assets.

groups, Luxembourg banks in the longer period, and all three sectors in the shorter period. The selected macroeconomic variables include the obvious measures of risk in the equity and CDS markets, government term structures and a number of macro variables which are reasonable additional metrics of the state of the economy, as well as a measure of liquidity risk. More precisely the set of euro area explanatory variables considered consists of the following variables: the log of GDP in current prices, the log of HICP all-items, the log of unemployment rates, consumer confidence indicator, three-month short-term interest rates, interest rate spread (10YR interest rates - 3M interest rates), liquidity spread (3M Euribor rates - 3M Germany T-bill rates)⁷⁴, the log of property prices, the log of loans to households, the log of loans to non-financial corporations, the log of market price index, the log of bank price index, the log of bank sector CDS index, the log of VSTOXX volatility index, the log of commodity S&P GSCI energy index, the log of Japanese yen, and the log of US dollar.

In order to avoid spurious regression results, the analyses were performed using short-term deviations and first differences. The short-term deviation is defined as the difference between a variable and its long-run trend extracted by Baxter-King filter. The first difference of a variable also includes the change in its long-run trend. Running the regressions in short-term deviations enables us to track the short-term effects along their long-run trends, while running the regressions in the differences allows us to address the impact of persistence on our variables.

Table 3 reports the regression results of aggregate SRISK for both 32 Luxembourg banks and 30 banking groups in the period of 2003-2016. The SRISK series is computed using k=8% or 12% respectively. Regressions are run in short-term deviations and first differences with Newey-West robust standard errors using a Bartlett kernel. A bold coefficient value indicates significance at the 95% level, whereas an italic value indicates significance at the 90% level. For banking groups, the results convey that the most relevant determinants of SRISK in the short-term deviations for both cases were the interest rate spread, bank price index, commodity S&P GSCI energy index, and consumer confidence indicator with signs in line with economic intuition. As for the results of the first differences, the most relevant determinants of SRISK were interest rate spread and market price index.

As regards Luxembourg banks, in the case of k = 0.08, the most relevant determinants of SRISK in the short-term deviations were market price index, bank price index, Japanese yen, liquidity spread, and marginally VSTOXX volatility index. In the case of k = 0.12, the most relevant determinants of SRISK were consumer confidence indicator, unemployment rate, loans to non-financial corporations, liquidity spread, commodity S&P GSCI energy index, Japanese yen, and marginally bank price index. It is interesting to note that without considering the long run trends, when loans to non-financial corporations were high, the expected capital shortage was actually low. As for the results of the first differences, the most relevant determinants of SRISK were interest rate spread, liquidity spread and commodity S&P GSCI energy index in the case of k = 0.08, and liquidity spread, commodity S&P GSCI energy index and Japanese yen in the case of k = 0.12. Since Luxembourg banks are liquidity suppliers to the parent institutions, the determinants underlying the SRISK of Luxembourg banks might be very different from those of banking groups.

Table 3 also reports the regression results of aggregate SRISK for the investment fund sector in the case of k = 90% and 70% respectively in the period of 2009-2016. The results of the regression in

⁷⁴ This spread represents the European equivalent of the TED spread, which is the difference between the interest rates on interbank loans and on short-term government debt ("T-bills"). Market participants look at this difference as a proxy for short-term liquidity risk. Clearly, it cannot be excluded that the proxy also captures some credit risk, and one could even argue an implicit government guarantee. However, the correlation between this measure and other proxies for liquidity also used in the literature, such as Euribor-OIS 3M spread, is almost 94%.

⁷⁵ The bandpass filter overcomes to some extent the well known drawbacks of the Hodrick-Prescott filter.

short-term deviations show that GDP, 3M interest rate, bank price index, commodity S&P GSCI energy index, and marginally VSTOXX volatility index and Japanese yen were the significant determinants in the case of k = 90%, whereas GDP, 3M interest rate, VSTOXX volatility index, commodity S&P GSCI energy index, US dollar and marginally bank price index and property price in the case of k = 70%. As for the results of the first difference, it is interesting to note that the most relevant determinants of SRISK were interest rate spread in the case of k = 0.90, and interest rate spread, US dollar, and marginally GDP and property prices in the case of k = 0.70.

CONCLUSIONS AND POSSIBLE MACRO-PRUDENTIAL POLICY IMPLICATIONS

In this paper, the idea of "Mark-to-Systemic-Risk" is first applied to the major balance sheet items for both Luxembourg banks and investment funds. Their parent banking groups with market data are also added for comparison. This study characterizes systemic risks and risk spillovers in equity returns for 33 Luxembourg banks, their 30 parent banking groups and 232 investment funds in the periods of 2003-2016 and 2009-2016 respectively. A dynamic grouped t-copula approach is proposed to estimate the forward-looking systemic risk measures &CoES, Shapley-&CoES, SRISK and CCR emanating from the balance-sheet items for each financial institution in the system, and the Shapley value rule is used to rank the systemic risk contributions from 6 Luxembourg O-SIIs, 4 parent European G-SIBs, and 6 investment fund categories. In order to deal with the procyclicality of the financial system activities and markets' generally poor assessment of systemic risk over time, the approach of this paper is also completed by linking the measures of systemic risk in the financial sector with a large set of macrofinancial variables using the two-sided GDFM of Forni et al. (2000).

