

Création de liquidité bancaire et capitalisation réglementaire :
analyse de la causalité au sens de Granger sur données de panel européennes

KHALIL Hadi[‡]

Résumé :

Dans le modèle financier traditionnel reposant sur l'intermédiation bancaire, le processus de création de liquidité par l'intermédiation des bilans des banques était particulièrement facile à identifier. Dans cet article, nous analysons la relation simultanée entre la variation du capital des banques et leur processus de création de liquidité ou leur exposition au risque de liquidité. Pour ce faire, le test de causalité de Granger, dans le cadre d'un modèle à deux équations simultanées, est effectué sur un panel de 3 102 banques commerciales, coopératives et caisses d'épargne situées dans 15 pays européens, sur la période 2000-2012. Les équations sont estimées par la méthode des moments généralisés (MMG). Nous observons que les activités de création de liquidité sont relativement plus importantes dans les banques commerciales et que les grandes banques sont les principaux fournisseurs de liquidité sur le marché européen. Les constats empiriques montrent que la causalité au sens de Granger, allant du niveau de capitalisation vers l'appétence des banques à créer de la liquidité est positive pour les grandes banques, alors qu'elle est négative pour les banques de petite taille. Les résultats révèlent également une causalité inverse négative, c'est-à-dire un impact négatif, au sens de Granger, de l'indicateur de création de liquidité sur le ratio de capital. Ainsi, les banques européennes, grandes et petites, n'améliorent pas leur ratio de solvabilité lorsqu'elles investissent dans des activités de plus en plus risquées.

[‡] Univ. Orléans, CNRS, UMR 7322, LEO, F45067, Orléans, France, e-mail : hadi.khalil@hotmail.fr

1. Introduction :

Les théories de l'intermédiation financière affirment que la liquidité est essentiellement un produit de la fonction bancaire traditionnelle, soit sur le bilan, en transformant les actifs illiquides en passifs liquides, soit hors bilan, lors d'ouverture des lignes de crédit (Kashyap *et al.* 2002). Les auteurs suggèrent que cette fonction, dite « transformation des actifs »¹, qui rend les banques plus fragiles aux mouvements pro-cycliques², constitue d'une part une source majeure du risque de liquidité et d'autre part une justification pour l'évolution du système d'assurance des dépôts (Diamond et Dubvig, 1983). De fait, le comportement des banques en matière de prise de risque, c'est-à-dire leur fonction de transformation d'échéances et l'utilisation excessive du levier, est présumé être à l'origine de la crise financière survenue à l'été 2007. Quignon (2008) montre que la crise des subprimes a révélé les insuffisances de la réglementation de capital, à tel point que la majorité des banques internationales défailtantes étaient jugées adéquatement capitalisées par les autorités bancaires. En conséquence, le Comité de Bâle, dans son nouvel dispositif (Bâle III), souligne non seulement l'importance de la solvabilité des banques, mais aussi leur rôle comme fournisseurs principaux de liquidité, d'où la nécessité de mettre en place de nouvelles exigences de liquidité bancaires, en complément avec celles de fonds propres. Toutefois, plusieurs interrogations se posent concernant l'efficacité de ce mécanisme prudentiel, le Comité de Bâle : semble-t-il négliger la possibilité que la solvabilité des banques et la création de liquidité pourraient avoir un lien de causalité inverse ? Cette problématique fera l'objet de notre recherche.

Nombreuses sont les études qui se sont intéressées à l'interaction entre le niveau de capitalisation des banques et leur politique de création de liquidité, ou, en d'autres termes, leur comportement de prise de risque de liquidité. La plupart de ces études se sont concentrées sur le lien de causalité allant de la capitalisation vers la création de liquidité. À titre d'exemple, sur la base de données se rapportant au secteur bancaire américain, Berger et Bouwman (2009) ont montré qu'il existe deux courants de littérature pouvant expliquer comment la dynamique de création de liquidité d'une banque varie en fonction de son ratio de capitalisation. Le premier est que les fonds propres, de par leur effet

¹ Ou la transformation des échéances (d'après Bhattacharya et Thakor, 1993).

² Par exemple, les paniques résultant de l'anticipation par certains déposants de l'illiquidité de leur banque (Robert Boyer, 2004)

prudentiel, contribuent à absorber les pertes imprévues de la banque, ce qui est de nature à renforcer la capacité de cette banque à créer plus de liquidité et à maximiser sa prise de risque (Bhattacharya et Thakor, 1993 ; Repullo, 2004). Le deuxième renvoie à la contribution de Diamond et Rajan (2001), indiquant que la fragilité du bilan des banques, c'est-à-dire celles avec un ratio de levier financier élevé, constitue une condition de leur activité de création de liquidité (Bervas, 2008).

