



<b>6</b>	<b>ETUDES SPÉCIFIQUES</b>	131
1	Indice de vulnérabilité financière des banques luxembourgeoises	132
2	Mesure de la production et de la productivité du secteur bancaire Luxembourgeois: réactualisation	138
3	L'extraction des anticipations des acteurs du marché à partir des prix des options	142
4	Mesure de l'attitude des investisseurs face aux risques : analyse du marché des actions de la zone euro	150

## 1. INDICE DE VULNÉRABILITÉ FINANCIÈRE DES BANQUES LUXEMBOURGEOISES

Par Abdelaziz Rouabah\*

Les turbulences de la période récente dues au retournement des prix de l'immobilier aux Etats-Unis ont confirmé que la sphère réelle n'est nullement immunisée contre les chocs émanant de la sphère financière. L'intégration des marchés financiers au niveau international et l'absence d'entraves à la diffusion des contagions laissent penser qu'aucun pays développé en Europe ou ailleurs ne pourrait faire croire qu'il est à l'abri des convulsions financières exogènes à son économie ou à prétendre que les turbulences financières demeureront confinées dans leur sphère maternelle. En effet, l'évolution contemporaine des marchés financiers et leur montée en puissance dans le financement des économies, particulièrement en Europe, mettent les systèmes financiers propres aux pays sous l'influence des événements d'ordres systémiques mondiaux. C'est pourquoi, il est nécessaire que le secteur financier dans son ensemble doive faire l'objet d'une surveillance permanente. A cet égard, il serait opportun de repérer les processus de contagion, mais aussi développer des outils d'appréciation des risques encourus par les différentes composantes du secteur financier. Une telle démarche aurait pour objectifs d'apprécier les risques et d'anticiper, dans la mesure du possible, leur répercussion à la fois sur la solidité du système financier et sur l'activité économique.

Devant la complexité des phénomènes d'instabilité financière et de leurs effets sur l'amplification des cycles économiques, une pluralité de travaux récents se sont concentrés sur la construction et la projection de l'évolution des indices de vulnérabilité ou de crises pour le secteur bancaire. En effet, ce dernier demeure la composante principale de la sphère financière dans la majorité des pays. Les différentes analyses font apparaître un certain nombre de variables dont les fluctuations seraient un symptôme de vulnérabilité du secteur bancaire. Hanschel et Monnin (2005) et Illing et Liu (2006) expliquent que le choix de ces variables est sujet à un certain degré de subjectivité. Néanmoins, ils se sont attachés à préciser que les déterminants maintenus dans leurs analyses respectives s'appuient sur une large littérature et un ensemble de faits empiriques en lien avec l'émergence de crises ou de fragilités bancaires.

Pour cerner les éléments susceptibles de véhiculer de l'information quant à la faiblesse du secteur bancaire luxembourgeois, la construction de notre indice de vulnérabilité financière s'appuie sur une multitude de variables bilantaires et de pertes et profits, de structures et de variables macro-financières. Cependant, les variables retenues dans notre analyse sont dictées par la disponibilité de données couvrant la période 1994-2007.

### I) LES VARIABLES CONSTITUANTES DE L'INDICE DE VULNÉRABILITÉ

Notre focalisation porte sur trois catégories de variables d'une nature quantitative : les rendements boursiers, les bilans et les comptes de pertes et profits agrégés des banques et un indicateur de structure du secteur. Il convient de souligner que les données utilisées pour la construction de l'indice sont dessaisonnalisées.

**Rendements boursiers :** L'unique variable exploitée dans cette catégorie et qui reflète le risque de la détention d'un portefeuille composé d'actions du secteur bancaire est le sous-indice (SX7E) du Down Jones Euro Stoxx. En l'absence d'un sous-indice de valeurs bancaires au Luxembourg et compte tenu de la dominance de filiales de groupes européens, nous considérons que cet indice est susceptible de refléter le risque du portefeuille bancaire au Grand-Duché<sup>182</sup>. L'idée sous-jacente à l'inclusion de cette variable dans l'indice de vulnérabilité est qu'en période de stress la valeur intrinsèque des établissements bancaires décroît et par voie de conséquence la valorisation du marché des actifs bancaires subit la même tendance. Autrement dit,

\* Département Stabilité Financière.

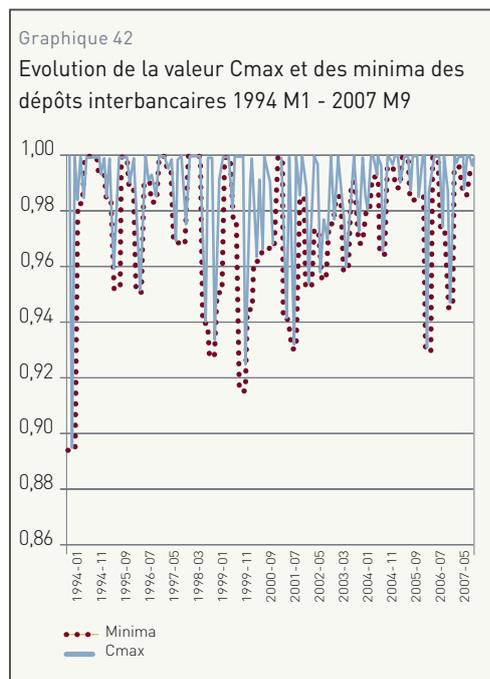
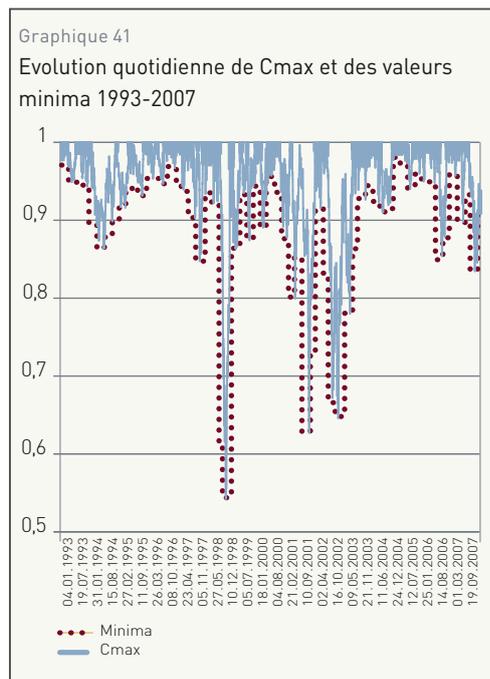
<sup>182</sup> Une autre manière, probablement plus adéquate, est de pondérer les sous indices bancaires individuels des différents pays de la zone euro (Allemagne, France, Belgique, Espagne, Italie,...) par la part de l'actif des banques luxembourgeoises selon leurs origines dans l'actif total de l'ensemble des banques.

l'évolution de cet indice à la baisse permet d'extraire des phases de vulnérabilité détectées par les acteurs de marché. La démarche consiste en le calcul de la valeur extrême minimale du rapport de l'indice boursier bancaire à sa valeur maximale au cours d'une période donnée<sup>183</sup>. Autrement dit, la période d'observation des rendements quotidiens est découpée en intervalles de temps réguliers à travers une fenêtre glissante d'une longueur de 3 mois par exemple. Dans chaque fenêtre on observe la valeur minimale du ratio, puis on construit une nouvelle série des minima. Le graphique 41 ci-dessous illustre les valeurs minima issues de cet exercice. Deux périodes se caractérisent par une chute boursière marquée des valeurs bancaires. La première a été observée en octobre 1998, tandis que la seconde s'est produite au cours de la période 2000-2002. La chute observée à la mi-août de l'année 2007 demeure relativement faible comparativement aux trois précédentes.

**Données bilantaires et du compte de résultats :** L'un des symptômes de crises financières ou de progression de la vulnérabilité des établissements bancaires est attribué souvent à la ruée sur les dépôts<sup>184</sup>. Ce critère donne une indication quantitative sur la perte de confiance des déposants dans le système bancaire. De la même manière que la variable précédente, nous avons appliqué la méthodologie des valeurs extrêmes (CMax) aux dépôts interbancaires et aux dépôts de court terme de la clientèle<sup>185</sup>. Les données disponibles sont d'une fréquence mensuelle et couvrent la période 1993M1-2007M9. La longueur de la fenêtre adoptée pour calculer la variable « CMax » est de 3 mois. Les résultats obtenus sont affichés par les graphiques 2 et 3. Il y a lieu de remarquer que deux pics significatifs des dépôts de la clientèle se sont produits au Luxembourg. Le premier est observé au cours du troisième trimestre de l'année 1994 ; tandis que le second est apparu au milieu de l'année 1996. Autrement dit, les fluctuations observées semblent être sans gravité pour la stabilité du système bancaire luxembourgeois.

Le second indicateur de cette catégorie de variables est la rentabilité du secteur bancaire. Elle est approximée par le taux de rendement des actifs. En dépit de l'absence de cet indicateur dans la littérature, il a été retenu par Hanschel et Monnin (2005). Ils estiment que son intégration dans le calcul de l'indice de vulnérabilité constitue une composante pertinente dans l'analyse de la solidité des systèmes bancaire des économies industrialisées.

La troisième variable bilantaire prise en compte est la variabilité de fonds propres du secteur bancaire. Cet agrégat est souvent utilisé pour identifier les crises à caractère systémique. En effet, si un établissement bancaire est dans une situation financière difficile, ses fonds propres auraient tendance à se détériorer. Un autre symptôme de la vulnérabilité financière des banques est reflété par la progression des provisions. Théoriquement, la détérioration de la valeur des actifs devrait se traduire par un accroissement des réserves provisionnelles. Cependant, l'adoption d'un tel indicateur serait une source de biais, qui peut s'expliquer soit par un comportement contra-cyclique des banques en matière de constitution des provisions, soit par une volonté délibérée de minimiser le volume des provisions en périodes de difficulté financière. Dans cette contribution, nous avons retenu une information additionnelle et non-publique, qui est transmise par l'ensemble des banques à l'autorité de surveillance. Elle nous paraît plus



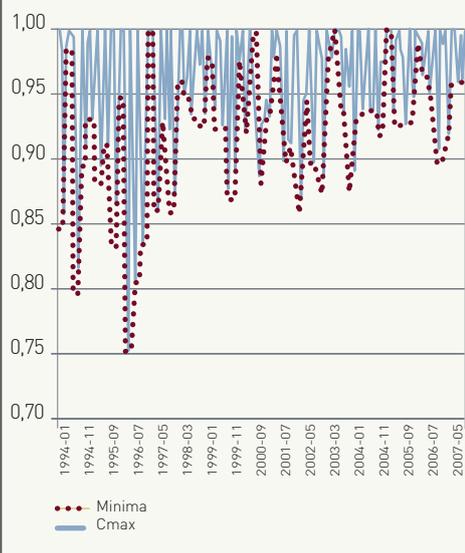
183 Cette mesure est qualifiée dans la littérature de "CMAX". Elle est quantifiée par le ratio:  $C_{MAX} = \frac{(\text{indice boursier bancaire})_t}{(\text{maximum de l'indice au cours des 3 mois})}$

184 L'exemple le plus récent à ce phénomène est celui de la banque Northern Rock au Royaume-Uni.

185 Les dépôts de court terme sont ceux dont le retrait ne nécessite aucun préavis de la part de la clientèle concernée.

Graphique 43

Evolution des valeurs Cmax et des minima des dépôts de la clientèle 1994 M1 - 2007 M9



Source: BCL

appropriée pour l'appréciation des grands risques pris par l'ensemble des établissements bancaires<sup>186</sup>.

Enfin, dans cette catégorie de variables nous avons inclus les fonds réservés pour les risques bancaires généraux. Ce poste bilantaire couvre les montants que les banques ont décidés d'affecter à la couverture des pertes futures non-identifiées. La constitution d'une telle provision s'explique par des raisons de prudence à l'égard des risques particuliers inhérents aux opérations bancaires.

**Indicateur de la structure du secteur:** Ce facteur est reflété par la variation du nombre de banques présentes au Luxembourg. Il est adopté dans de multiples travaux empiriques afférents à la quantification de la vulnérabilité du secteur bancaire (par Hanschel et Monnin, 2005 ; Kaminsky et Reinhart, 1999). L'hypothèse sous-jacente à l'introduction de cette variable est que les faillites ainsi que les processus de fusions et d'acquisitions interviennent souvent en période de fragilité financière.