Among other findings, six important stylized facts are documented in this study. First, in terms of equity returns, investment funds performed much better than both banking groups and Luxembourg banks, while Luxembourg banks revealed a diminished performance in the period of 2009-2016. Second, the similar profiles of volatilities for banking groups, Luxembourg banks and investment funds prove that the book-value equities by the fair value or mark-to-market accounting rule do reflect market events in a timely manner. Third, the dependencies of investment funds were lower than those of banking groups, however, they were still higher than those of Luxembourg banks. The dependencies were higher within their own sectors than those between sectors, and the cross-sectional dependencies were around zero except for those between banking groups and investment funds. Fourth, measured by ACoES of equity returns, Luxembourg banks were more sensitive to the adverse events from investment funds than banking groups, and investment funds were more sensitive to the adverse events from banking groups than from Luxembourg banks. Fifth, ranked by Shapley-ACoES values, money market funds had the highest marginal contribution to the total risk of Luxembourg banks while equity funds shared the least, and bond funds, mixed funds and hedge funds became more important toward the end of 2016 given the prolonged low interest rate environment. Finally, the aggregate SRISK for Luxembourg banks, banking groups, and investment funds was fully explored. The underlying macroeconomic determinants of SRISK of the three sectors are different. For instance, the changes in aggregate SRISK of banking groups were mainly driven by the interest rate spread and market price index, however, for Luxembourg banks they were driven by the interest rate spread, liquidity spread and commodity S&P GSCI energy index. Additionally, as regards the marginal contributions to the aggregate SRISK in the period of 2009-2016, France and Italy mattered most for banking groups, however, Luxembourg banks were more vulnerable to systemic risk events from Luxembourg, the Netherlands, the United States, Denmark, and the United Kingdom.

The approach could provide a valuable addition to the traditional toolkit for assessing time varying risks to the stability of the financial system. It also represents a tool that can track changes in forward-looking systemic risks and risk spillovers in the financial system in the context of a build-up of vulnerabilities. Given that this paper's approach explicitly links systemic risk measures with the state of the macroeconomy in order to determine their underlying macro factors, it helps to facilitate a more informed discussion of the potential measures to address the observed vulnerabilities. In particular, the approach may be useful for assisting the calibration of the instruments of the macro-prudential toolkit.

REFERENCES

Adrian, T., and Brunnermeier, M. (2011). Covar. working paper, National Bureau of Economic Research.

Brownlees, C., and Engle, R. F. (2017). Srisk: A conditional capital shortfall measure of systemic risk. The Review of Financial Studies 30, 1, 48-79.

Cao, Z. (2014). Multi-covar and shapley value: A systemic risk measure. Working paper, Banque de France.

Daul, S., Lindskog, F., ETH Zurich, R., McNeil, A., and Zurich, E. (2003). The grouped t-copula with an application to credit risk. Journal of Risk 16, 73-76.

Drehmann, M., and Tarashev, N. (2013). Measuring the systemic importance of interconnected banks. Journal of Financial Intermediation 22, 4, 586-607.

Engle, R. F. (2002). Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. Journal of Business & Economic Statistics 20, 3, 339-350.

Engle, R. F., Shephard, N., and Sheppard, K. (2008). Fitting vast dimensional time-varying covariance models. Economics Series Working Papers 403, University of Oxford, Department of Economics.

Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., and Reichlin, L. (2000). The generalized dynamic-factor model: Identification and estimation. The Review of Economics and Statistics 82, 4, 540-554.

Forni, M., Hallin, M., Lippi, M., and Reichlin, L. (2005). The generalized dynamic factor model: One-sided estimation and forecasting. Journal of the American Statistical Association 100 (2005), 830-840.

Jin, X., and de A. Nadal De Simone, F. (2012). An early-warning and dynamic forecasting framework of default probabilities for the macroprudential policy arsenal? Cahiers d'ètudes 75, Banque centrale du Luxembourg.

McNeil, A. J. (1999). Extreme value theory for risk managers. In Internal Modelling & CAD II: Qualifying and Quantifying Risk Within a Financial Institution, Risk executive report. Risk, pp. 93-113.

McNeil, A. J., and Frey, R. (2000). Estimation of tail-related risk measures for heteroscedastic financial time series: an extreme value approach. Journal of Empirical Finance 7, 3, 271-300. Special issue on Risk Management.

Patton, A. J. (2012). A review of copula models for economic time series. Journal of Multivariate Analysis 110, 4-18. Special Issue on Copula Modeling and Dependence.