D'autres essais ont davantage développé la problématique tenant compte de l'incidence réciproque entre les activités de création de liquidité des banques et leur comportement en matière d'ajustements de capital. Dans un document publié par la banque centrale européenne, Horvath *et al.* (2012), en essayant d'évaluer les implications économiques des exigences réglementaires en fonds propres de Bâle III sur le secteur bancaire en République tchèque, ont constaté un lien de causalité négatif et bidirectionnel entre le niveau de capital des banques tchèques et leur aptitude à créer de la liquidité. En outre, Destignin *et al.* (2012) utilisent un échantillon de banques commerciales européennes et américaines sur la période 2000-2006. Ils trouvent qu'une incitation à la prise de risque de liquidité par les banques, ou une augmentation de leur prédisposition à créer davantage de liquidité n'entraîne pas un renforcement de leur ratio de solvabilité.

Dans cette étude, nous cherchons d'abord à quantifier l'ampleur de la création de liquidité dans le secteur bancaire européen. Pour ce faire, nous considérons l'indicateur de création de liquidité développé par Berger et Bouwman (2012)³. Le deuxième objectif de notre travail consiste à analyser la relation simultanée entre la variation de capital des banques, situées dans les pays européens et leur processus de création de liquidité ou leur exposition au risque de liquidité (risque de transformation). Ainsi, cela nous donne une perspective sur les incidences économiques de nouvelles exigences de capital sous Bâle III. Alors, les deux questions principales traitées dans ce travail sont les suivantes : i) comment le processus de création de liquidité, ou le comportement de prise de risque de liquidité des banques varie lorsqu'elles font varier leur capital ? ii) les changements en matière d'aptitude des banques à créer de la liquidité, ou en matière d'exposition de ces banques au risque de liquidité, entraînent-ils une réaction en terme de leur ratio de

³Cet indicateur est largement illustré dans la section 3 (la définition des variables).

solvabilité (elles maintiennent ou renforcent leur capital) ? Pour répondre à nos questions, nous recourons à un test de causalité de Granger basé sur un modèle de panel dynamique comprenant deux équations simultanées dont les variables expliquées sont la liquidité créée par une banque (à savoir son exposition au risque de liquidité) et sa capitalisation. Les équations sont estimées par l'estimateur des moments généralisés (MMG). L'analyse utilise des données annuelles issues des bilans et des comptes de résultats de 3 102 banques européennes entre 2000 et 2012. Nous considérons trois types de banques : les banques commerciales, les coopératives et les caisses d'épargne dès lors que ces types jouent un rôle important dans l'industrie bancaire européenne. Nous distinguons ensuite parmi ces types trois sous-catégories en fonction de la taille de leur bilan : grandes, moyennes, et petites.

La suite de cette étude est organisée comme suit. La deuxième section présente une analyse théorique de la dynamique de création de liquidité et des approches théoriques qui expliquent la relation entre la capitalisation des banques et leur exposition au risque de liquidité. La troisième section est consacrée à la méthodologie économétrique, à la présentation des variables et à la description des données. Dans la quatrième section, nous présentons l'interprétation des résultats de l'estimation. La conclusion du travail est présentée dans la cinquième section.

2. perspectives théorique

2.1.Création de liquidité :

La fonction traditionnelle des banques (intermédiation de bilan) consiste à convertir l'épargne à court terme qu'elles reçoivent de leurs clients en prêts à durée moyenne ou beaucoup plus longue. À cet égard, elles produisent de la liquidité des deux côtés de leurs bilans : du côté des actifs, les emprunteurs récupèrent leurs besoins de liquidités sous la forme de prêts bancaires. D'autre part, du côté des passifs, les dépôts bancaires sont des actifs favorables (liquides) pour les investisseurs ayant besoin de liquidité.

Dans ce cadre, les banques sont vues comme des institutions capables de surmonter ou de limiter le problème d'asymétrie des informations existant entre les fournisseurs et les emprunteurs de fonds (Bhattacharya et Thakor 1993).⁴ Leur rôle intermédiaire crédit-dépôt leur permet d'adopter un système de contrôle sur le comportement de leurs emprunteurs et sur le suivi des remboursements. Cette circulation de créances et de dettes entre les agents économiques constitue l'essentiel du rôle des banques en tant que créatrices de liquidité. Tandis que le caractère liquide des dépôts fournit aux déposants une assurance de liquidité meilleure que celle pouvant être obtenue sur le marché (Scialom, 2007), les banques détiennent à leur tour des actifs illiquides. Notons que ces actifs représentent des sources de financement ou de liquidité à long terme pour les emprunteurs.

Il en résulte que :

- des liquidités sont créées lorsque des actifs illiquides sont transformés en passifs liquides ;
- des liquidités sont retirées lorsque des actifs liquides sont transformés en passifs illiquides (Berger et Bouwman, 2009, et Horvath, 2012).

À ce propos, une question importante se pose : comment la fonction de création de liquidité des banques européennes évolue-t-elle durant la crise ?