## II) MÉTHODOLOGIES DE LA CONSTRUCTION DE L'INDICE DE VULNÉRABILITÉ

Différentes méthodes coexistent pour la construction d'un indice de vulnérabilité.

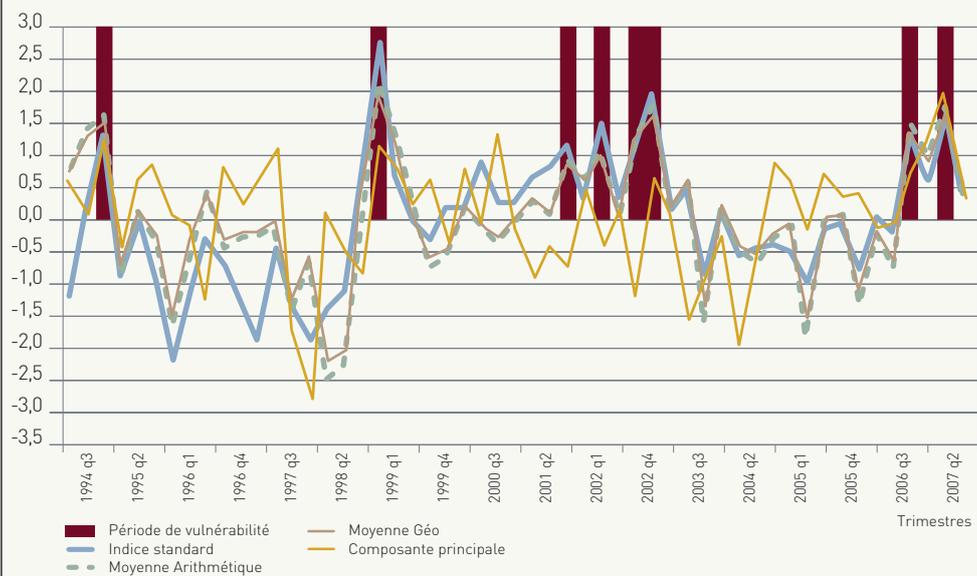
Il s'agit de combiner un ensemble de variables pour aboutir à un indice. Chacune de ces variables est un véhicule d'un symptôme de stress. A ce stade, le choix de la méthode de pondération est un élément crucial puisqu'il permet de quantifier l'impact de chaque variable sur le niveau de l'indice en question. Dans ce cadre, une multitude de techniques de pondération peuvent être adoptées, parmi lesquelles :

la pondération à variance égale (variance-equal weight), la transformation des variables par l'intermédiaire de leurs propres fonctions de distribution cumulative (transformation of the variables using their sample CDFs) et l'analyse factorielle (factor analysis)<sup>187</sup>.

Dans le but de contourner les limites des résultats issus de l'application d'une seule méthode, nous avons construit l'indice de la vulnérabilité des banques luxembourgeoises selon les trois procédés de pondération décrits auparavant. Le graphique ci-dessous illustre l'évolution de cet indice sur la période 1994-2007.

Graphique 44

Indice de vulnérabilité financière des banques luxembourgeoises 1994 - 2007



Source: BCL

<sup>186</sup> Les banques installées au Luxembourg ont l'obligation de rapporter trimestriellement à la Commission de surveillance du secteur financier luxembourgeois (CSSF) les valeurs à grand risque. Selon la CSSF, le grand risque est défini comme étant un risque dû à l'engagement d'un établissement financier à l'égard d'un même client ou d'un même groupe de clients liés à hauteur d'un montant supérieur à 10% de ses fonds propres.

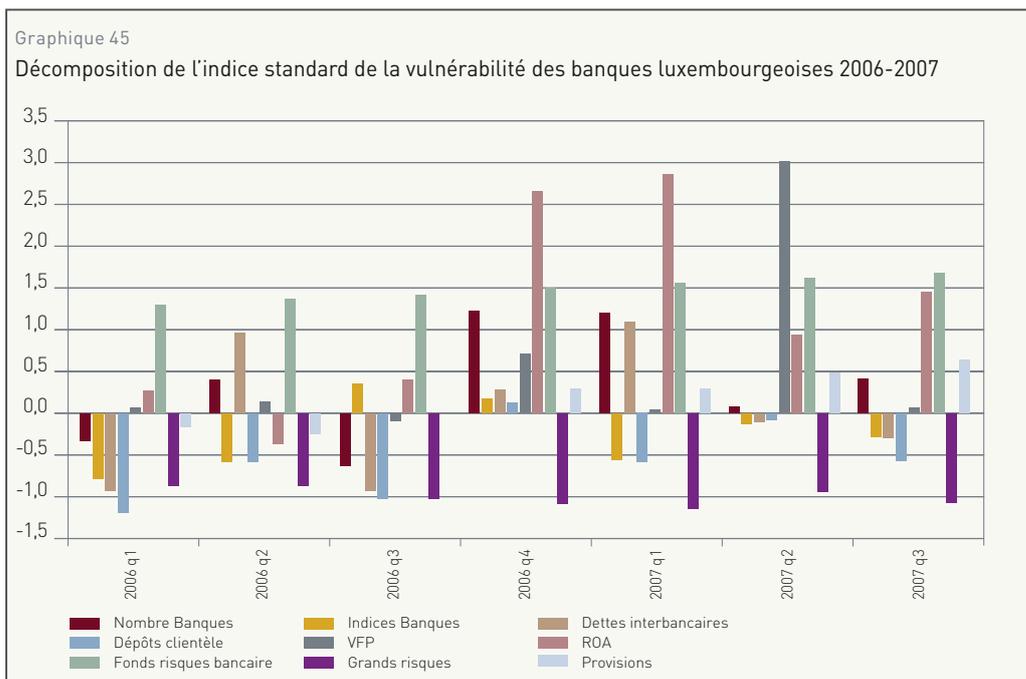
<sup>187</sup> Voir Illing et Liu (2006) ou Rouabah (2007) pour plus de détails sur les différentes techniques de pondération de l'indice de stress.

L'indice de la vulnérabilité est exprimé en déviation par sa moyenne. Par conséquent, tout écart positif ou négatif est synonyme d'un stress supérieur, respectivement inférieur à la moyenne historique.

Compte tenu de l'importance du degré de concordance entre l'indice standard et les deux indices chaînés issus des fonctions de distribution cumulative, ainsi que la synchronisation de leurs pics avec certaines crises financières internationales, nous considérons que ces indices sont plus appropriés pour la capture des périodes de stress du secteur bancaire Luxembourgeois. A partir des résultats affichés par le graphique précédent, l'indice standard a mis en évidence différentes périodes de stress pour le secteur bancaire Luxembourgeois. La première est apparue au second semestre de l'année 1998 et a pris fin au second trimestre de l'année 1999. Tandis que la seconde, d'une moindre ampleur, couvre une période relativement longue, allant du quatrième trimestre 2001 jusqu'au premier trimestre 2003. En réalité, deux événements caractérisent cette période : l'effondrement des indices boursiers aux Etats-Unis, au Japon et en Europe et les attentats du 11 septembre 2001. Enfin, la troisième est apparue au dernier trimestre 2006. Elle se caractérise par un niveau comparable à celui affichée au cours de la période de l'éclatement de la bulle internet en 2001-2002. En l'absence de nouvelles informations sur le degré d'implication des banques luxembourgeoises dans la crise du sub-prime, la tendance de l'indice de vulnérabilité laisse présager un retour vers sa valeur moyenne.

Il y a lieu de souligner que cours de la période 2006q4-2007q3, l'ensemble des indices affiche un niveau de stress supérieur au niveau historique moyen. L'affinement de l'analyse à travers la décomposition de l'indice standard permet de quantifier la contribution de chaque facteur explicatif au niveau général de la vulnérabilité. Le graphique ci-dessous affiche les résultats obtenus de la décomposition de l'indice pour les années 2006-2007. Tout au long de cette période, les fonds pour risques bancaires, le rendement des actifs, la variation des fonds propres et le niveau des provisions affichaient des valeurs compatibles avec un niveau de stress plus élevé à la moyenne historique. De plus, le niveau des variables dont la contribution à la vulnérabilité est négative demeure marginal. Autrement dit, la marginalité de cet effet fut largement compensée par la contribution en faveur d'une plus large vulnérabilité de la plupart des autres facteurs.

Notons qu'à partir du même graphique, il paraît que le niveau des variables contributives positivement à l'indice affichait une progression, indicatrice de la progression de la vulnérabilité des banques luxembourgeoise, dès le quatrième trimestre 2006. Ainsi, on peut supposer que les banques luxembourgeoises furent conscientes des risques courus. En effet, différents indicateurs, tels que les fonds pour risques bancaires généraux, les provisions pour grands risques ainsi que les niveaux du rendement des actifs avaient un impact majeur sur la progression de l'indice de la vulnérabilité. Autrement dit, l'exposition des banques luxembourgeoises fut partiellement couverte par la progression des provisions



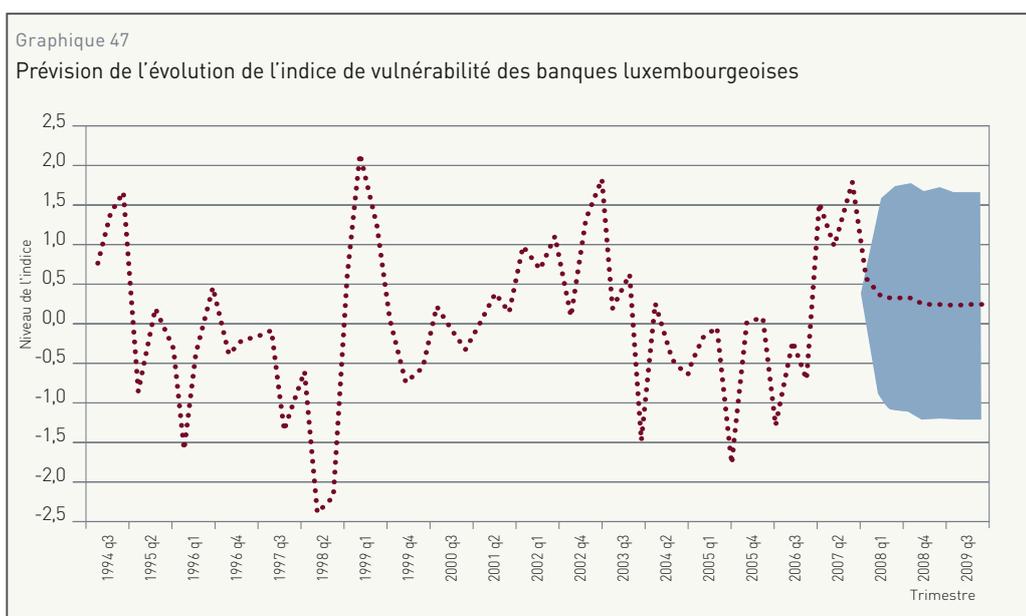
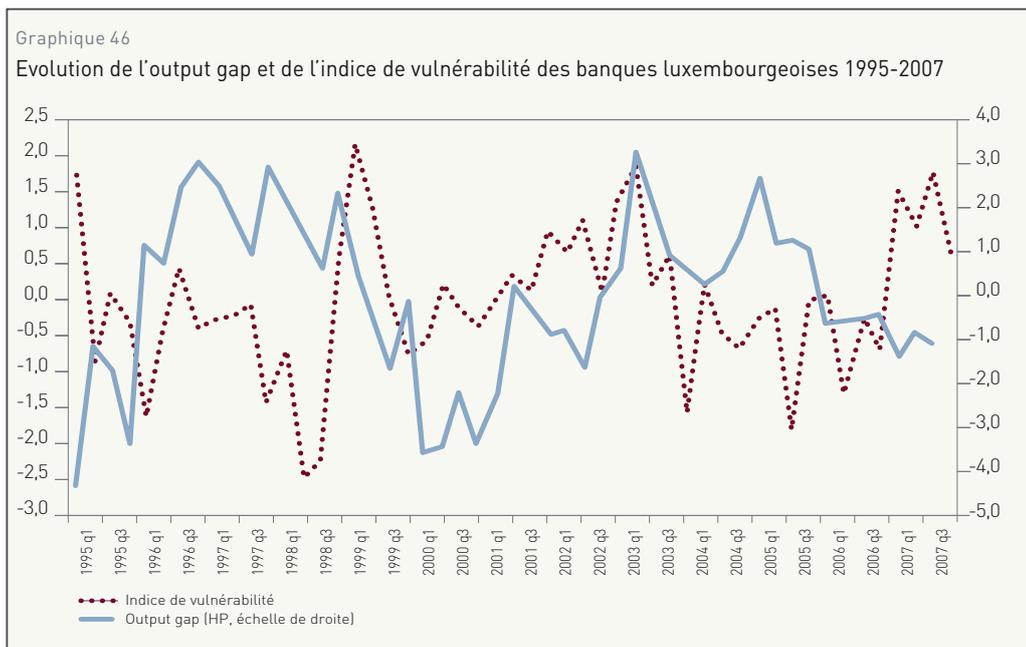
Source: BCL

dès la fin de l'année 2006.