Table 1: Matrix of Forward-Looking $\triangle CoES$ in Percentage

| | | MIN | MEAN | Q25% | MEDIAN | Q75% | MAX | MIN | MEAN | Q25% | MEDIAN | Q75% | MAX |
|------------------|--------|--------|--------|------------|-----------|-------|-------|-------------------|-------|---------|-----------|-------|-------|
| | | | PORTI | OLIO OF B | ANKING GR | OUPS | | | C | оммон с | OMPONENT: | S | |
| | MEDIAN | 0.83 | 8.95 | 7.78 | 9.74 | 10.67 | 11.34 | 5.30 | 13.28 | 12.91 | 14.71 | 15.08 | 15.09 |
| BANKING GROUPS | Q25% | -0.65 | 7.30 | 6.60 | 7.99 | 8.90 | 9.38 | 2.84 | 11.15 | 10.39 | 11.87 | 12.17 | 12.19 |
| | Q75% | 1.54 | 9.92 | 8.87 | 10.89 | 12.13 | 12.58 | 8.81 | 17.88 | 18.01 | 19.69 | 20.35 | 20.36 |
| | MEDIAN | -8.16 | -0.25 | -3.16 | -0.10 | 2.16 | 7.03 | -21.78 | -4.29 | -8.76 | -3.77 | 1.84 | 8.91 |
| LUXEMBOURG BANKS | Q25% | -10.24 | -0.68 | -3.64 | -0.52 | 1.70 | 5.76 | -27.82 | -5.36 | -10.68 | -5.17 | 0.94 | 5.58 |
| | Q75% | -6.38 | 0.10 | -2.12 | 0.29 | 3.55 | 9.79 | -14.47 | -2.79 | -6.85 | -1.86 | 2.84 | 11.56 |
| | MEDIAN | -11.91 | 2.38 | 0.26 | 3.31 | 5.65 | 9.98 | -16.56 | 2.50 | 0.24 | 3.23 | 5.93 | 12.50 |
| INVESTMENT FUNDS | Q25% | -15.32 | 1.88 | -0.04 | 2.37 | 4.16 | 8.97 | -25.27 | 1.76 | -0.35 | 2.21 | 3.91 | 8.59 |
| | Q75% | -8.82 | 4.64 | 2.13 | 5.57 | 8.08 | 12.00 | -11.48 | 3.47 | 0.86 | 5.80 | 9.10 | 16.75 |
| | | | PORTFO | LIO OF LU | XEMBOURG | BANKS | | | C | оммон с | OMPONENT: | S | |
| | MEDIAN | -1.27 | -0.32 | -0.63 | -0.34 | -0.03 | 0.87 | -1.84 | -0.94 | -1.25 | -1.00 | -0.66 | 0.19 |
| BANKING GROUPS | Q25% | -1.57 | -0.41 | -0.75 | -0.40 | -0.11 | 0.56 | -2.06 | -1.09 | -1.51 | -1.13 | -0.80 | 0.06 |
| | Q75% | -1.16 | -0.25 | -0.54 | -0.26 | 0.10 | 1.05 | -1.46 | -0.76 | -1.04 | -0.76 | -0.45 | 0.41 |
| | MEDIAN | -0.53 | 1.00 | 0.51 | 1.01 | 1.49 | 2.39 | -0.67 | 0.81 | 0.31 | 0.86 | 1.42 | 1.77 |
| LUXEMBOURG BANKS | Q25% | -0.83 | 0.88 | 0.41 | 0.80 | 1.38 | 2.10 | -0.83 | 0.70 | 0.26 | 0.73 | 1.17 | 1.51 |
| | Q75% | -0.37 | 1.19 | 0.65 | 1.23 | 1.89 | 2.80 | -0.46 | 1.05 | 0.46 | 1.09 | 1.75 | 2.11 |
| | MEDIAN | -1.86 | -0.07 | -0.50 | -0.04 | 0.33 | 1.76 | -1.93 | -0.07 | -0.48 | -0.07 | 0.30 | 1.50 |
| INVESTMENT FUNDS | Q25% | -2.21 | -0.28 | -0.81 | -0.35 | 0.25 | 1.50 | -2.20 | -0.25 | -0.78 | -0.27 | 0.19 | 1.30 |
| | Q75% | -1.64 | 0.07 | -0.36 | 0.07 | 0.49 | 2.00 | -1.39 | 0.08 | -0.35 | 0.10 | 0.54 | 1.87 |
| | | | PORTF | OLIO OF IN | VESTMENT | FUNDS | | COMMON COMPONENTS | | | | | |
| | MEDIAN | -0.73 | 0.97 | 0.15 | 0.75 | 1.64 | 3.09 | -0.34 | 0.51 | 0.17 | 0.54 | 0.86 | 1.23 |
| BANKING GROUPS | Q25% | -0.93 | 0.69 | -0.16 | 0.48 | 1.32 | 2.54 | -0.59 | 0.36 | 0.09 | 0.37 | 0.62 | 1.06 |
| | Q75% | -0.60 | 1.10 | 0.34 | 0.98 | 1.85 | 3.96 | -0.18 | 0.71 | 0.32 | 0.81 | 1.16 | 1.65 |
| | MEDIAN | -1.40 | -0.04 | -0.77 | -0.40 | 0.33 | 2.51 | -1.54 | -0.09 | -0.49 | -0.10 | 0.30 | 1.34 |
| LUXEMBOURG BANKS | Q25% | -1.54 | -0.23 | -0.87 | -0.49 | 0.14 | 1.90 | -2.34 | -0.16 | -0.69 | -0.24 | 0.23 | 1.13 |
| | Q75% | -1.23 | 0.23 | -0.69 | -0.16 | 0.77 | 3.16 | -1.30 | 0.02 | -0.36 | -0.02 | 0.39 | 1.92 |
| | MEDIAN | -1.55 | 2.42 | 0.95 | 2.50 | 4.19 | 4.97 | -1.86 | 1.17 | 0.63 | 1.51 | 1.89 | 1.95 |
| INVESTMENT FUNDS | Q25% | -1.80 | 2.00 | 0.57 | 2.09 | 3.10 | 3.64 | -2.27 | 0.93 | 0.50 | 1.19 | 1.51 | 1.57 |
| | Q75% | -1.27 | 3.27 | 1.25 | 3.33 | 5.64 | 6.18 | -1.63 | 1.46 | 0.87 | 1.88 | 2.36 | 2.43 |

Note: This table reports the key descriptive statistics of Forward-looking $\Delta CoES$ of the value-weighted financial systems which consists of 30 banking groups, 33 Luxembourg banks, and 232 investment funds respectively conditional on events of each financial institution in these three sectors in the sample period from December, 2009 to December, 2016.