Intuitivement, une réponse adéquate à notre question se traduit par la nécessité de quantifier la capacité d'une banque, et/ou d'un secteur bancaire à faire transformer ses actifs illiquides en passifs liquides (transformation d'échéance). La littérature récente met en évidence une nouvelle mesure de la liquidité créée à un moment donné. À titre d'exemple, Berger et Bouwman ont mesuré, dans une étude publiée en 2009, l'ampleur de liquidité créée sur le secteur bancaire américain. Ceci sera notamment illustré dans la section (3).

⁴ Les banques sont censées être mieux placées que leurs déposants pour effectuer le pooling, la sélection et le suivi des investissements (Bhattacharya et Thakor 1993).

2.2. Capital et Création de liquidité, quelle causalité ?

Les revues ont démontré trois théories pour expliquer la direction et le type de relation entre capital et création de liquidité. Ces théories se différencient selon des perspectives liées à l'appétence au risque des banques, et à la structure de leur bilan.

La première théorie, « absorption des risques », se rapporte au rôle traditionnel des banques en matière de transformation et d'absorption des risques. Les partisans de cette théorie avancent l'argument suivant : la création de liquidité expose les banques à des risques considérables, tel que le retrait des fonds par les déposants. Plus le capital est élevé, plus risques sont amoindris ; les banques les plus capitalisées sont dès lors plus disposées à créer des liquidités sur l'économie, (Allen et Gale 2004). Par contre, les opposants de cette intuition rappellent que le nouveau modèle de gestion de bilan bancaire « *orginate- to- distribute* » a profondément modifié les modes d'absorption des risques. Ils prétendent qu'au cours des dernières années, les banques ont été de plus en plus prédisposées à investir dans actifs risqués, mais plus rentables, dans la seule intention de les revendre (BERVAS, 2008).

La deuxième théorie, « la fragilité du bilan des banques » , fait référence au fait qu'une structure fragile de capital stimule les banques à créer des liquidités. Les adeptes de cette théorie prennent en compte la mission des banques, qui consiste à contrôler, au nom de leurs déposants, le comportement de leurs emprunteurs (Diamond et Rajan 2001). Les banques faiblement capitalisées sont davantage obligées d'exercer la fonction de contrôleur délégué afin d'éviter le risque de ruées des dépôts. Ainsi, une structure financière fragile, à savoir, une structure composée d'une grande part de dépôts liquides, peut être considérée comme une preuve que la banque s'engage à respecter ses obligations (Harvath et al 2012). Par ailleurs, les fournisseurs de fonds propres sont plus enclins à investir leur argent dans des actifs moins risqués (liquides), ce qui réduit du coup la création de liquidité (Cooper et Ross, 2002).

La troisième théorie suggère un mécanisme par lequel la causalité va de la création de liquidité vers la capitalisation. Les banques peuvent d'abord faire varier leur risque et procéder ensuite à un ajustement de capital. En effet, plus les banques créent des liquidités, plus elles risquent de ne pas pouvoir faire face à leurs obligations. Dès lors,

elles deviennent plus enclines à augmenter le ratio de leurs fonds propres (Matz et NEU, 2007). En d'autres termes, les banques prédisposées à l'excès de risque sont plus incitées à augmenter leur ratio de solvabilité. En revanche, l'effet inverse peut être engendré par le fait que, les dépôts bancaires constituant des placements relativement plus sûrs et liquides que l'investissement en capital. Pour cela, les agents des banques préfèrent probablement réaménager leurs portefeuilles en délaissant les actions de capital au profit de détenir de dépôts liquides (Crowding-out of deposits, Gorton et Winton, 2000). Cela aboutit à la création par les banques de plus de liquidité, au détriment de leur solvabilité.

3. Spécification économétrique, variables et description des données

3.1. Méthodologie économétrique :

Pour tester les hypothèses de la recherche, nous allons effectuer une étude empirique sur un échantillon de banques commerciales, de coopératives, et de caisses d'épargne européennes, sur la période 2000-2012. Notre modèle empirique est spécifié par le system d'équations suivant:

$$LC_{i,t} = \sum_{j=1}^m \beta_j FP_{i,t-j} + \sum_{j=1}^m \gamma_j LC_{i,t-j} + \delta Z_{i,t-1} + \pi G_{i,t} + \omega_i + e_{i,t} \quad (1)$$

$$FP_{i,t} = \sum_{j=1}^m \theta_j LC_{i,t-j} + \sum_{j=1}^m \rho_j \rho FP_{i,t-j} + \vartheta Z_{i,t-1} + \pi G_{i,t} + \omega_i + e_{i,t}$$

Où :

$LC_{i,t}$: un indice de la création de liquidité ;

$FP_{i,t}$: un indice du ratio réglementaire de fonds propres ;

$Z_{i,t}$: un ensemble de variables de contrôle au niveau des individus ;

$G_{i,t}$: un ensemble de variables de contrôle macroéconomiques ;

ω_i : des effets fixes rendant compte des différences non observables entre les individus.