Quant au devenir de la croissance économique au Luxembourg, il semble que la diffusion du choc de la turbulence financière engendrée par les crédits hypothécaires à risque est très limitée. Ce postulat s'explique par l'ajustement des bilans des banques luxembourgeoises par la constitution et l'étalement des provisions préventives sur plusieurs trimestres depuis la fin de l'année 2006. Le redressement de l'indice de vulnérabilité en faveur d'une plus grande stabilité financière est un élément précurseur du dynamisme de l'activité économique

future. Ceci est d'autant plus vraisemblable que l'output gap et l'indice de vulnérabilité des banques au Luxembourg sont négativement corrélés. Autrement dit, une amélioration de la solidité financière des banques, se traduirait par un renforcement de la croissance économique. Toutefois, cette amélioration demeurera modeste car l'écart de produit intérieur brut par rapport au potentiel fut négatif au cours de l'année 2007 (voir graphique ci-dessous) et la perspective d'une amélioration de la solidité financière des banques au Luxembourg ne permettrait pas de combler, à elle seule, l'écart observé. Par ailleurs, l'activité économique est sujette à de multiples risques qui sont susceptibles de remettre en cause l'optimisme de ce scénario. La poursuite de l'enchérissement du prix du pétrole, la diffusion d'informations nouvelles quant à l'implication des banques dans la crise des crédits hypothécaires à risque ou la continuité des pressions sur l'offre du crédit sur le marché interbancaire et l'importance de l'incidence du taux de change de l'euro/dollar sur le volume des exportations constituent actuellement la principale combinaison susceptible d'hypothéquer les perspectives de

la croissance au Luxembourg. Et l'ancrage ou la persistance de ces facteurs soutiendrait de facto la réalisation d'un scénario plus pessimiste.



### III) RÉSULTATS PRÉVISIONNELS DE L'ÉVOLUTION DE L'INDICE DE VULNÉRABILITÉ

La méthodologie adoptée pour la construction des prévisions de l'indice de vulnérabilité du secteur bancaire luxembourgeois est celle décrite dans le cahier d'étude n° 24 de la Banque centrale du Luxembourg. Par conséquent, les prévisions sont obtenues par la résolution, de manière stochastique, d'un modèle composé de trois équations. Les résultats trimestriels obtenus sont illustrés par le graphique 47.

L'examen de la trajectoire de cet indice révèle que l'espérance conditionnelle relative à la période prévisionnelle (2007q4-2009q3) affiche une tendance descendante et très proche du niveau du risque historique moyen. Toutefois, il convient de souligner que la validité de nos résultats est conditionnée par la sincérité des données utilisées. En effet, la démarche suivie pour la construction de notre indice est basée principalement sur des données bilantaires et financières. Or, de multiples actifs non cotés sont inscrits dans les livres des banques, sans que personne ne soit en mesure de leur attribuer une valorisation exacte. Dans ce contexte, la constitution des provisions pour faire face aux risques afférents à ces actifs demeure à l'appréciation des banques, qui peuvent être amenées soit à sous-estimer leur réelle exposition par l'adoption d'une nouvelle méthodologie d'évaluation plus favorable à la stabilité de la valeur des actifs en question, soit à étaler leurs pertes potentielles par des procédés de lissage sur plusieurs exercices. Si cette hypothèse s'avère correcte, le degré d'exposition des banques luxembourgeoises à la récente crise des crédits immobiliers à risque serait plus important que ne le laisse apparaître l'évolution de notre indice.

Ainsi donc, il semble qu'en l'absence de nouvelles informations afférentes à une implication importante des banques luxembourgeoises à caractère systémique dans la crise des sub-primes, le degré de vulnérabilité de ce secteur est contenu. Et la tendance prévisionnelle en cette matière est plutôt favorable à un retour vers une position que nous qualifions de « normale ».

### CONCLUSION

L'indicateur de la vulnérabilité financière construit en 2006 par la BCL confirme les répercussions de la crise des crédits hypothécaire à risque sur les performances des banques luxembourgeoises. Le niveau de cet indice au dernier trimestre 2006 et le premier semestre 2007 est comparable à celui observé en 2002 après l'éclatement de la bulle Internet. Les turbulences du mois d'août 2007 dont l'origine était un segment du crédit immobilier aux Etats-Unis se sont traduites par un éparpillement d'un risque diffus s'étendant à des marchés extérieurs et générant un mouvement à caractère systémique. En dépit de l'injection massive de liquidité de la part de la banque centrale européenne<sup>188</sup>, l'incertitude et la défiance entre les acteurs persistent. Et les banques européennes sont confrontées à un durcissement de l'offre du crédit interbancaire et à une majoration du taux oscillant entre 50 et 70 points de base. Néanmoins, ces événements ont montré que le prêteur en dernier ressort est la clé de voûte de l'endiguement des risques d'une nature systémique. Par la restauration et la préservation de la liquidité des marchés, les banques centrales ont limité les effets de la contagion déclenchée par des attitudes risquées de la part des investisseurs institutionnels.

Quant aux banques luxembourgeoises, leurs activités trimestrielles décrites par les bilans et les comptes de pertes et profits laissent présager que les effets de cette crise sont neutralisés par la constitution de provisions préventives dès la fin de l'année 2006. Toutefois, l'étendue de cette crise est reflétée à la fois par la dégradation relative des rendements des actifs des banques et par la baisse de leur fonds propres. Pour autant, la faiblesse des profits des banques, à ce stade, n'est nullement trop inquiétante. En effet, la situation financière globale des banques luxembourgeoises demeure fiable et les conditions économiques, monétaires et de financement sont favorables à un retour vers une nette amélioration de leur rentabilité.

<sup>188</sup> Suite aux turbulences financières, la BCE a dû injecter plus de 250 milliards d'euros de liquidité sur le marché monétaire au milieu du mois d'août. Depuis, d'autres interventions furent réalisées par l'Eurosystème afin d'atténuer les tensions constatées sur le marché interbancaire (pour plus de détails, voir le Bulletin mensuel du mois de décembre de la BCE : liquidity conditions and monetary policy operations).



## 2 MESURE DE LA PRODUCTION ET DE LA PRODUCTIVITÉ DU SECTEUR BANCAIRE LUXEMBOURGEOIS : RÉACTUALISATION

Par Paolo Guarda\* et Abdelaziz Rouabah\*\*

### I) INTRODUCTION

La mesure de la production du secteur bancaire et de sa productivité représente un exercice difficile, complexe et sujet à controverses. La coexistence de multiples méthodes (comptabilité nationale, approche d'intermédiation, approche de production,...) avec des conventions propres et divergentes est susceptible d'aboutir à des résultats contradictoires. L'analyse de cette problématique représente un intérêt particulier pour le Luxembourg où la contribution directe du secteur bancaire avoisine les 20% du PIB.

Une étude de la BCL, publiée en 2007, fut dédiée à cette problématique<sup>189</sup>. En adoptant le concept du coût d'usage comme référence et en utilisant un panel de banques luxembourgeoises, l'analyse a permis la construction d'indices de prix et de volume afférents à la production du secteur bancaire luxembourgeois.

Initialement, l'approche par le coût d'usage fut développée par les comptables nationaux aux Etats-Unis. Elle consiste en l'affectation des flux affichés dans les comptes de pertes et profits aux différents postes de l'actif et du passif bilantaires des banques. Par la suite, il est possible de classer les postes bilantaires en tant qu'inputs ou outputs en comparant le taux auquel ils génèrent des revenus/coûts à un taux de référence. Cette différence détermine les contributions individuelles de chaque poste à la progression des profits ou des pertes de l'exercice.

Contrairement aux approches traditionnelles, cette nouvelle théorie de la production bancaire<sup>190</sup> détermine le statut d'output ou d'input d'une manière endogène, c'est-à-dire empiriquement, en s'appuyant sur le concept du coût d'usage de la monnaie. Le coût d'usage d'un actif est la différence entre le coût d'opportunité du capital de la banque (taux de référence ou taux de financement alternatif) et de son taux de revenu pour la banque en question. D'autre part le coût d'usage d'un élément du passif est constitué par la différence entre le coût effectif de sa détention et le coût d'opportunité pour la banque. Dans l'hypothèse où le coût d'usage attaché à un actif est positif (le revenu de l'actif est insuffisant pour couvrir le coût d'opportunité), l'actif en question est une source de coût pour la banque et il est classé comme étant un input. A l'opposé, un coût d'usage négatif pour un actif quelconque contribue positivement aux revenus de la banque et il sera classé comme un output. De la même manière, les éléments de passifs sont classés en tant qu'input ou output selon le signe (positif ou négatif) de leur coût d'usage.

Dans cette contribution, nous adoptons une démarche similaire à celle que nous avons utilisée dans notre étude de juin 2007 pour la construction des indices de prix et de quantité de la production des banques luxembourgeoises. La période couverte par cette analyse est plus vaste. Elle inclut l'ensemble des données trimestrielles depuis le début de 1994 jusqu'à la fin de l'année 2007. La prise en compte des données les plus récentes va nous permettre de déterminer les effets des turbulences financières due à la crise des sub-primes sur la production du secteur bancaire luxembourgeois et par là même sur l'évolution de sa productivité. Par ailleurs, la disponibilité de telles informations est susceptible d'améliorer la précision des projections relatives à l'évolution d'agrégats macroéconomiques, tels que le PIB et l'emploi.

\* Département Economie et Recherche

\*\* Département Stabilité Financière

189 P. Guarda et A. Rouabah (2007): Banking output & price indicators from Luxembourg quarterly reporting data, cahier d'études de la BCL n° 27.

190 D. Hancock (1985) "The Financial Firm: production with monetary and non-monetary goods," *Journal of Political Economy*, 93(5):859-880.

## II) DONNÉES ET CARACTÉRISTIQUES DE L'ÉCHANTILLON

Entre 1994T1 et 2007T4 le nombre moyen des banques observées chaque trimestre est de 177 entités. Compte tenu des fusions-acquisitions et des nouvelles entrées et sorties sur le marché bancaire au Luxembourg, le nombre exact de banques par période varie d'un trimestre à l'autre. Par ailleurs, plusieurs informations nécessaires pour notre analyse sont absentes du reporting de certaines banques, ce qui a pour conséquence de réduire la proportion des banques incluses dans l'analyse. Quant à la décomposition des produits financiers prise en compte dans les estimations, elle est illustrée par le tableau 24 ci-contre.

A l'exception des services facturés d'une manière explicite (Y5) dont le statut d'output est fixé à priori, les autres produits financiers sont susceptibles d'être classés comme étant un input ou un output selon le signe de leurs coûts d'usage estimés.

## III) RÉSULTATS ET INTERPRÉTATION

La classification des produits financiers en inputs ou en outputs est basée sur un taux d'opportunité issu de l'estimation d'une fonction de distance translogarithmique. Les résultats obtenus révèlent que presque tous les actifs sont des outputs ; tandis que les postes du passif repris par Y6 sont des inputs. Toutefois les dépôts de la clientèle (Y7) sont caractérisés par un coût d'usage négatif, ce qui permet de les identifier comme étant un output. Par conséquent, il paraît que dans cette dimension, la technologie bancaire au Luxembourg est plutôt conforme à l'approche dite de « production ».