Table 2:
Shapley - ▲CoES and Standard ▲CoES in Percentage

| | SHAPLEY VALUE | | | | | | STANDARD VALUE | | | | | | | |
|--------------------|---------------|------|-------|-------|--------|-------|----------------|----------|------|-------|-------|--------|-------|-------|
| | MEAN | STD | MIN | Q25% | MEDIAN | Q75% | MAX | MEAN | STD | MIN | Q25% | MEDIAN | Q75% | MAX |
| BG A | 0.26 | 0.39 | -0.60 | -0.01 | 0.36 | 0.58 | 0.83 | 0.22 | 0.60 | -1.44 | -0.10 | 0.37 | 0.57 | 1.17 |
| BG B | 0.11 | 0.31 | -0.61 | -0.11 | 0.10 | 0.35 | 0.61 | -0.24 | 0.35 | -0.83 | -0.44 | -0.32 | -0.07 | 0.52 |
| BG C | -0.59 | 0.35 | -1.44 | -0.80 | -0.62 | -0.32 | 0.10 | -0.51 | 0.45 | -1.37 | -0.77 | -0.56 | -0.23 | 0.52 |
| BG D | 0.05 | 0.37 | -0.84 | -0.10 | 0.21 | 0.33 | 0.68 | -0.05 | 0.59 | -1.26 | -0.34 | -0.01 | 0.17 | 1.53 |
| Total Risk (Sum) | -0.17 | 0.57 | -1.58 | -0.47 | 0.02 | 0.20 | 0.78 | -0.58 | 1.70 | -3.98 | -1.15 | -0.52 | 0.24 | 3.61 |
| Lux A | 0.25 | 0.18 | -0.14 | 0.14 | 0.29 | 0.37 | 0.62 | 2.04 | 0.61 | 0.45 | 1.64 | 2.12 | 2.47 | 3.13 |
| Lux B | 0.06 | 0.23 | -0.50 | -0.06 | 0.12 | 0.18 | 0.59 | 1.60 | 0.67 | 0.37 | 1.14 | 1.44 | 1.95 | 3.09 |
| Lux C | -0.25 | 0.39 | -0.96 | -0.50 | -0.26 | 0.05 | 0.49 | 0.84 | 1.09 | -1.16 | -0.06 | 0.88 | 1.49 | 3.23 |
| Lux D | -0.36 | 0.34 | -1.16 | -0.46 | -0.33 | -0.17 | 0.20 | 1.40 | 0.32 | 0.79 | 1.14 | 1.41 | 1.63 | 2.04 |
| Lux E | 0.26 | 0.13 | -0.01 | 0.18 | 0.26 | 0.35 | 0.53 | 2.21 | 0.51 | 1.17 | 1.95 | 2.28 | 2.50 | 3.40 |
| Lux F | 0.00 | 0.36 | -1.06 | -0.15 | 0.11 | 0.27 | 0.44 | 1.84 | 0.70 | 0.45 | 1.23 | 1.95 | 2.22 | 3.18 |
| Total Risk (Sum) | -0.03 | 0.08 | -0.35 | -0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.00 | 9.93 | 2.72 | 4.96 | 8.66 | 9.78 | 11.52 | 15.95 |
| Equity Funds | -0.13 | 0.14 | -0.32 | -0.24 | -0.15 | -0.04 | 0.27 | -0.48 | 0.61 | -1.61 | -0.80 | -0.47 | -0.24 | 1.08 |
| Bond Funds | -0.01 | 0.18 | -0.36 | -0.10 | 0.01 | 0.11 | 0.31 | -0.14 | 0.82 | -1.77 | -0.81 | -0.12 | 0.24 | 1.66 |
| Mixed Funds | -0.04 | 0.13 | -0.27 | -0.13 | -0.03 | 0.07 | 0.26 | -0.09 | 0.65 | -1.46 | -0.57 | -0.15 | 0.21 | 1.40 |
| Real Estate Funds | 0.03 | 0.22 | -0.45 | -0.13 | 0.03 | 0.19 | 0.47 | -0.11 | 0.60 | -1.77 | -0.46 | -0.19 | 0.17 | 1.23 |
| Hedge Funds | -0.04 | 0.18 | -0.37 | -0.18 | -0.06 | 0.06 | 0.41 | -0.10 | 0.72 | -1.15 | -0.68 | -0.22 | 0.26 | 1.69 |
| Money Market Funds | 0.21 | 0.22 | -0.20 | 0.05 | 0.18 | 0.33 | 0.76 | 0.38 | 0.51 | -0.94 | 0.07 | 0.37 | 0.70 | 1.43 |
| Total Risk (Sum) | 0.02 | 0.03 | -0.01 | -0.00 | 0.00 | 0.04 | 0.12 | -0.54 | 2.37 | -4.85 | -2.03 | -1.05 | 1.96 | 4.12 |
| | | | | | | С | оммон с | OMPONENT | S | | | | | |
| BG A | -0.26 | 0.23 | -0.55 | -0.46 | -0.27 | -0.11 | 0.41 | -1.15 | 0.54 | -2.11 | -1.56 | -1.26 | -0.72 | 0.03 |
| BG B | -0.72 | 0.36 | -1.77 | -0.96 | -0.73 | -0.61 | 0.15 | -1.64 | 0.54 | -2.83 | -2.04 | -1.51 | -1.22 | -0.75 |
| BGC | -0.22 | 0.22 | -0.68 | -0.37 | -0.22 | -0.07 | 0.24 | -0.85 | 0.36 | -1.61 | -1.16 | -0.84 | -0.58 | -0.11 |
| BG D | -0.44 | 0.33 | -1.52 | -0.71 | -0.37 | -0.20 | 0.18 | -1.33 | 0.58 | -2.43 | -1.93 | -1.25 | -0.98 | -0.33 |
| Total Risk (Sum) | -1.63 | 0.76 | -3.28 | -2.21 | -1.64 | -1.11 | -0.26 | -4.98 | 1.67 | -8.52 | -6.08 | -4.87 | -3.68 | -2.08 |
| Lux A | -0.01 | 0.13 | -0.36 | -0.08 | 0.02 | 0.07 | 0.23 | 1.29 | 0.47 | 0.56 | 0.95 | 1.20 | 1.54 | 2.27 |
| Lux B | 0.08 | 0.15 | -0.23 | -0.04 | 0.10 | 0.18 | 0.37 | 1.41 | 0.56 | 0.62 | 0.94 | 1.36 | 1.78 | 2.56 |
| Lux C | -0.36 | 0.25 | -0.84 | -0.56 | -0.32 | -0.14 | -0.02 | 0.51 | 0.47 | -0.40 | 0.13 | 0.55 | 0.86 | 1.47 |
| Lux D | 0.27 | 0.07 | 0.13 | 0.23 | 0.26 | 0.31 | 0.43 | 1.82 | 0.41 | 1.16 | 1.50 | 1.76 | 2.11 | 2.73 |
| Lux E | -0.08 | 0.20 | -0.49 | -0.22 | -0.11 | 0.10 | 0.26 | 1.11 | 0.52 | 0.23 | 0.74 | 1.07 | 1.36 | 2.20 |
| Lux F | 0.04 | 0.17 | -0.42 | -0.02 | 0.06 | 0.17 | 0.25 | 1.63 | 0.47 | 0.86 | 1.29 | 1.59 | 1.89 | 2.72 |
| Total Risk (Sum) | -0.05 | 0.07 | -0.24 | -0.11 | -0.00 | -0.00 | 0.00 | 7.77 | 2.00 | 4.84 | 6.28 | 7.64 | 8.74 | 12.16 |
| Equity Funds | -0.11 | 0.16 | -0.37 | -0.22 | -0.15 | -0.03 | 0.25 | -0.45 | 0.45 | -1.57 | -0.77 | -0.44 | -0.16 | 0.45 |
| Bond Funds | -0.07 | 0.14 | -0.43 | -0.12 | -0.06 | 0.04 | 0.11 | -0.48 | 0.40 | -1.46 | -0.73 | -0.46 | -0.25 | 0.43 |
| Mixed Funds | 0.01 | 0.12 | -0.27 | -0.09 | 0.02 | 0.09 | 0.25 | -0.09 | 0.53 | -1.49 | -0.42 | -0.23 | 0.29 | 0.84 |
| Real Estate Funds | 0.19 | 0.17 | -0.08 | 0.07 | 0.19 | 0.28 | 0.80 | 0.28 | 0.67 | -0.88 | -0.16 | 0.07 | 0.86 | 1.65 |
| Hedge Funds | -0.23 | 0.30 | -0.99 | -0.49 | -0.23 | -0.02 | 0.24 | -0.69 | 1.17 | -3.24 | -1.51 | -0.56 | -0.05 | 1.67 |
| Money Market Funds | 0.22 | 0.20 | -0.08 | 0.08 | 0.16 | 0.40 | 0.72 | 0.06 | 0.68 | -1.27 | -0.44 | 0.18 | 0.53 | 1.45 |
| Total Risk (Sum) | 0.01 | 0.03 | -0.00 | -0.00 | 0.00 | 0.00 | 0.13 | -1.36 | 2.68 | -5.49 | -3.23 | -2.01 | -0.17 | 4.30 |