Notre système d'équations (1) tente de vérifier si les variations du capital sont antérieures ou postérieures à celles de la création de liquidité. Pour cela nous avons besoin de procéder à un test de causalité au sens Granger. Ce test est effectué en construisant un modèle autorégressif. En d'autres termes, nous avons régressé chacune de ces deux variables par rapport à ses valeurs passées et aux valeurs instantanées et retardées de l'autre variable, tout en ajoutant, dans les équations, d'autres variables de contrôle décrites ci-dessous.

Le principe du test de Granger consiste à poser l'hypothèse suivante:

- une variable stationnaire X cause, au sens de Granger, une autre variable stationnaire Y, si et seulement si la considération des valeurs retardées de la variable causale, soit X, permet de réduire la variance de l'erreur de prédiction de la variable causée, soit Y, et *vice versa*, (Granger 1969).

Dans le contexte de notre recherche, cela implique que le ratio de capital $FP_{i,t}$ ne détermine pas, au sens de Granger, notre indice de création de liquidité $LC_{i,t}$, si tous les coefficients des retards de $FP_{i,t}$ sont statistiquement et conjointement non significatifs. Il en va de même pour l'autre sens de causalité, à savoir, de $LC_{i,t}$ vers $FP_{i,t}$. Alors, les hypothèses à tester sont les suivantes :

$$LC_{i,t} \rightarrow FP_{i,t},$$

$$H_0 : \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \dots + \beta_m = 0$$

$$FP_{i,t} \rightarrow LC_{i,t},$$

$$H_0 : \theta_1 + \theta_2 + \theta_3 + \dots + \theta_m = 0$$

Il est important de noter que la présence du retard de la variable dépendante, dans les explicatives, tend à créer un problème d'endogénéité :

$$[E(LC_{i,lag}, \omega_i) \neq 0, \text{ et } E(FP_{i,lag}, \omega_i) \neq 0]$$

Pour contourner ce problème, l'un des moyens couramment utilisés consiste à faire appel aux premières différences du système d'équation (1) et, ainsi, éliminer les effets fixes des individus :

$$\Delta LC_{i,t} = \sum_{j=1}^m \beta_j \Delta FP_{i,t-j} + \sum_{j=1}^m \gamma_j \Delta LC_{i,t-j} + \delta \Delta Z_{i,t-1} + \pi \Delta G_{i,t} + \Delta e_{i,t} \quad (2)$$

$$\Delta FP_{i,t} = \sum_{j=1}^m \theta_j \Delta LC_{i,t-j} + \sum_{j=1}^m \rho_j \Delta FP_{i,t-j} + \vartheta \Delta Z_{i,t-1} + \pi \Delta G_{i,t} + \Delta e_{i,t}$$

L'estimateur traditionnel de panel dynamique, tel la méthode MCO, risque toujours d'être inapproprié, puisque notre problème d'endogénéité semble persister. Ce genre d'endogénéité tient cette fois à la corrélation entre la variable dépendante retardée, en différence, et le terme d'erreur. $[E(\Delta LC_{i,t-1}, \Delta e_{i,t}) \neq 0, \text{ et } E(\Delta FP_{i,t-1}, \Delta e_{i,t}) \neq 0]$.

Pour remédier à cet obstacle, Arrelano et Bond (1991) ont proposé d'instrumenter les variables explicatives de l'équation en différence première par leurs valeurs en niveau retardées d'une période ou plus, (Minea et Villieu, 2010). C'est ce que nous appelons l'estimateur GMM en différence. Le problème potentiel qui peut surgir, est que les retards en niveau pourraient être des instruments faibles. Dès lors, Arellano et Bover (1995) et Blundell et Bond (1998) ont développé l'estimateur dit GMM en système. Pour cela, les variables, dans l'équation en différence première, sont instrumentées par leurs valeurs en niveau retardées, alors que les instruments dans l'équation en niveau sont exprimés en différences premières. Par conséquent, la méthode du GMM en système sera retenue dans notre recherche.⁵

⁵ Blundell et Bond (1998) ont admis, en se fondant sur les simulations de Monte-Carlo, que l'estimateur GMM en système est plus efficace que celui en différence première, (Minea et Villieu, 2010).