Après avoir classifié les produits financiers selon leurs statuts (input-output), il nous est possible de les agréger à l'aide des indices Tornqvist pour fournir des indicateurs relatifs au volume de la production bancaire, mais aussi des inputs. Le graphique 48 ci-contre affiche la progression annuelle au cours des trois dernières années de l'indice de l'output bancaire calculé selon l'approche adoptée, ainsi que celui de la production brute du secteur J (intermédiation financière) issue des comptes nationaux.

Les résultats affichés révèlent que la progression de l'indicateur de la production bancaire au cours de l'année 2007 a fortement fléchi par rapport à son niveau observé au cours des années précédentes. En effet, selon notre indicateur la croissance moyenne pour l'année 2007 est de 5,3% ; tandis que la production à prix constants du secteur d'intermédiation validée par la comptabilité nationale affiche une progression moyenne pour les trois premiers trimestres de la même année de 8,6%. Cependant, il y a lieu de rappeler que le calcul de l'indice Tornqvist est basé sur un échantillon de banques, alors que les données de la comptabilité nationale se réfèrent au secteur d'intermédiation dans son ensemble, lequel est un peu plus vaste que le secteur bancaire. De plus, la méthodologie de la comptabilité nationale est différente, ne serait-ce que par les nécessités d'équilibrage des multiples composantes sectorielles de l'économie.

A partir des indices des inputs et des outputs, il devient possible d'évaluer la productivité des banques. Plus précisément, sous l'hypothèse de rendements à l'échelle constants, la productivité est calculée en soustrayant l'indice Tornqvist des inputs de l'indice Tornqvist de la production. Dans ce cadre, le graphique 49 illustre l'évolution comparée des deux indices pour la période 1994-2007.

Tableau 24

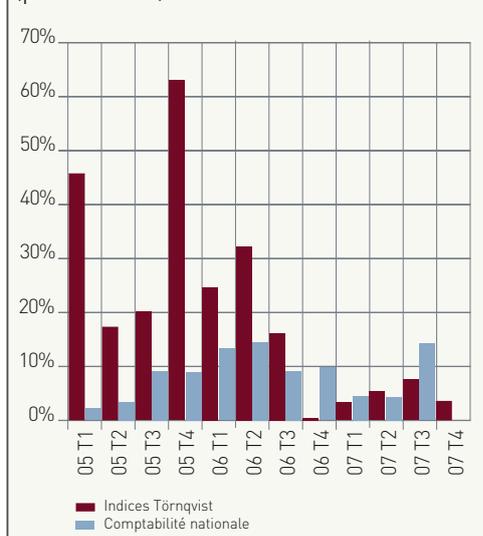
### Les produits bancaires

Produit	Description
<b>Créances:</b>	
Y1	Créances envers la clientèle Opérations de crédit-bail
Y2	Créances envers les établissements de crédits
<b>Titres:</b>	
Y3	Effets Publics et autres titres Obligations et autres valeurs mobilières à revenu fixe
Y4	Actions et autres valeurs mobilières à revenu variable Participations Autres titres à revenu variable
<b>Services facturés directement:</b>	
Y5	Commissions perçues Gains sur les opérations de change Gains sur instruments financiers Autres produits d'intérêt Gains d'opérations financières Autres produits d'exploitation
<b>Dettes &amp; autres passifs:</b>	
Y6	Dettes envers les établissements de crédit Dettes représentées par un titre Passifs subordonnés
Y7	Dépôts de la clientèle

Source: BCL

Graphique 48

### Progression annuelle de la production totale (prix constants) de l'intermédiation financière



Source: BCL

Graphique 49

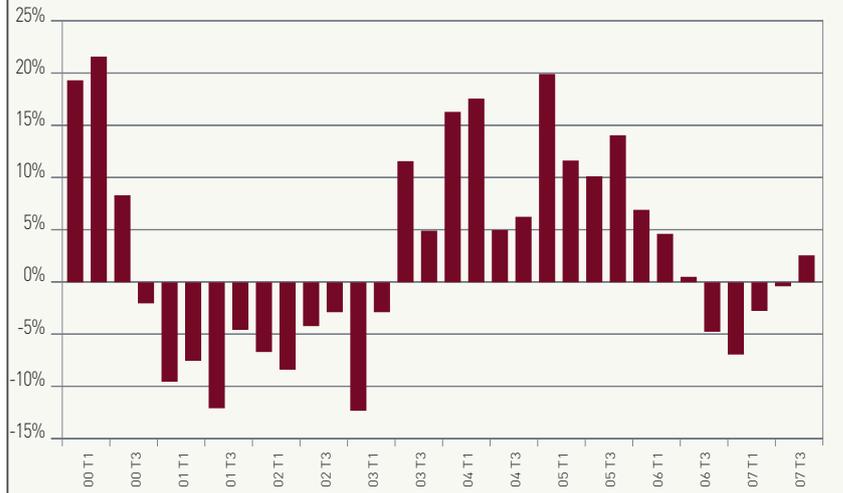
Les indices de volume de production et des inputs de Tornqvist



Source: BCL

Graphique 50

Progression annuelle de l'indice Tornqvist de la productivité totale des facteurs



Source: BCL

La différence entre les taux de progression de ces deux indices est assimilée à la progression de la productivité totale des facteurs (PTF), c'est-à-dire la croissance de l'output qui n'est pas expliquée par la croissance des inputs. Les résultats obtenus sont illustrés par le graphique 50 ci-dessous. Après trois années successives (2003-2006) où la progression annuelle de la PTF dans le secteur bancaire luxembourgeois fut positive, l'évolution de l'année 2007 s'est détériorée. En conséquence, la progression moyenne est redevenue négative, en avoisinant les -2%. Ces résultats révèlent également la persistance des phases d'expansion et de contraction de la productivité totale des facteurs. Il semble que ces phases correspondent aux deux périodes de turbulences financières, en l'occurrence l'éclatement de la bulle internet et la crise des crédits immobiliers à risque aux Etats-Unis. Ainsi, nos résultats confirment le caractère conjoncturel de la productivité bancaire et soulignent sa dépendance des performances des marchés financiers.

#### IV) CONCLUSION

Cette note présente les principaux résultats obtenus dans le cadre de la réactualisation de l'étude sur la mesure de la production et l'évaluation de la productivité du secteur bancaire. L'approche adoptée classe les différents postes bilantaires comme inputs ou outputs selon le signe de leur coût d'usage. Cette approche relativement nouvelle dans la littérature représente une innovation appréciable comparativement aux deux approches plus traditionnelles dédiées à la problématique de la mesure de la production bancaire. Toutefois, la discussion relative à la mesure de l'output bancaire demeure ouverte. Ce qui explique, d'ailleurs, la constitution de groupes internationaux chargés d'explorer de nouvelles méthodologies pour l'évaluation de la production du secteur d'intermédiation.

Les résultats issus de cet exercice sont fort intéressants. Compte tenu de la prépondérance du secteur bancaire dans l'économie luxembourgeoise, l'élaboration d'un indice de production bancaire d'une fréquence trimestrielle serait très utile pour apprécier l'état de la conjoncture macroéconomique et améliorer la justesse des prévisions économiques. Ceci est d'autant plus vrai que l'activité et la performance du secteur bancaire luxembourgeois sont, en partie, dictées par les évolutions des marchés financiers, lesquels sont d'une nature très volatile.

Par ailleurs, nous tenons à rappeler que l'examen des résultats empiriques de la productivité totale des facteurs révèle un certain degré de synchronisation avec l'éclatement de la bulle Internet en 2001-2002 et avec les récentes turbulences financières dues à la crise des sub-primes (mi-2007-....). Plus précisément, la productivité du secteur bancaire luxembourgeois a subi des dégradations significatives durant ces périodes, en affichant des taux de croissance négatifs de -8,22% en 2001, de -5,4% en 2002 et de -1,72% en 2007.

### 3 L'EXTRACTION DES ANTICIPATIONS DES ACTEURS DU MARCHÉ À PARTIR DES PRIX DES OPTIONS

Par Abdelaziz Rouabah\* et Philippe Arondel\*\*

#### 1) INTRODUCTION

L'information véhiculée par les prix des actifs financiers est souvent exploitée par les autorités monétaires et les acteurs des marchés afin d'analyser les évolutions potentielles de la sphère économique ainsi que la sphère financière. De multiples raisons en lien avec la politique monétaire, mais aussi avec la stabilité financière expliquent l'intérêt des banques centrales pour cette catégorie d'information.

En effet, les mouvements des prix des actifs financiers, à la hausse comme à la baisse, affectent la richesse des ménages. Les ajustements de la consommation qui découleront peuvent entraîner des modifications de l'environnement économique dans son ensemble. De plus, il est vraisemblable que les fluctuations des prix des actifs financiers affectent les conditions de financement des entreprises. Dans la mesure où un changement abrupt des prix des actifs financiers peut se traduire par de larges pertes des institutions financières, conduisant à une probable installation d'une fragilité du système financier, les banques centrales accordent un intérêt particulier au mouvement des prix de ces actifs. Autrement dit et afin de préserver la stabilité financière, il est important pour les autorités monétaires d'étudier les risques du marché à travers l'extraction et l'analyse ponctuelle des anticipations des acteurs. Dans ce cadre, les prix des produits dérivés et en particulier ceux des options<sup>191</sup> représentent une source informationnelle unique pour l'extraction des attentes des investisseurs. Etant donné que le rendement d'une option dépend des évolutions futures de l'actif sous-jacent, les prix des contrats sur options reflètent les probabilités attribuées par ces investisseurs quant au rendement futur du dit contrat. Par conséquent, l'étude des prix des options à échéance identique et afférents au même actif sous-jacent avec de multiples prix d'exercice permettrait de construire la distribution des prix futurs telle qu'elle est perçue par le marché.

D'un point de vue empirique, l'analyse des mouvements des prix des actifs est souvent basée sur l'estimation de la fonction de densité (PDF). Cette dernière permet de quantifier la probabilité associée à un niveau de prix donné. Dans ce cadre, les prix des actifs sont modélisés comme étant les rendements anticipés, calculés soit sur la base de leur probabilité statistique objective, soit sur celle d'une probabilité neutre au risque (RND), qui est déterminée sans aucune référence aux préférences des investisseurs<sup>192</sup>. Il y a lieu de noter que la probabilité statistique est estimée souvent de manière paramétrique à partir des données historiques relatives aux prix des actifs. Quant à l'estimation de la densité neutre au risque, elle est basée sur des données en panel afférents aux prix journaliers des options. Cette dernière approche s'appuie sur le concept de la volatilité implicite relative au prix des options<sup>193</sup> pour modéliser les probabilités que les investisseurs attribuent à l'ensemble des prix possibles de l'actif sous-jacent. De plus, la distribution neutre au risque présente des caractéristiques spécifiques qui s'expliquent par l'intégration du troisième (asymétrie) et du quatrième (aplatissement) moments de la distribution. L'intégration du troisième moment permet la prise en compte de l'asymétrie autour de la moyenne des anticipations des intervenants sur le marché des options. Quant au quatrième moment issu de la distribution neutre au risque, il illustre les anticipations des investisseurs relatives aux changements extrêmes des prix du sous-jacent.

\* Département Stabilité Financière.

\*\* Département Statistique.

191 Une option est un contrat qui confère le droit et non l'obligation à son détenteur d'acheter ou de vendre, selon qu'il s'agit d'une option d'achat ou de vente, une quantité prédéfinie d'un actif financier à un prix et à une échéance fixés à l'avance.

192 Cette dernière méthode demeure l'outil essentiel de la valorisation des options. Elle résulte de l'une des propriétés de l'équation des dérivées partielles du modèle d'évaluation des options de Black-Scholes. Cette équation ne fait intervenir aucune variable affectée par le degré d'aversion au risque des investisseurs. Autrement dit, elle est complètement indépendante des préférences des investisseurs en matière de risque (voir Hull, 2004).

193 La volatilité implicite est une estimation par le marché de la variabilité future des prix de l'actif sous-jacent au cours de la vie de l'option. Contrairement à la volatilité historique, la volatilité implicite ne se déduit pas des données passées. Elle est calculée en inversant la formule de Black-Scholes, ce qui lui permet d'avoir un contenu prospectif.