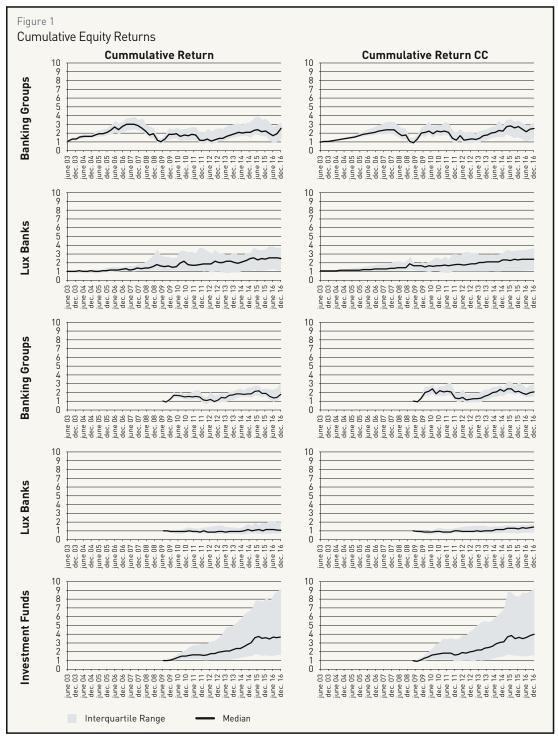
Note: This table reports the key descriptive statistics of Shapley- $\Delta CoES$ and Standard $\Delta CoES$ for 6 Luxembourg's Other Systemically Important Institutions (OSIIs), 4 Global Systemically Important Banks (G-SIBs), and 6 investment fund categories in the sample period from December, 2009 to December, 2016.

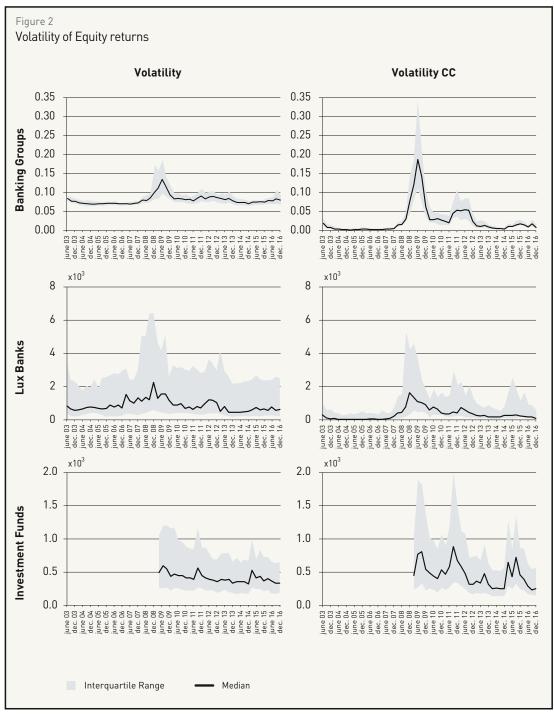
ANNEXES Table 3:

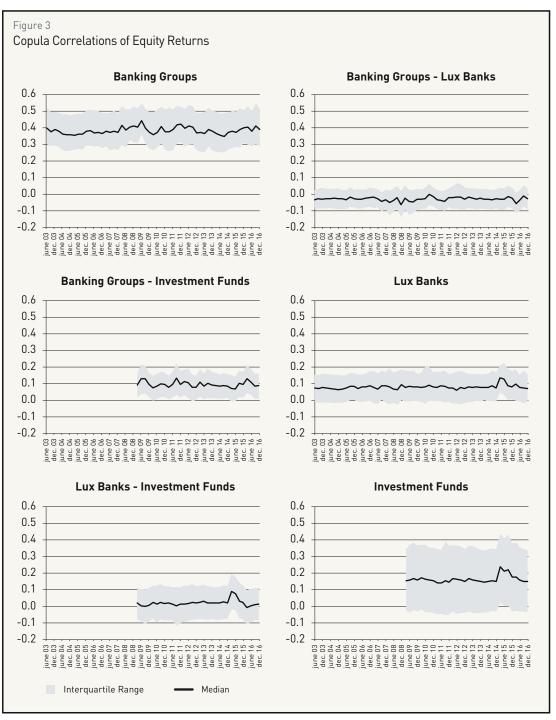
Macroeconomic Determinants of Aggregate SRISK