3.2. Définition des variables :

3.2.1. Variables d'intérêts

a) Indice de création de liquidité :

Notre indice de création de liquidité correspond à l'initiative de Berger et Bouwman 2009. Ils ont introduit un indicateur globale qui consiste à : i) diviser tous les actifs et passifs en trois catégories : liquides, semi-liquides, illiquides ; ii) chaque actif et passif est pondéré par un poids dépendant du degré de liquidité ou d'illiquidité. Tableau 1 présente les pondérations affectées aux différents actifs et passifs du bilan bancaire, tout comme berger et bouwman (2012) :

[Insérer tableau 1 ici]

L'indicateur de la création de liquidité est alors établi comme suit :

$$LC = \frac{0.5(\text{Actifs illiquides}) + 0(\text{Actifs semiliquides}) - 0.5(\text{Actif liquides}) + 0.5(\text{Passifs liquides}) + 0(\text{Passifs semiliquides}) - 0.5(\text{Passifs illiquides})}{\text{Total Actifs}}$$

La mesure traditionnelle de la liquidité bancaire est la différence entre les actifs à court terme et les passifs à court terme, exprimée en pourcentage des actifs totaux. L'utilisation d'un tel indicateur pourrait être inexacte sous certaines conditions (Poorman et Blake, 2005). À titre de rappel, Southeast Bank of Miami, ayant disposé d'un ratio de liquidité supérieur à 30 %, a connu une faillite complète en 1991 (Distinguin et al, 2012).

b) Ratio réglementaire du capital :

Il rapporte le montant des fonds propres (Tier 1 et Tier 2), au montant des actifs pondérés en fonction des risques.⁶ En raison de l'absence de cette exigence minimale pour la plupart des banques retenues dans notre étude, nous choisissons de recourir au ratio de fonds propres sur le total d'actifs.

⁶ Les efforts de Bâle I (1991) ont surtout porté sur le risque de crédit, et contraint les banques à pondérer leurs actifs en fonction de leur exposition au risque de crédit. Ainsi, les banques ont besoin de (doivent) détenir davantage de capital si elles choisissent de détenir des actifs plus risqués.

3.2.2. Variables de contrôle :

Nous essayons d'intégrer les facteurs étant identifiés fréquemment dans les travaux antérieurs, et susceptibles d'influer sur la relation entre le capital des banques et leur capacité à créer des liquidités. Ces facteurs pourraient être extraits des données microéconomiques au niveau des banques, ainsi que des données macroéconomiques.

[Insérer tableau 2 ici]

a) Profitabilité :

Nous incluons cette variable dans nos régressions afin de contrôler l'éventuelle sensibilité entre le niveau de capital d'une banque et sa politique de dividende (Pecking order theory of finance, Flannery and Ragan (2008) et Berger et *al.* (2008)). Nous considérons le ratio de rendement sur les actifs (ROAA) comme un indicateur de rentabilité des banques.

b) Les déterminants de risque :

Il est indispensable de contrôler le risque, notamment en raison de l'importance que représente la politique d'une banque, en matière de prise de risque, dans la détermination du niveau adéquat de capital et d'actifs liquides. **i)** risque de crédit : notre mesure de risque de crédit correspond au montant des prévisions pour perte sur prêts divisé par le total des prêts. **(ii)** Risque de liquidité : ayant été mesuré par le rapport d'actif liquides sur les dépôts à vue et à terme (Bonfim et Kim, 2012). **iii)** Risque d'insolvabilité (distance au défaut) : pour le mesurer, nous retiendrons le ratio des Z-score, étant égal à la somme de la rentabilité des actifs et le ratio de capital divisés par la volatilité du revenu.

c) Ratio interbancaire :

Ce ratio se mesure par le rapport entre les fonds prêtés à d'autres banques et ceux empruntés auprès d'autres.

d) Taille de la banque :

Nous mesurons cette variable par le logarithme naturel du total des actifs.

e) Variables macroéconomiques :

L'introduction des variables macroéconomiques, tel la croissance du PIB et l'écart de rendement des emprunts publics, vise à évaluer l'influence de l'environnement économique de chaque banque.

3.3. Données :

L'analyse empirique de notre papier porte sur des données de panel d'un échantillon de 3 102 banques actives, issues de 15 pays européens⁷. Ces données sont annuelles, couvrent une période s'étendant de 2000 à 2012 et comportent des détails sur les bilans bancaires (non-consolidés), ainsi que sur les comptes de résultat. Nous adoptons la classification de la base de données Bankscope en termes de types de spécialité des banques. Autrement dit, notre étude est menée sur 816 banques commerciales, 1636 banques coopératives, et 650 banques d'épargne. En outre, notre échantillon a été classé, en fonction de la taille des banques, en trois catégories en ce qui concerne les banques commerciales et les caisses d'épargne, et en quatre groupes pour les banques coopératives. Notons que le nombre relativement important de coopératives justifie notre recours à ce classement. À cet effet, et conformément aux travaux existants, une banque est grande, moyenne, ou petite si sa taille est, respectivement, supérieure à 3 milliards d'euros, entre 1 et 3 milliards d'euros, inférieure à 1 milliard d'euros. Toutefois, ayant connaissance que les banques coopératives de petite taille sont trop nombreuses (1012 banques), nous y avons uniquement intégré une quatrième catégorie nommé « très petite banque », qui couvre les banques d'une taille inférieure à 0.2 milliard d'euros.⁸

⁷ L'échantillon est constitué des banques de 15 pays européen : Allemagne, Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, Finlande, France, Grèce, Irlande, Italie, Luxembourg, Pays-Bas, Portugal, Royaume-Uni, Suède.