De ce qui précède, il semble que l'information afférente aux anticipations des investisseurs et qui est contenue dans les prix des options est beaucoup plus riche que celle véhiculée par les prix historiques des actifs. Le but de la présente étude consiste en la dérivation de la fonction de densité neutre au risque à partir des prix des options dont les sous-jacents sont l'indice boursier européen DJ Euro Stoxx 50 et l'indice des valeurs bancaires apparenté à l'indice DJE Eurostoxx 300. Dans ce cadre et pour extraire les anticipations des acteurs du marché sur les évolutions futures des mouvements de l'indice précité, nous adoptons une mixture de deux distributions log-normales ainsi qu'une méthode complémentaire basée simplement sur une distribution log-normale. Nous construisons des distributions neutres au risque pour un horizon constant de 45 jours à partir de la cotation journalières des options dites européennes.

## II) MÉTHODOLOGIE ET ESTIMATIONS EMPIRIQUES

Une option est un contrat qui confère le droit et non l'obligation à son détenteur d'acheter ou de vendre, selon qu'il s'agit d'une option d'achat (call) ou de vente (put), une quantité prédéfinie d'un actif financier à un prix convenu à l'avance (appelé prix d'exercice) et à une échéance fixée. Pour les options dites européennes, la décision d'exercer ou de ne pas exercer ce droit ne peut avoir lieu qu'à la fin de l'échéance du contrat. Tandis que pour une option américaine, ce droit d'exercice peut intervenir à n'importe quel moment de l'intervalle de la durée de vie du contrat. Il existe différents types d'options. Elles se différencient par l'actif sous-jacent, qui peut être une action, un indice boursier, une obligation, une devise, un contrat à terme,.... Cependant, la caractéristique principale d'une option est relative à son degré de liquidité, défini comme étant le rapport entre son prix d'exercice et la valeur actuelle du marché de l'actif sur lequel elle porte. Trois catégories de degrés de liquidité peuvent être distinguées. Une option est classée en dehors de la monnaie dans le cas où si elle était exercée immédiatement, elle générerait un flux négatif. De la même manière, une option serait dans la monnaie si son exercice se traduirait par un flux de trésorerie positif. Enfin, une option est à parité dans l'hypothèse où son exercice immédiat engendrerait pour le détenteur un flux nul.

Le fait le plus important à noter est relatif au prix théorique de l'option. Dans ce cadre, la théorie financière nous enseigne que le prix d'une option d'achat (call) européenne est défini comme étant :

$$\begin{aligned}
 c(S, X, T, r, q, \sigma) &= e^{-rT} [\max(S - X; 0)] \\
 &= e^{-rT} \int_X^{\infty} (S - X) f(S) dS
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

Avec :

$C(.)$  : le prix de l'option d'achat européenne (call) ;

$S$  : le prix de l'actif sous-jacent ;

$X$  : le prix d'exercice ;

$T$  : temps restant à écouler jusqu'à l'échéance annualisé ;

$f(S)$  : la fonction de densité neutre au risque afférente au prix de l'actif sous-jacent ;

$r$  : taux d'actualisation (taux d'intérêt sans risque)

$q$  est le rendement apparent du sous-jacent.

$\sigma$  est la volatilité du rendement de l'actif sous-jacent

Ainsi, la valeur de l'option d'achat européenne est déterminée par l'espérance mathématique actualisée au taux d'intérêt sans risque de la valeur intrinsèque de l'option à l'échéance, c'est-à-dire de la différence entre le cours de l'actif sous-jacent à l'échéance et le prix d'exercice. Dans la pratique, l'évaluation des options par les acteurs du marché fait appel à la probabilité associée à différents états futurs du prix du sous-jacents jusqu'à la date d'échéance. En d'autres termes, la perception des acteurs du marché relative aux mouvements des prix de l'actif est reflétée par l'incorporation de la densité des probabilités  $f(S)$  dans le processus d'évaluation des options. Par conséquent, les prix des options observés sur le marché

contiennent des informations sur la perception des investisseurs quant à l'évolution des prix de l'actif sous-jacent. Dans notre cas, les options portent sur l'indice européen DJ Euro Stoxx 50 (SX5E) et sur l'indice Euro Stoxx Banks (SX7E).

## II.1) LE MODÈLE DE BLACK & SHOLES

Le modèle de Black et Scholes est une spécification fréquemment utilisée par les professionnels pour évaluer les options. Ce modèle a été élaboré par analogie au phénomène physique de diffusion de la chaleur. En théorie financière la formule de Black et Scholes est basée sur l'hypothèse d'absence d'opportunité d'arbitrage dans un environnement de risque-neutre. Elle assume, par ailleurs, que la dynamique des prix de l'actif sous-jacent suit un processus Brownien géométrique. Dans ce contexte, le rendement du dit actif suit une loi normale et le prix théorique d'une option d'achat européenne y afférente s'écrit :

$$c(S, X, T, r, q, \sigma) = Se^{-qT} N(d1) - Xe^{-rT} N(d2) \quad (2)$$

$$\text{avec : } d1 = \frac{\ln\left(\frac{S}{X}\right) + \left(r - q + \frac{1}{2}\sigma^2\right)T}{\sigma\sqrt{T}}$$

$$d2 = d1 - \sigma\sqrt{T}$$

$N(.)$  représente la densité cumulée de la loi normale.

Dans l'hypothèse où les prix à termes de l'actif sous-jacent sont dictés par un processus de diffusion log-normal et en l'absence d'opportunité d'arbitrage, les formulations précédentes peuvent être simplifiées en substituant  $Se^{-qT}$  par  $Fe^{-rT}$ . En introduisant cette substitution dans l'expression (2), on aboutit à l'expression suivante:

$$c(F, X, T, r, \sigma) = Fe^{-rT} N(d1) - Xe^{-rT} N(d2)$$

$$\text{Avec : } d1 = \frac{\ln\left(\frac{F}{X}\right) + \frac{1}{2}\sigma^2 T}{\sigma\sqrt{T}}$$

$$d2 = d1 - \sigma\sqrt{T}$$

$(F)$  est le prix à terme de l'actif sous-jacent, tandis que  $(\sigma)$  représente la volatilité de celui-ci. Cette formulation permet l'évaluation d'un call européen. Elle repose sur cinq paramètres dont quatre sont observables ( $F, X, T, r$ ). Etant donné que la volatilité demeure l'unique variable inobservée, le prix d'un call peut être exprimé comme fonction de la volatilité. Ainsi, la volatilité se présente comme étant le paramètre le plus important pour la détermination du prix d'une option et son estimation conditionne le degré de précision de l'évaluation de celle-ci. Il y a lieu de noter que si la formule de Black & Scholes était parfaitement valide, la volatilité implicite serait la même quel que soit le prix d'exercice considéré. Cependant, de multiples travaux empiriques ont révélé que la volatilité implicite des options européennes est dépendante du prix d'exercice de l'option et de sa durée résiduelle. Pour une maturité donnée, la représentation de la volatilité implicite en fonction des prix d'exercice affiche une forme convexe plutôt qu'une droite horizontale, telle que postulé par le modèle de Black & Scholes. Une telle découverte est qualifiée dans la littérature financière de « volatility smile ». Cette dernière s'explique par une volatilité implicite des options en dehors de la monnaie plus forte que celles afférentes aux options à parité et/ou dans la monnaie. Autrement dit, la volatilité smile traduit le fait que les options qui sont en dehors de la monnaie sont valorisées par le marché avec un prix plus élevé que celui issu d'un processus brownien géométrique adopté par Black & Scholes.

L'existence d'une telle divergence traduit le fait que les acteurs du marché accordent une probabilité plus élevée à des valeurs éloignées de la tendance centrale que celle d'une distribution log-normale.

La mise en cause de la pertinence du modèle log-normal s'est traduite par l'émergence d'autres modèles qui présupposent soit un processus différent du processus Brownien géométrique pour caractériser l'évolution des prix de l'actif sous-jacent, soit l'adoption, ex-ante, d'une forme de distribution de probabilité du prix compatible avec l'asymétrie et l'aplatissement de la distribution neutre au risque. Parmi la première catégorie de modèles, en l'occurrence les spécifications paramétriques, on y trouve les modèles dits à volatilité stochastique<sup>194</sup>. Dans ce cadre, il y a lieu de noter que ces modèles sont handicapés par la complexité de la spécification du processus stochastique, mais aussi par la multiplication du nombre de paramètres à estimer. Quant aux modèles de la seconde catégorie, basés à leur tour, sur le choix ex-ante d'une distribution de probabilités, ils permettent de réduire considérablement les paramètres à estimer. Dans cette catégorie de modèles, la mixture de deux densités log-normales introduite par Melick et Thomas (1997), demeure l'approche la plus répandue pour l'estimation de la densité neutre au risque. Il y a lieu de souligner que la mixture de lois permet la prise en compte de la non-normalité des processus afférents aux prix des actifs financiers.

La mixture de deux distributions log-normales peut être décrite par cinq paramètres : deux paramètres pour chaque distribution ( $m_1, v_1$  et  $m_2, v_2$ ) et un paramètre de pondération ( $\theta$ ) reflétant le poids attribué à chaque distribution de probabilité. La densité log-normale neutre au risque issue de la mixture de deux lois log-normales peut être formulée ainsi :

$$f(S_T) = \theta \cdot \left( \text{LogN}(S_T | m_1, v_1) \right) + (1 - \theta) \cdot \left( \text{LogN}(S_T | m_2, v_2) \right)$$

$$\text{Avec : } m_i = \ln S_0 + \left( \mu_i - \frac{1}{2} \sigma_i^2 \right) \cdot \tau$$

$$v_i = \sigma_i \sqrt{\tau}$$

Où :

$S_0$  est le prix courant de l'actif sous-jacent ;

$m_i, v_i$  : les moyennes et les variance des distributions normales ;

$\theta$  est le poids attribué à chacune des deux distributions log-normales ( $0 \leq \theta \leq 1$ ) ;

Intuitivement, l'adoption d'une mixture de lois de probabilité par les acteurs de marché est synonyme d'anticipation par ces derniers de configurations différentes sur l'évolution des prix de l'actif sous-jacents auxquelles ils attribuent une probabilité  $\theta$  et  $(1 - \theta)$ . Autrement dit, l'évolution des actifs serait potentiellement dictée par deux dynamiques dont les dérives et la volatilité sont, respectivement  $(\mu_1, \mu_2)$  et  $(\sigma_1, \sigma_2)$ . L'estimation de la densité neutre au risque est fondée sur le principe de non arbitrage de Breeden et Litzenberg (1978), c'est-à-dire qu'elle est obtenue à partir de la seconde dérivée du prix de l'option par rapport à son prix d'exercice, telle que :

$$f(S_T) = e^{-rT} \frac{\partial^2 C(S, T, X, r, q, \sigma)}{\partial X^2}$$

194 Les modèles GARCH sont un outil pour la modélisation et l'estimation de la densité conditionnelle.

Or, il s'avère que les options ne sont échangées que pour un ensemble de prix d'exercice limité du sous-jacent. Différentes méthodes coexistent pour remédier à cette difficulté. Parmi ces dernières, on y trouve soit le recours à des approximations numériques de cette seconde dérivée, soit l'estimation des paramètres de la fonction de densité neutre au risque par l'intermédiaire de la minimisation de l'écart quadratique entre le prix théorique de l'option et le prix observé. Dans ce cadre, l'une des approximations suggérées dans la littérature empirique s'exprime ainsi<sup>195</sup>:

$$\frac{\partial^2 C(S, T, X, r, q, \sigma)}{\partial X^2} \approx \frac{C(X_{i+1}) - C(X_i)}{X_{i+1} - X_i} - \frac{C(X_i) - C(X_{i-1}))}{X_i - X_{i-1}} \left/ \left[ \frac{1}{2} (X_{i+1} - X_{i-1}) \right] \right.$$

Quant à la minimisation de la divergence du prix théorique et le prix du marché,

elle s'écrit :  $\min_{m,1,n,1,m,2,n,2,\theta} \sum_i^n \left( C_{i,t}^{\wedge} - C_{i,j} \right)^2$

## II.2) LES DONNÉES UTILISÉES ET LES RÉSULTATS EMPIRIQUES

Les données exploitées pour inférer les densités neutres au risque couvrent la période de l'année 2007. Ce sont des cotations quotidiennes d'options européennes dont les sous-jacents sont l'indice eurostoxx 50 et l'indice des valeurs bancaires européennes apparenté à l'indice DJE eurostoxx 300. Sur ces deux marchés, l'expiration des options se manifeste chaque troisième vendredi du mois. De plus, différentes maturités allant d'une journée jusqu'à quatre ans sont traitées. Toutefois, afin d'éliminer l'effet du délai d'expiration, les estimations devraient s'appuyer sur des options à maturité constante. Ainsi, seules les échéances de 45 jours ouvrables sont considérées dans l'inférence des fonctions de densités neutre au risque. Les prix d'exercice de ces options couvrent un intervalle allant 3400 à 5000 pour l'indice eurostoxx 50 et de 370 à 530 pour l'indice des valeurs bancaires avec des accroissements respectifs de 50 et 10 points. La comparaison de ces densités de probabilité nous donne une description des anticipations des acteurs, à une date donnée, sur les évolutions des prix des actifs sous-jacents en l'occurrence les anticipations à 45 jours. Quant au taux d'intérêt sans risque adopté pour les estimations de ces densités de probabilité, il s'agit du taux Euribor à 2 mois.