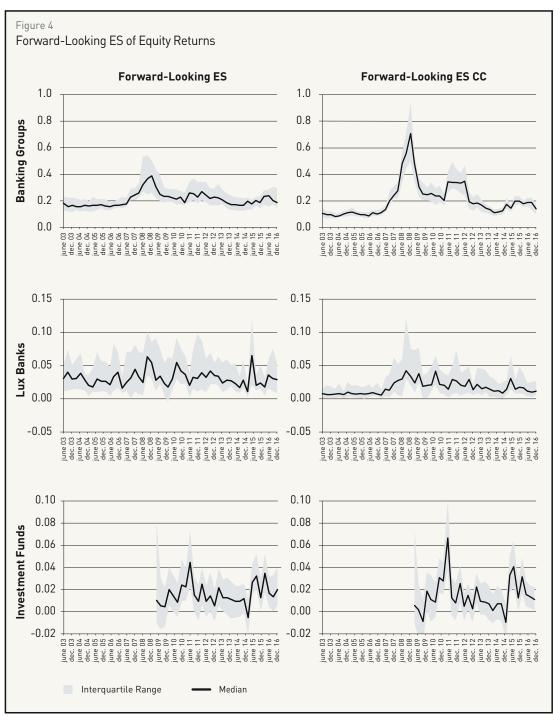
| | BANKING GROUPS (2003Q4-2016Q4) | | | | | | | | | | | | | |
|---|--------------------------------|---------------|--------------|-----------------|-----------------------|---------------|---------------------------|---------------------|--------------|----------------|----------------|--------------|--|--|
| | | | SION IN SHOP | RT-TERM DEVI | ATIONS | | | RI | EGRESSION IN | N DIFFERENCES | | | | |
| | | K = 0.08 | | | K = 0.12 | | | K = 0.08 | | K = 0.12 | | | | |
| | ESTIMATE | TSTAT | PVALUE | ESTIMATE | TSTAT | PVALUE | ESTIMATE | TSTAT | PVALUE | ESTIMATE | TSTAT | PVALUE | | |
| Constant | 0.00 | 0.05 | 0.96 | -0.00 | -0.02 | 0.99 | -0.01 | -0.36 | 0.72 | -0.00 | -0.12 | 0.90 | | |
| GDP | 10.75 | 1.16 | 0.25 | 4.94 | 0.79 | 0.43 | 4.79 | 0.66 | 0.51 | 2.80 | 0.51 | 0.61 | | |
| HICP | -2.13 | -0.26 | 0.79 | -2.04 | -0.36 | 0.72 | 1.88 | 0.20 | 0.84 | -2.57 | -0.42 | 0.68 | | |
| Unemployment Rate | -1.99 | -0.89 | 0.37 | 0.08 | 0.06 | 0.95 | -0.48 | -0.27 | 0.78 | 0.20 | 0.18 | 0.85 | | |
| Consumer Confidence Indicator | -0.03 | -2.32 | 0.02 | -0.02 | -2.17 | 0.03 | -0.02 | -1.08 | 0.28 | -0.01 | -1.19 | 0.23 | | |
| Interest Rate 3M | -0.10 | -0.80 | 0.43 | -0.01 | -0.15 | 0.88 | -0.05 | -0.40 | 0.69 | -0.01 | -0.14 | 0.89 | | |
| Interest Rate Spread | -0.36 | -4.04 | 0.00 | -0.24 | -3.89 | 0.00 | -0.18 | -2.37 | 0.02 | -0.14 | -2.66 | 0.01 | | |
| Liquidity Spread | 0.08 | 1.27 | 0.20 | 0.07 | 1.57 | 0.12 | 0.07 | 0.79 | 0.43 | 0.06 | 0.97 | 0.33 | | |
| Property Price | -15.45 | -1.70 | 0.09 | -7.47 | -1.19 | 0.24 | -4.55 | -0.67 | 0.51 | -3.05 | -0.62 | 0.53 | | |
| Loans to Households | -6.55 | -0.99 | 0.32 | -0.01 | -0.00 | 1.00 | 2.65 | 0.50 | 0.62 | 3.39 | 0.82 | 0.41 | | |
| Loans to Non-Financial Corps | -3.93 | -0.62 | 0.54 | -6.17 | -1.32 | 0.19 | 1.86 | 0.66 | 0.51 | 1.41 | 0.68 | 0.50 | | |
| Market Price Index | -0.71 | -0.81 | 0.42 | -0.17 | -0.27 | 0.78 | -1.60 | -2.00 | 0.05 | -1.16 | -1.99 | 0.05 | | |
| Bank Price Index | -0.80 | -2.22 | 0.03 | -0.64 | -2.46 | 0.01 | -0.01 | -0.03 | 0.98 | -0.04 | -0.17 | 0.86 | | |
| Bank Sector CDS Index | 0.07 | 0.69 | 0.49 | 0.00 | 0.02 | 0.98 | 0.04 | 0.41 | 0.68 | -0.01 | -0.09 | 0.93 | | |
| VSTOXX Volatility Index | 0.04 | 0.29 | 0.77 | 0.03 | 0.31 | 0.75 | 0.04 | 0.33 | 0.74 | -0.01 | -0.18 | 0.86 | | |
| Commodity S&P GSCI Energy Index | 0.45 | 2.83 | 0.00 | 0.34 | 2.92 | 0.00 | 0.15 | 0.76 | 0.45 | 0.24 | 1.88 | 0.06 | | |
| Japanese yen | -0.80 | -1.08 | 0.28 | -0.67 | -1.35 | 0.18 | -0.59 | -0.89 | 0.37 | -0.32 | -0.72 | 0.47 | | |
| US dollar | 0.63 | 0.91 | 0.36 | 0.04 | 0.09 | 0.93 | 0.68 | 0.86 | 0.39 | 0.55 | 1.05 | 0.29 | | |
| R-squared | | 0.58 | | | 0.55 | ADOLIDO DANI | KS (2003Q4-20 | 0.27 | | | 0.26 | | | |
| Constant | 0.00 | 0.22 | 0.7/ | 0.00 | | | | | 0.7/ | 0.00 | 0.00 | 0.00 | | |
| Constant GDP | -0.00 2.02 | -0.33 0.31 | 0.74 | -0.00 -3.58 | -0.12 -1.32 | 0.90 0.19 | -0.01 -2.62 | -0.34 -0.50 | 0.74 | -0.00 -3.39 | -0.08 -1.58 | 0.93 0.11 | | |
| HICP | 3.23 | | | | -1.32 -1.92 | | 5.53 | | 0.62 | -3.39 | -0.66 | 0.11 | | |
| | -2.82 | 0.26 | 0.80 | -10.24 -2.73 | | 0.05 | 0.67 | 0.69 | 0.49 | 0.05 | 0.10 | | | |
| Unemployment Rate Consumer Confidence Indicator | 0.01 | -1.19 1.23 | 0.23 | -2.73 | -2.68 -0.41 | 0.01 | 0.00 | 0.54 | 0.57 | 0.00 | 1.16 | 0.92 0.25 | | |
| Interest Rate 3M | | -0.31 | 0.22 | | -0.41 | | | | 0.67 | | 0.66 | 0.23 | | |
| Interest Rate Spread | -0.05 0.09 | 1.08 | 0.75 | -0.01 -0.01 | -0.25 | 0.80 | 0.12 0.13 | 1.15 2.14 | 0.25 | 0.03 -0.00 | -0.06 | 0.95 | | |
| Liquidity Spread | 0.07 | 1.92 | 0.26 | 0.05 | 1.93 | 0.05 | 0.13 | 2.14 | 0.03 | 0.06 | 2.48 | 0.73 | | |
| Property Price | -8.40 | -1.07 | 0.08 | -0.87 | -0.20 | 0.03 | 2.47 | 0.44 | 0.66 | 2.45 | 1.24 | 0.01 | | |
| Loans to Households | -3.85 | -0.76 | 0.45 | 2.70 | 0.91 | 0.36 | 0.03 | 0.44 | 0.88 | 0.06 | 0.03 | 0.22 | | |
| Loans to Non-Financial Corps | 2.55 | 0.43 | 0.43 | -6.33 | -2.14 | 0.03 | -0.40 | -0.24 | 0.77 | 0.06 | 0.03 | 0.41 | | |
| Market Price Index | -2.74 | -2.36 | 0.02 | 0.46 | 1.44 | 0.03 | -0.40 | -0.24 | 0.36 | -0.23 | -0.77 | 0.44 | | |
| Bank Price Index | 1.33 | 2.45 | 0.02 | -0.38 | -1.67 | 0.10 | 0.64 | 1.40 | 0.36 | 0.05 | 0.35 | 0.73 | | |
| Bank Sector CDS Index | 0.02 | 0.22 | 0.82 | -0.02 | -0.38 | 0.70 | 0.04 | 0.70 | 0.48 | -0.01 | -0.31 | 0.76 | | |
| VSTOXX Volatility Index | -0.25 | -1.67 | 0.10 | 0.02 | 0.29 | 0.77 | -0.07 | -0.81 | 0.40 | -0.04 | -0.94 | 0.75 | | |
| Commodity S&P GSCI Energy Index | 0.15 | 0.78 | 0.44 | 0.33 | 3.77 | 0.00 | 0.43 | 1.96 | 0.42 | 0.23 | 4.23 | 0.00 | | |
| Japanese yen | 2.56 | 2.53 | 0.44 | 1.18 | 3.80 | 0.00 | 1.08 | 1.71 | 0.09 | 0.66 | 2.82 | 0.00 | | |
| US dollar | -1.35 | -1.62 | 0.01 | 0.36 | 1.07 | 0.28 | -0.59 | -0.82 | 0.41 | 0.03 | 0.16 | 0.87 | | |
| R-squared | -1.55 | 0.44 | 0.11 | 0.50 | 0.54 | 0.20 | -0.37 | 0.24 | 0.41 | 0.03 | 0.23 | 0.07 | | |
| in-squareu | | 0.44 | | | | TMENT FIIND | DS (2009Q3-201 | | | 0.23 | | | | |
| | | K = 0.9 | | | K = 0.7 | ATTALLATE ONL | /3 (200 / Q 0 20) | K = 0.9 | | | K = 0.7 | | | |
| Constant | 0.00 | 0.13 | 0.90 | 0.00 | 0.12 | 0.90 | -0.00 | -0.12 | 0.91 | -0.02 | -0.26 | 0.79 | | |
| GDP | 56.04 | 3.03 | 0.00 | 125.41 | 2.95 | 0.00 | 12.93 | 1.54 | 0.12 | 35.47 | 1.86 | 0.06 | | |
| HICP | -7.05 | -0.37 | 0.71 | -3.64 | -0.10 | 0.92 | 4.32 | 0.40 | 0.69 | 8.26 | 0.35 | 0.73 | | |
| Unemployment Rate | -1.40 | -0.34 | 0.73 | -4.39 | -0.64 | 0.52 | -0.79 | -0.39 | 0.70 | -1.93 | -0.50 | 0.62 | | |
| Consumer Confidence Indicator | -0.00 | -0.08 | 0.74 | 0.04 | 1.15 | 0.25 | 0.00 | 0.20 | 0.84 | 0.02 | 0.62 | 0.53 | | |
| Interest Rate 3M | 0.99 | 2.58 | 0.01 | 1.76 | 2.21 | 0.03 | 0.11 | 0.47 | 0.64 | 0.04 | 0.08 | 0.93 | | |
| Interest Rate Spread | -0.29 | -1.39 | 0.16 | -0.45 | -1.17 | 0.24 | -0.29 | -2.33 | 0.02 | -0.48 | -2.04 | 0.04 | | |
| Liquidity Spread | 0.20 | 1.45 | 0.15 | 0.32 | 1.04 | 0.30 | -0.10 | -1.08 | 0.28 | -0.16 | -0.80 | 0.42 | | |
| Property Price | -24.90 | -1.33 | 0.18 | -70.75 | -1.86 | 0.06 | -8.47 | -1.14 | 0.26 | -22.75 | -1.73 | 0.08 | | |
| Loans to Households | -16.05 | -0.96 | 0.34 | -47.06 | -1.59 | 0.11 | -5.93 | -0.63 | 0.53 | -16.20 | -1.21 | 0.23 | | |
| Loans to Non-Financial Corps | 2.45 | 0.25 | 0.80 | 13.55 | 0.76 | 0.45 | 2.21 | 0.38 | 0.70 | 7.12 | 0.62 | 0.53 | | |
| Market Price Index | -0.63 | -0.47 | 0.64 | -3.47 | -1.30 | 0.19 | -0.83 | -0.67 | 0.50 | -2.41 | -0.90 | 0.37 | | |
| Bank Price Index | -1.67 | -2.30 | 0.02 | -2.34 | -1.67 | 0.09 | 0.12 | 0.20 | 0.84 | 0.82 | 0.68 | 0.50 | | |
| Bank Sector CDS Index | -0.06 | -0.16 | 0.87 | 0.28 | 0.42 | 0.68 | 0.10 | 0.54 | 0.59 | 0.24 | 0.61 | 0.54 | | |
| VSTOXX Volatility Index | -0.38 | -1.78 | 0.08 | -1.06 | -2.53 | 0.01 | -0.16 | -1.46 | 0.15 | -0.33 | -1.30 | 0.19 | | |
| Commodity S&P GSCI Energy Index | 1.68 | 3.48 | 0.00 | 2.89 | 3.71 | 0.00 | 0.52 | 1.57 | 0.12 | 0.63 | 1.12 | 0.26 | | |
| Japanese yen | 1.41 | 1.70 | 0.09 | 0.68 | 0.37 | 0.71 | -0.48 | -0.56 | 0.58 | -1.17 | -0.63 | 0.53 | | |
| US dollar | 1.59 | 0.90 | 0.37 | 6.21 | 2.10 | 0.04 | 2.13 | 1.50 | 0.13 | 5.98 | 2.15 | 0.03 | | |
| R-squared | | 0.44 | - | | 0.46 | | | 0.20 | | | 0.21 | | | |