⁸ Selon cette typologie, nous disposons donc de:

- 816 banques commerciales : 238 grandes, 304 moyennes, 274 petites ;
- 1636 banques coopératives : 111 grandes, 514 moyennes, 552 petites, 460 très petites ;
- 650 banques d'épargne : 141 grandes, 363 moyennes, 146 petites.

Pour finir, nous avons également utilisé la base de données de la Banque mondiale et celle de data-stream pour récupérer, respectivement, la croissance du PIB et les écarts de rendement des obligations souveraines.

4. Résultats :

Cette section présente nos résultats. Avant de procéder à l'analyse des résultats de notre régression, il sera utile d'avoir un aperçu de l'ampleur et de l'évolution des liquidités créées par les banques européennes durant la période retenue dans notre recherche (2000-2012).

4.1. Analyse de la création de liquidité dans le temps et en coupes transversales :

Dans cette sous-partie, nous fournissons une description du volume de liquidité produite en Europe (15 pays), et surtout la manière dont elle varie dans le temps. Rappelons et précisons que pour chaque type de banques retenues dans notre étude (commerciales, coopératives et caisses d'épargne), nous avons trois catégories (grandes, moyennes, et petites).⁹ Cette décomposition nous permet donc d'enrichir notre analyse sur l'importance relative de chaque catégorie dans le processus de création de liquidité sur le marché européen. Le tableau (3) montre les données statistiques sur la création de liquidité bancaire, sur la totalité de la période considérée, en fonction des catégories des banques, et séparément pour les petites, moyennes et grandes banques :

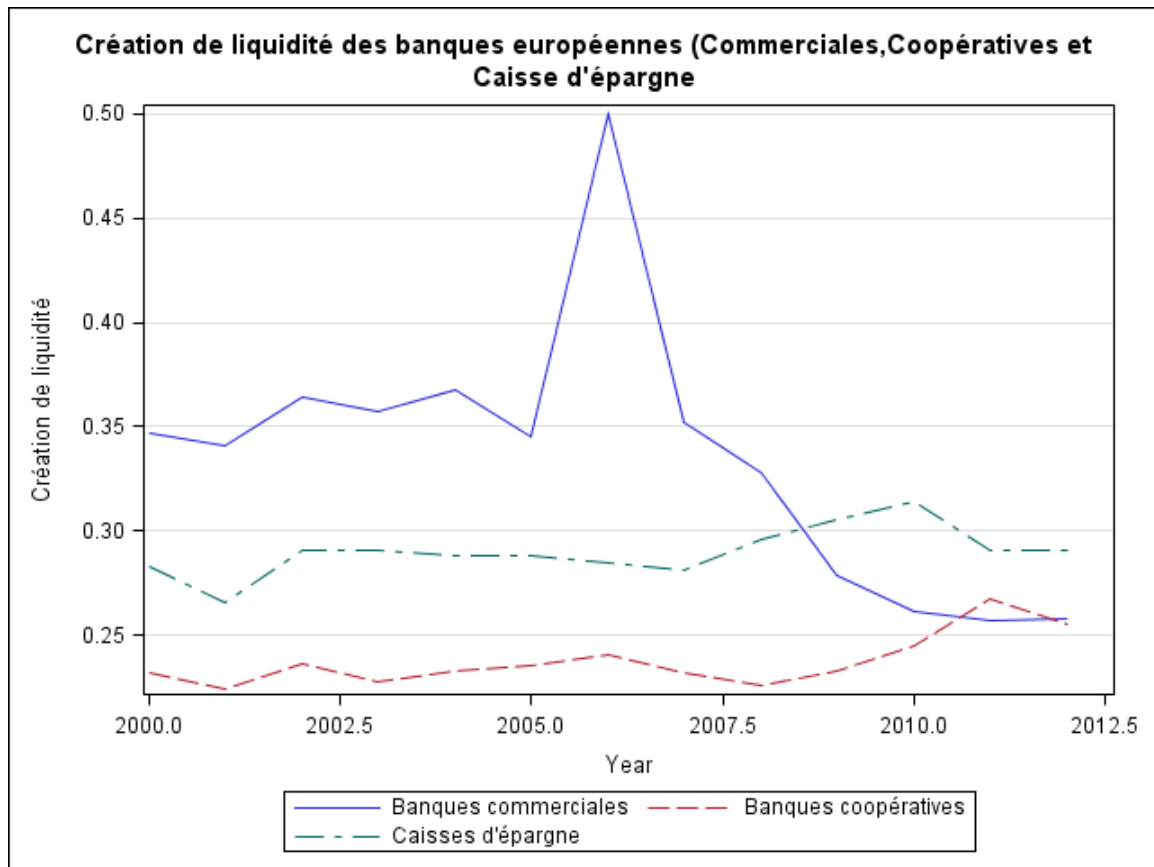
[Insérer tableau 3 ici]