Le logiciel Gauss et son module d'optimisation sous-contraite furent utilisés pour la minimisation de l'écart quadratique entre le prix théorique et le prix du marché de l'option. Les estimations sont réalisées à trois dates différentes pour les options sur l'indice eurostoxx 50 et pour l'indice des valeurs bancaires.

Les graphiques ci-après présentent les estimations des fonctions de densités selon les deux méthodologies décrites précédemment, en l'occurrence la loi log-normale et la mixture de lois. Plusieurs points sont importants à souligner. Contrairement au modèle log-normal qui ne met en évidence aucune asymétrie pour les trois densités estimées, on observe clairement l'asymétrie et la bi-modalité de la densité neutre estimée avec deux mixtures de lois log-normales, en pleine turbulence du mois d'août du marché de crédits à risque « subprime ». Cette distribution est caractérisée par une queue de distribution plus épaisse, qui traduit particulièrement le déplacement à gauche de la masse centrale de la densité en question. Il est à noter que les estimations révèlent que la moyenne des densités neutres estimées par une mixture de lois log-normales oscille entre 4218 et 4452 points. La moyenne de la distribution du mois d'août est inférieure de 234 points comparativement à la distribution du mois de juillet. Cet écart est réduit à 100 points en septembre, reflétant ainsi le tassement relatif des incertitudes du marché en septembre. La distribution cumulative des probabilités neutres au risque du mois de septembre affiche une probabilité de 0.435 pour

195 Voir P. Söderlind et L.E.O. Svensson, 1996.

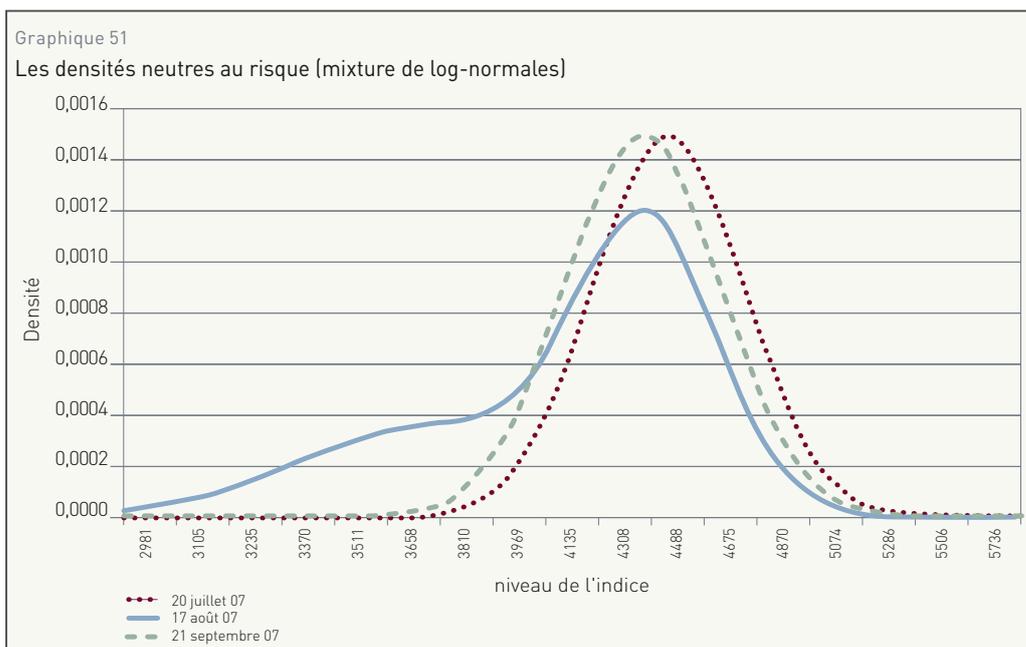
que le niveau d'indice soit, tout au plus, égal à au premier moment de la distribution neutre au risque du mois de juillet (4452,33 points). En d'autre terme, les acteurs du marché attribuent une probabilité de 0.565 pour une valeur plus élevée que la moyenne précitée.

L'allocation de probabilité entre les queues de la distribution et le centre a changé considérablement entre le 20 juillet et 17 août de l'année 2007. Par conséquent, l'écart entre les percentiles à 5% et à 95% fut relativement faible au mois de juillet comparativement à celui du mois d'août. L'accroissement de cet intervalle au mois d'août reflète la progression de l'incertitude du marché quant à l'évolution de l'indice boursier.

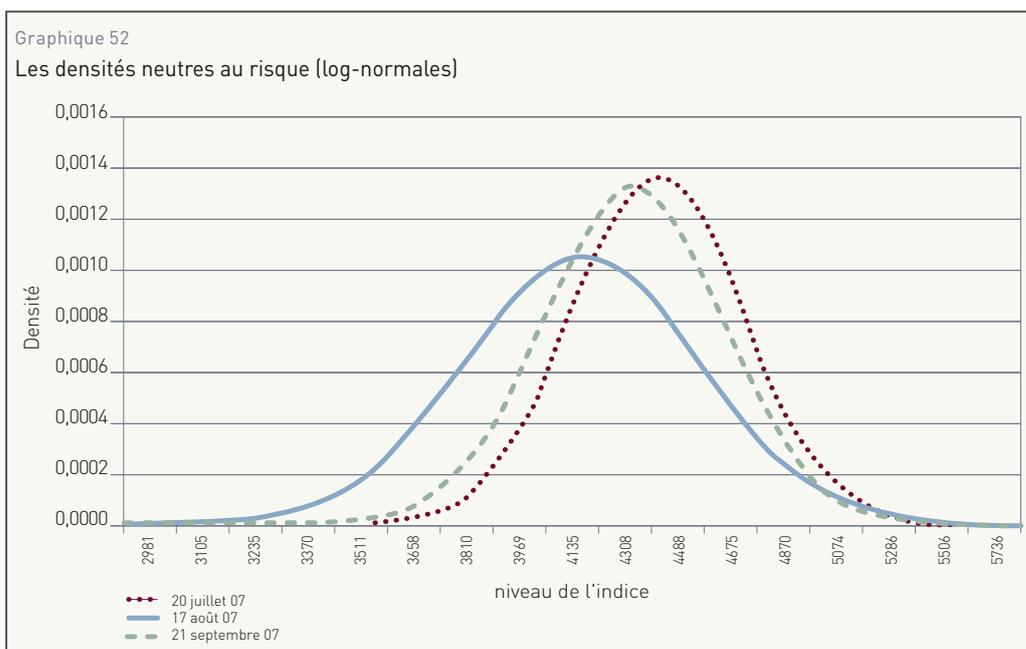
Autrement dit, les acteurs du marché anticipent une étendue plus vaste quant à l'évolution des valeurs de l'indice eurostoxx 50. De plus, la bi-modalité de la densité neutre estimée pour le mois d'août laisse présager que les acteurs du marché attribuent une probabilité plus élevée à un scénario plus pessimiste dans lequel la valeur de l'indice serait inférieure à 3800 points.

Concernant les écarts de résultats entre les deux méthodes utilisées pour l'estimation des densités neutres au risque, les graphiques révèlent que les résultats sont relativement proches. Toutefois, les deux méthodes génèrent des différences en matière d'allocation de la masse des probabilités, en particulier en ce qui concerne les densités du mois d'août.

S'agissant des densités neutres estimées à partir des options dont le sous-jacent est l'indice des valeurs bancaires européennes, les deux méthodes de mesure affichent des résultats très proches. De plus, l'asymétrie des distributions des densités neutres au risque issues de l'indice des valeurs bancaire est moins prononcée que celle observée pour l'indice eurostoxx 50. Le graphique 53 révèle que les



Source: BCL

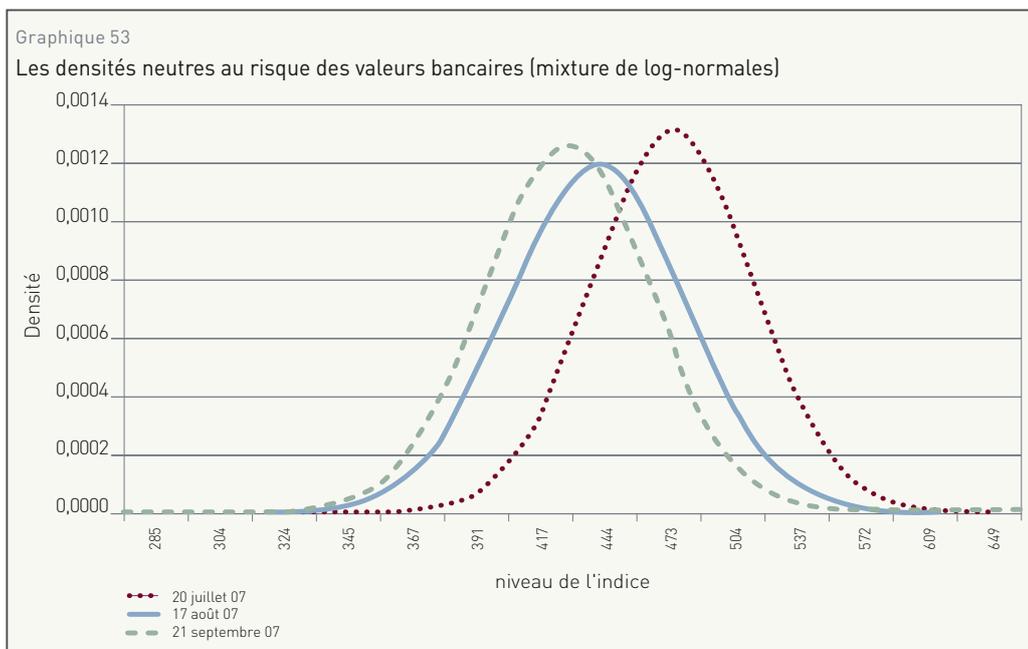


Source: BCL

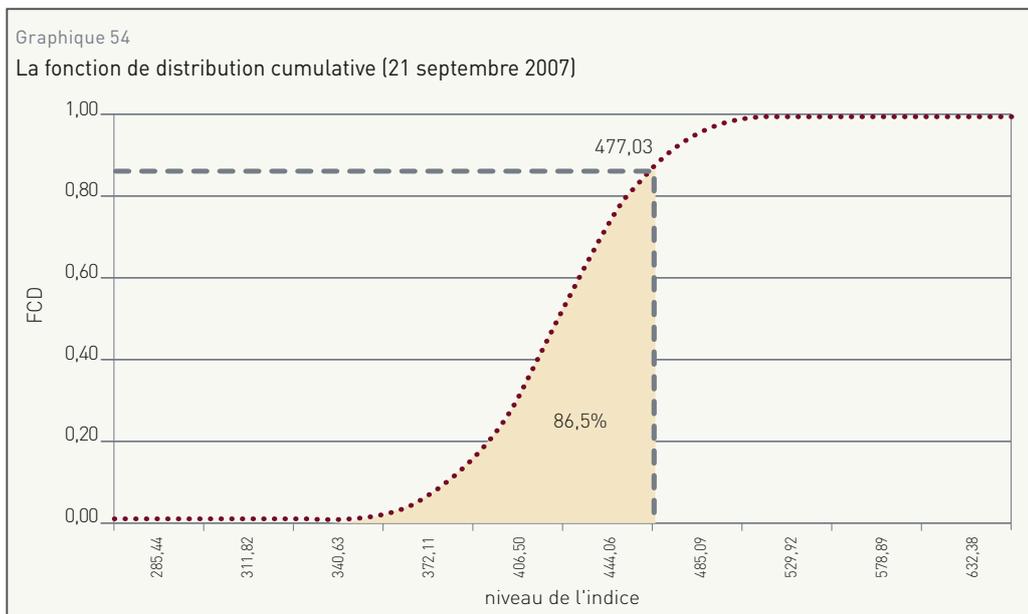
moyennes des distributions du mois d'août et de septembre sont inférieures, respectivement, de 40 et de 42 points par rapport à celle du mois de juillet. L'écart en valeur absolue demeure faible comparativement à celui observé pour l'indice eurostoxx 50. Néanmoins, la valeur relative de cet écart indique que les acteurs du marché anticipaient une chute conséquente de l'indice des valeurs bancaires européennes de plus de 8% par rapport à sa valeur anticipée au mois de juillet. Il peut être utile de noter que la valeur de cet écart

est une indication à l'implication « plus au moins importante » des banques faisant partie de cet indice boursier dans la crise du sub-prime.