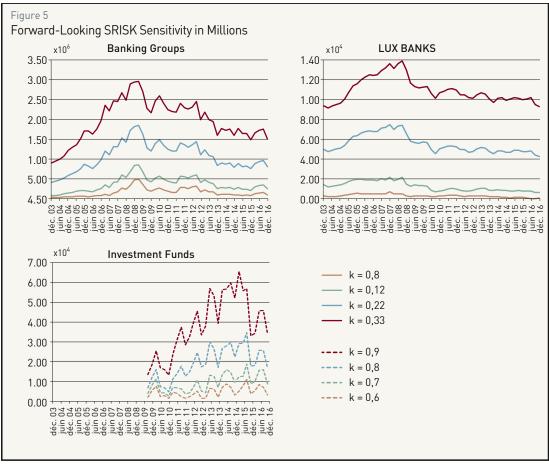
Note: This table reports the regression results of the aggregate SRISK for both 32 Luxembourg banks and 30 banking groups in the period from December, 2003 to December, 2016, and 232 investment funds in the period from September, 2009 to December, 2016. The SRISK series is computed using k = 8%, 12% for banks, and 90%, 70% for investment funds. Regressions are run in short-term deviations and first differences with Newey-West robust standard errors using a Bartlett kernel. A bold coefficient value indicates significance at the 95% level, whereas an italic value indicates significance at the 90% level.













EUROSYSTÈME

2, boulevard Royal L-2983 Luxembourg

Téléphone: +352 4774-1 Télécopie: +352 4774-4910

www.bcl.lu • info@bcl.lu