En premier lieu, comme indiqué dans le tableau (3) et le Graphique (1) ci-dessous, les activités de création de liquidité sont relativement plus importantes dans les banques commerciales. Ces banques créent la part la plus importante de la liquidité dans l'industrie bancaire durant toute la période considérée. En moyenne, la production de liquidité de la part des banques commerciales, 2 307,2 md en 2000, s'élève à 5 276,2 md en 2006, mais elle se dégrade à 2 924,7 md en 2012. La liquidité issue des caisses d'épargne connaît le même sort, s'élevant de 461,53 md en 2000 à 733,88 md en 2009, mais chutant à 595,46 md en 2012. Il n'en va pas de même pour les banques coopératives, leur production, à 350 md en 2000, ne cesse d'accroître, passant à 741,12

⁹ Quatre catégories pour les banques coopératives.

md en 2009 contre 727,27 md en 2012. Un détail intéressant à souligner à ce propos est la crise financière, déclenché mi-2007, qui s'est accompagnée d'une forte décroissance du crédit. Ce constat est largement confirmé pour les banques commerciales. Cependant, les banques coopératives semblent être les moins touchées par les effets négatifs de cette crise. Il convient de préciser que la majorité de ces banques sont de petite taille. Ainsi, pouvons-nous affirmer que cela explique ce dernier résultat ?

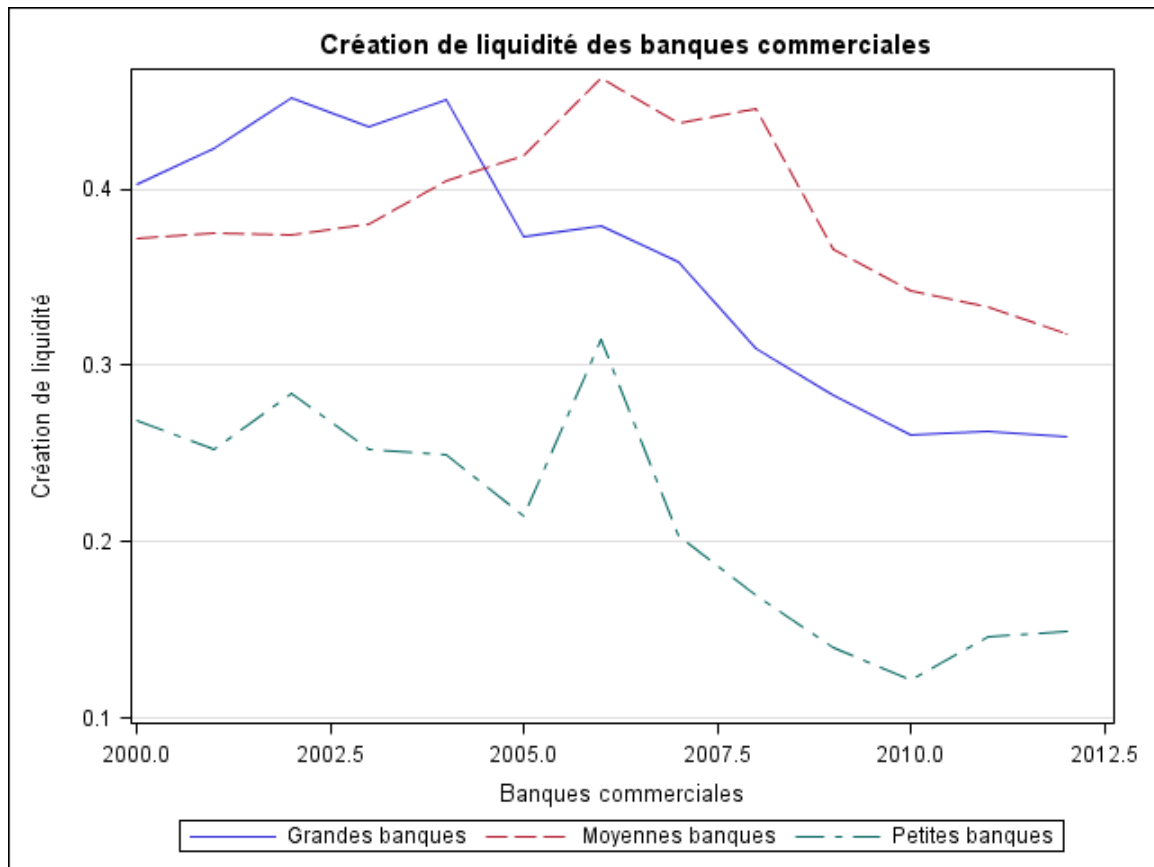
Graphique 1. Création de liquidité des banques européennes



En second lieu, il importe de savoir comment la production de liquidité des banques européennes diffère, non seulement selon le type d'activités (commerciales, coopératives, caisses d'épargne), mais aussi en fonction de leur taille (petites, moyennes, grandes). Comme nous pouvons le constater dans le tableau (3), la contribution de chaque catégorie de taille des banques, dans le processus de création de liquidité, semble être sensiblement différent entre les trois groupes étudiés.