Compte tenu de la persistance des perturbations issues de cette crise du sub-prime et qui agitent l'économie bancaire internationale, il serait opportun de s'interroger sur l'importance de la probabilité que les investisseurs attribuent pour un retour à une situation « normale » durant les deux mois à venir, où le niveau de l'indice des valeurs bancaires européennes soit supérieur ou égal à celui observé avant la crise du mois d'août 2007. A cet égard, la distribution cumulative des probabilités du mois de septembre (voir graphique 54) révèle que les investisseurs attribuent une probabilité relativement faible (0.135) à la réalisation d'un tel scénario. Autrement, ils jugent avec une probabilité de 0.865 que le niveau de l'indice des valeurs bancaires européennes demeurerait inférieur à la valeur de 477.03 points au cours des 45 jours à venir.



Source: BCL



Source: BCL

### III) CONCLUSION

Dans cette contribution, nous mettons en œuvre deux méthodes d'extraction des densités neutres au risque. Pour différentes dates nous avons appliqué ces deux méthodes à des données relatives aux prix des options européennes dont les sous-jacents sont l'indice eurostoxx 50 et celui des valeurs bancaires, apparenté à l'indice DJE eurostoxx 300. Les différences de résultats entre les deux méthodes demeurent très marginales en période « normale ». Cependant, en période de turbulence ou d'incertitude sur les marchés, l'estimation de densité fondée sur un mélange de densités log-normales permet une meilleure évaluation des prix des options.

La considération de la date du 17 août 2007, jour de turbulence sur les marchés dû à la crise du sub-prime dans les estimations de densités neutres au risque révèle que ces dernières se caractérisent par un étalement plus important que celles estimées pour dates antérieures. Ce résultat reflète l'accroissement de l'incertitude du marché quant à l'évolution future des indices boursiers en question. Toutefois, l'anticipation de la baisse, en particulier de l'indice des valeurs bancaire, par les acteurs du marché demeure relativement importante. En effet, la comparaison des moyennes des trois densités laissent présager une baisse anticipée de cet indice de plus de 8% comparativement à la valeur affichée par cet indice en juillet.

Il semble utile, par ailleurs, de préciser que la disponibilité de ces informations pour les banques centrales serait un facteur d'enrichissement du contenu de l'information prospective nécessaire à la conduite de la politique monétaire. Ceci est d'autant plus vrai que la variabilité temporelle des moments de la densité neutre au risque est une indication pertinente sur l'évolution de la perception et des anticipations des acteurs du marché.

### BIBLIOGRAPHIE

**Bahra, B. (1997):** Implied Risk-Neutral Probability Density Functions From Option Prices: Theory and Application, Bank of England, Working Paper n° 66.

**Breeden, D. and R. Litzenberger (1978):** Prices of States Contingent Claims Implicit in Options Prices, Journal of Business, n° 51, pp. 621-651.

**Glatzer, E. and M. Scheicher (2003):** Modelling the Implied Probability of Stock Market Movements, European Central Bank, Working Paper Series n° 212.

**Hull, J. (2004) :** Options, futures et autres actifs dérivés, édition française dirigées par P. Roger et al., 5ème édition, Pearson Education France éd.

**Jondreau, E. et M. Rockinger (1997):** Estimation et interprétation des densités neutres au risqué : une comparaison de méthodes, Banque de France, Notes d'Etudes et de Recherche.

**Melick, W. R. and C.P. Thomas (1997):** Recovering an Asset's Implied PDF From Options Prices: an Application to Crude Oil During the Gulf Crisis, Journal of Financial and Quantitative Analysis, Vol. 32, n° 1, pp. 91-115.

**Syrdal, S. A. (2002):** A study of Implied Risk-Neutral Density Functions in Norwegian Option Market, Norges Bank, Working paper n°13.

**Taylor, S. J. (2005):** Asset price dynamics, volatility, and prediction, Princeton University Press.

#### 4 MESURE DE L'ATTITUDE DES INVESTISSEURS FACE AUX RISQUES : ANALYSE DU MARCHÉ DES ACTIONS DE LA ZONE EURO <sup>196</sup>

Par Paolo GUARDA\* et Abdelaziz ROUABAH\*\*

Le but de cette contribution est la construction d'un indicateur qui reflète le degré d'appétit des investisseurs pour le risque. A cet égard, l'indicateur s'obtient en comparant la distribution de probabilités statistiques des rendements futurs d'un actif ou d'un indice boursier avec la distribution dite neutre au risque. Naturellement, cette dernière est extraite à partir des prix des options sur le même sous-jacent. En l'absence d'un marché d'instruments financiers sur le marché boursier luxembourgeois, en l'occurrence les options sur l'indice Luxx, la construction de cet indicateur est basé sur l'indice boursier Dow Jones Euro Stoxx 50 de la zone euro ainsi que sur un indice plus large qui est le Dow Jones Stoxx 50, dont le panier de valeurs est étendu à des entreprises britanniques, suédoises et suisses.

Les banques centrales sont très attentives aux trajectoires des cours de valeurs boursières et à leurs mouvements abrupts. Cet intérêt s'explique non seulement par le rôle des prix des actifs en tant que facteur de détermination des conditions sous-lesquelles les entreprises peuvent financer leurs investissements ; mais aussi parce que les trajectoires que prennent les prix des actifs financiers véhiculent les anticipations des investisseurs quant à la croissance et à l'inflation.

Or, tout le monde s'accorde que les cours des valeurs boursières sont en partie dictées par l'attitude des investisseurs à l'égard du risque. De plus, l'analyse des multiples crises internationales a révélé une certaine synchronisation entre les changements de l'appétit des investisseurs en matière du risque et les épisodes de turbulences financières et/ou d'incertitudes macroéconomiques. Par conséquent, la disponibilité d'indices dédiés à la mesure de l'aversion et/ou de l'appétit des investisseurs pour le risque constitue un moyen informationnel pour les banques centrales sur le sentiment global du marché, lequel demeure une composante essentielle de la stabilité financière.

Tarashev et al. (2003) assimilent les changements abrupts des attitudes des investisseurs vis-à-vis du risque à une modification fondamentale de leurs préférences (fonction d'utilité) quant au couple risque-rendement. Il y a lieu de souligner que l'aversion de l'investisseur à l'égard du risque constitue une hypothèse centrale de la théorie du portefeuille. L'un des corollaires de celle-ci est que les investisseurs exigent une rémunération d'autant plus importante que le risque de leurs placements financiers est élevé.

Ainsi, il est vraisemblable qu'en période de turbulences financières sur un segment du marché financier, les investisseurs averses à un niveau prédéfini du risque abandonnent les actifs y afférents en faveur d'investissements à rendement plus certain. Les récentes corrections des indices des valeurs bancaires ainsi que celles des indices boursiers globaux reflètent dans une large mesure la progression de l'incertitude dont la traduction fut un rehaussement du niveau de l'aversion au risque des investisseurs.

Il est intéressant de noter que même si théoriquement la catégorisation de l'attitude de l'investisseur face au risque est bien définie, une confusion s'est installée suite à l'attribution de multiples sens à l'appétit pour le risque. Misina (2006) souligne que différentes interprétations sont avancées dans la littérature pour décrire cette notion. L'aversion à l'égard du risque, l'attrait pour le risque, la prime du risque, la demande d'actifs risqués, la quantité des actifs risqués, sont des exemples de la diversité des sens véhiculé par l'appétit pour le risque.

<sup>196</sup> Cette contribution est un résumé non-technique d'une étude en cours d'élaboration.

\* Département Economie et Recherche

\*\* Département de Stabilité Financière

Or, dans la théorie du portefeuille, l'aversion pour le risque demeure l'unique concept qui caractérise l'attitude de l'investisseur face au risque. Et la dérivée seconde de sa fonction d'utilité nous indique l'intensité de son aversion au risque. Sur cette base, des indices d'aversion au risque furent élaborés. Les définitions initiales de l'aversion au risque d'Arrow-Pratt reposent sur l'hypothèse implicite d'une unique source de risques. Pour remédier à cette contrainte, Ross (1981) a proposé une redéfinition de l'aversion au risque qui considère que la richesse initiale des investisseurs est aléatoire et non assurable. Il a montré, par ailleurs, que l'accroissement de l'aversion pour le risque se reflète, de la même manière que dans la théorie d'Arrow-Pratt, par l'augmentation de la concavité de la fonction d'utilité.

Les travaux les plus récents se sont employés pour clarifier l'ambiguïté qui entoure l'appétit pour le risque et l'aversion au risque. Gai et Vause (2006) et Misina (2006) soulignent que le degré d'appétit pour le risque dépend non seulement de l'aversion des investisseurs au risque, mais aussi de l'importance d'incertitude quant à l'évolution future des prix des actifs. Contrairement à l'appétit pour le risque, l'aversion au risque reflète les préférences fondamentales des investisseurs, lesquelles sont caractérisées par une relative stabilité temporelle. D'ailleurs, dans les modèles de portefeuille, l'aversion au risque est souvent assumée comme étant constante.

Quant à l'appétit pour le risque, bien qu'il soit lié au concept de l'aversion au risque, il se particularise par plus de fluctuations qui s'expliquent par la réaction des investisseurs à des épisodes de vulnérabilité financière et/ou incertitude macroéconomiques. Les récentes turbulences financières, reflétées par des corrections plus au moins sévères des indices boursiers, laissent penser que l'appétit des investisseurs en matière de risque a diminué ; sans affirmer pour autant, que ces investisseurs sont devenus plus averses au risque.

### **Méthodologie de calcul de l'indicateur**

La construction de l'indicateur est fondée sur la comparaison de la distribution objective des probabilités (neutre au risque) du rendement future de l'indice avec la distribution statistique, qualifiée, par ailleurs, de subjective. L'attribution de cette dernière caractéristique à cette distribution s'explique par le fait qu'elle intègre des préférences plus au moins subjectives des investisseurs.

Les deux distributions sont estimées à partir des prix quotidiens de l'indice boursier Euro Stoxx 50 et des prix d'une gamme d'options à fréquence identique et pour le 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 est associée à plusieurs prix d'exercice dont le terme de maturité est identique. Compte tenu de l'observation simultanée de ces deux variables, les prix des options nous donnent un aperçu sur les anticipations des investisseurs en matière du prix du sous-jacent à la date de maturité des options. La combinaison des 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-jacents.

L'extraction de la densité « objective » (neutre au risque) à partir des prix des options est obtenue par la méthode de moindres carrées non-linéaires décrite par Sydral (2002). Plus précisément, il s'agit d'estimer les deux premiers moments de distribution log-normale adoptée (moyenne et variance) tout en minimisant la somme des écarts quadratiques entre le prix théorique de l'option issu de la formulation de Black et Scholes (1973) et le prix observé sur le marché. L'estimation de cette densité est fondée sur le principe d'absence d'arbitrage. Sous cette hypothèse, la dérivée seconde du prix de l'option relativement au prix d'exercice donne la densité de la probabilité neutre au risque. L'estimation de cette dernière est obtenue à partir des prix des options afférentes à l'indice Euro Stoxx 50 à 45 jours de l'échéance du contrat.

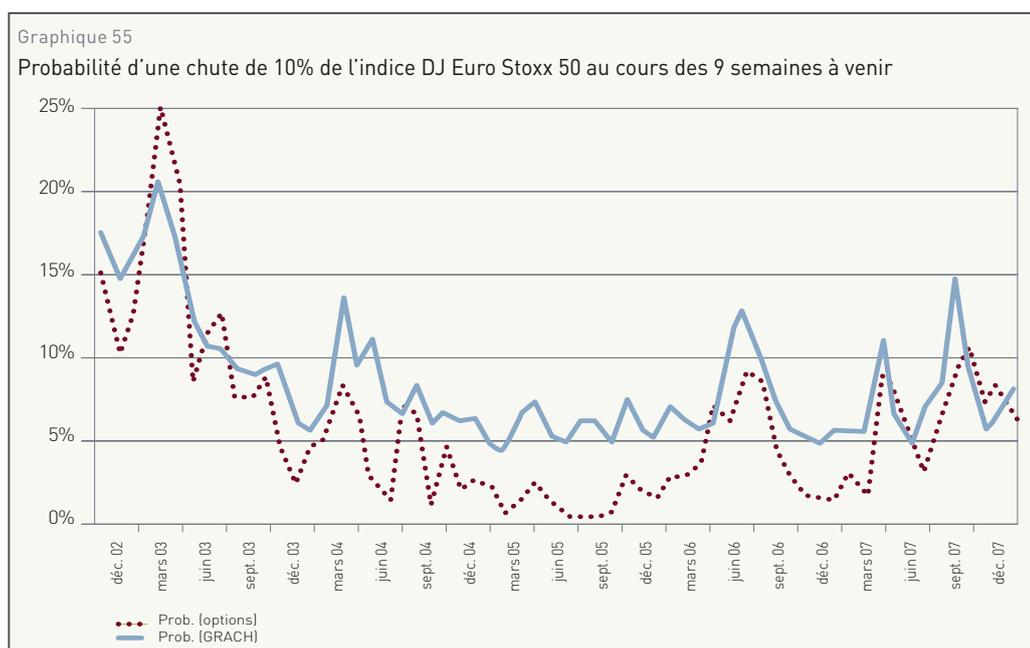
Quant à l'estimation de la densité « subjective », elle est obtenue par un modèle GARCH asymétrique appliqué, dans une première étape, aux rendements quotidiens de l'indice boursier. La variabilité de la variance qui caractérise ce type de modèle est susceptible de capter les préférences des investisseurs, en particulier en période de turbulences, telle que celles observées récemment sur les marchés boursiers. Le modèle est ensuite simulé 5000 fois afin d'obtenir la distribution des rendements futurs de l'indice à 45 jours. Ainsi, l'étendue de la période de prévision est d'une distance identique à celle de l'échéance du contrat des options.

Une fois que les deux distributions (objective et subjective) sont déterminées, nous adoptons la méthode de Tarashev et al. (2003) pour le calcul de l'indicateur d'attitude des investisseurs à l'égard du risque. Par conséquent, cet indicateur est exprimé en terme de rapport entre :

- la probabilité d'un recul minimum de 10% de l'indice boursier issue de la densité objective (neutre au risque) ;
- et la probabilité correspondante issue de la distribution de probabilités subjective (statistique).

### 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. L'absence de données antérieures à 2006 en ce qui concerne les prix des options dont le sous-jacent est l'indice Euro Stoxx 50 nous a conduit à utiliser les prix des options dont le sous-jacent est l'indice Dow Jones Euro Stoxx 50. Il y a lieu de souligner que Tarashev et al. (2003) ont appliqué cette approche à trois indices boursiers, en l'occurrence Standard & Poor's 500 pour les Etats-Unis, FTSE 100 pour le Royaume-Uni et le Dax 30 pour l'Allemagne. Tandis que Scheicher (2003) et Glatzer et Scheicher (2003) ont limité leur analyse au Dax 30. Enfin, l'analyse récente de Gai et Vause (2007) fut confinée à l'indice Standard & Poor's. Au vu des publications en notre possession, la construction d'un indice du sentiment du marché à l'égard du risque pour la zone euro est inexistante. Une telle absence, nous a incité à appliquer cette méthodologie à un indice boursier de référence pour la zone euro (Dow Jones Euro Stoxx 50).



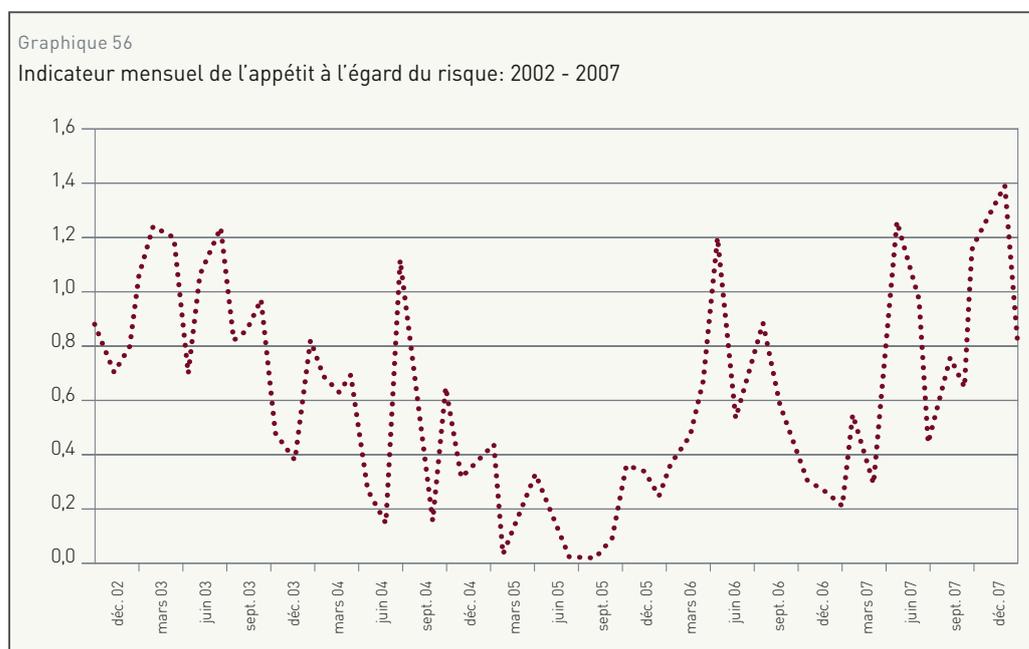
Source: BCL

Les deux graphiques ci-suivants affichent les résultats obtenus quant à l'évolution de l'indicateur ainsi que les probabilités d'une chute de 10% issues des simulations du modèle GARCH et de l'estimation de la densité neutre au risque. Le niveau de l'indicateur est plus élevé lorsque la tolérance de l'investisseur à l'égard du risque est plus faible. Les trois courbes révèlent des changements assez prononcés dans le temps et une accentuation de la sensibilité des investisseurs au risque durant les périodes de turbulences

financières. En effet, le niveau de l'indicateur a enregistré une forte hausse pendant les récentes perturbations financières dues à la crise des crédits immobiliers qualifiés de sub-prime aux Etats-Unis. Il y a lieu de rappeler que l'indicateur est basé sur le rapport entre deux densités de probabilité. A partir de ces dernières, il nous est possible de déterminer la probabilité d'un recul de 10% de l'indice boursier Euro Stoxx 50 à terme de l'échéance de l'option (c'est-à-dire 45 jours) par rapport à sa valeur observée à une date prédéterminée. Ainsi, la probabilité d'une baisse d'au moins 10% de la valeur de l'indice à l'échéance d'août 2007 était de 6% pour la densité neutre et de 8% pour la densité issue du modèle GARCH. L'écart du résultat s'explique par l'étalement plus prononcé de la distribution déduite du modèle GARCH. Il semble, donc, que les investisseurs sur le marché des options attribuaient une probabilité moins importante à une chute de 10% de l'indice que les estimations basées sur les données historiques. A l'inverse, les probabilités estimées pour le mois de décembre 2007 affichent des niveaux opposés à ceux du mois d'août. Plus précisément, les acteurs du marché des options attribuent une probabilité plus élevée (8%) que celle issue du modèle GARCH (6%) à une chute de 10% de l'indice boursier au cours des 9 semaines à venir.

## Conclusion

La rapidité des transformations financières associée à un phénomène d'innovation en constante évolution ont tendance à écarter le modèle conventionnel d'intermédiation dominant en Europe en faveur d'un nouveau modèle qualifié de "originate-and-distribute business model". La poursuite de ce processus aurait certainement des répercussions sur les canaux de transmission de la politique monétaire au sein de la zone euro. En effet, la progression des produits structurés et leur utilisation grandissante par les banques se sont traduites par un amincissement du rôle du bilan des banques en tant que canal de transmission de la politique monétaire (balance sheet channel). A l'opposé les marchés financiers semblent devenir un substitut à l'érosion de l'intermédiation et au même temps un conduit de transmission très actif de la politique monétaire. De plus, l'interdépendance grandissante des marchés financiers constitue un facteur aggravant de la propagation des crises financières internationales. Ces évolutions ont donné naissance à des demandes de la part de certains spécialistes à l'égard



des autorités monétaires pour qu'elles accordent, à l'avenir, plus de poids aux marchés financiers dans la hiérarchisation des canaux de transmission. Dans ce cadre, il faut rappeler que les analyses des marchés financiers et leurs segments demeurent une composante essentielle du premier pilier de la politique monétaire de l'Eurosystème.



Le rôle croissant des marchés financiers a souligné l'importance d'autres forces, en l'occurrence le degré d'attrait des investisseurs au risque, dans l'explication de la variation des actifs financiers. Ainsi, pour mieux cerner les facteurs sous-jacents à la volatilité des actifs boursiers, il est important pour les banques centrales de posséder un indicateur de mesure du degré d'appétit des investisseurs à l'égard du risque. En s'inspirant des travaux de Tarashev et al. (2003) nous avons construit pour la première fois un indice relatif à la mesure de la tolérance au risque de la part des investisseurs sur le marché des actions Euro Stoxx 50. L'indice calculé semble capturer le comportement des investisseurs, en particulier durant les récentes turbulences financières.

### **Bibliographie**

**Arrow, K. (1970):** Essays in the Theory of Risk-Bearing, North-Holland, Amsterdam

**ECB (2007):** Measuring Investors' Risk Appetite, ECB Financial Stability Review, June, pp. 166-171.

**Gai, P. et N. Vause (2006):** Measuring Investors' Risk Appetite, International Journal of Central Banking, Vol. 2, pp. 167-188.

**Illing, M. et M. Aaron (2005):** A Brief Survey of Risk-Appetite Indexes, Bank of Canada Financial System Review, June, pp. 37-43.

**Misina, M. (2006):** Benchmark Index of Risk Appetite, Bank of Canada, Working Paper n° 2006-16.

**Pratt, J. (1964):** Risk Aversion in the Small and in the Large, Econometrica, 32, pp. 122-136.

**Ross, S. (1981):** Some Stronger Measures of Risk Aversion in the Small and Large with Applications, Econometrica 49, pp. 621-638.

**Scheicher, M. (2003):** What Drives Investors' Risk Aversion? Daily Evidence from the German Equity Market; Bank for International Settlements, Quarterly Review, June, pp. 67-74.

**Sydral, A. S (2002):** A study of Implied Risk-Neutral Density Functions in the Norwegian Option Market, Working paper n° 2002/13, December.

**Tarashev, N., K. Tsatsaronis et D. Karampatos (2003):** Investors' Attitude Towards Risk: What Can We Learn From Options? Bank for International Settlements, Quarterly Review, June, pp. 57-65.



ETUDES  
SPECIFIQUES

6



## **COMMANDE**

Les publications sur support papier peuvent être obtenues à la BCL, dans la limite des stocks disponibles et aux conditions qu'elle fixe. Ces publications peuvent également être consultées et téléchargées sur le site [www.bcl.lu](http://www.bcl.lu)

Toute communication ou suggestion peut être adressée à la  
Banque centrale du Luxembourg – Secrétariat général  
2, boulevard Royal – L-2983 Luxembourg  
Télécopie: +352 4774-4910 – <http://www.bcl.lu> – E-mail: [sg@bcl.lu](mailto:sg@bcl.lu)

Luxembourg, le 28 avril 2008

---