Commençons par les banques commerciales. Notre indice de création de liquidité, exprimée en pourcentage du total des actifs, a indiqué que la production des grandes banques était légèrement plus élevée que celle des banques moyennes avant 2005, mais ce constat s’est largement renversé à partir de 2006. Ce résultat est imputable notamment à la baisse graduelle de production des grandes banques commerciales, passant de 40,3% en 2000 à 26 % en 2012, Graphique (2).

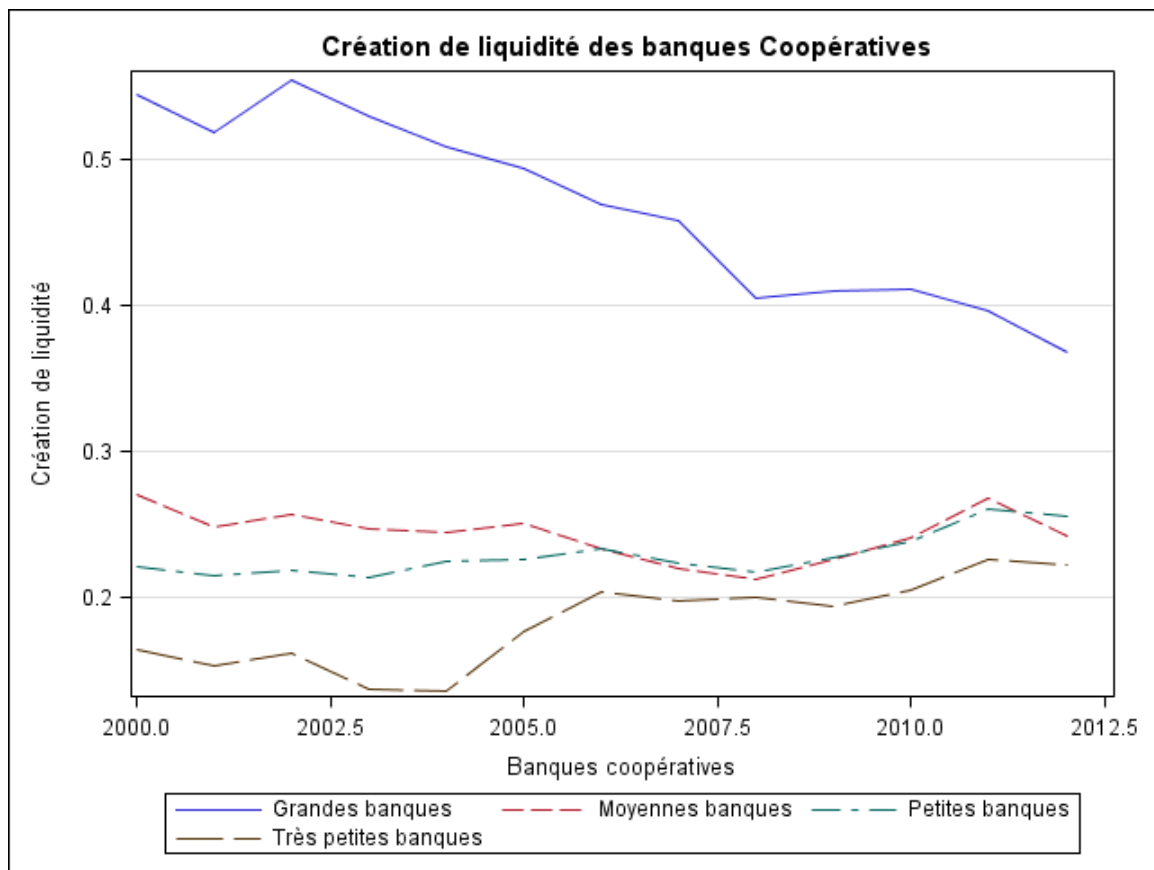
Graphique (2). Création de liquidité des banques commerciales européennes



En ce qui concerne les banques coopératives, et malgré leur moins grand nombre, les grandes banques semblent être les participants les plus importants, durant toute la période considérée. Toutefois, il est nécessaire de souligner que cette importance relative du rôle des grandes banques coopératives a connu une dégradation graduelle au cours de la période étudiée, leur contribution à la liquidité créée passant de 54,5% en 2002 à 36,8% en 2012, comme illustré dans le Graphique (3). Nous trouvons opportun de rappeler ici

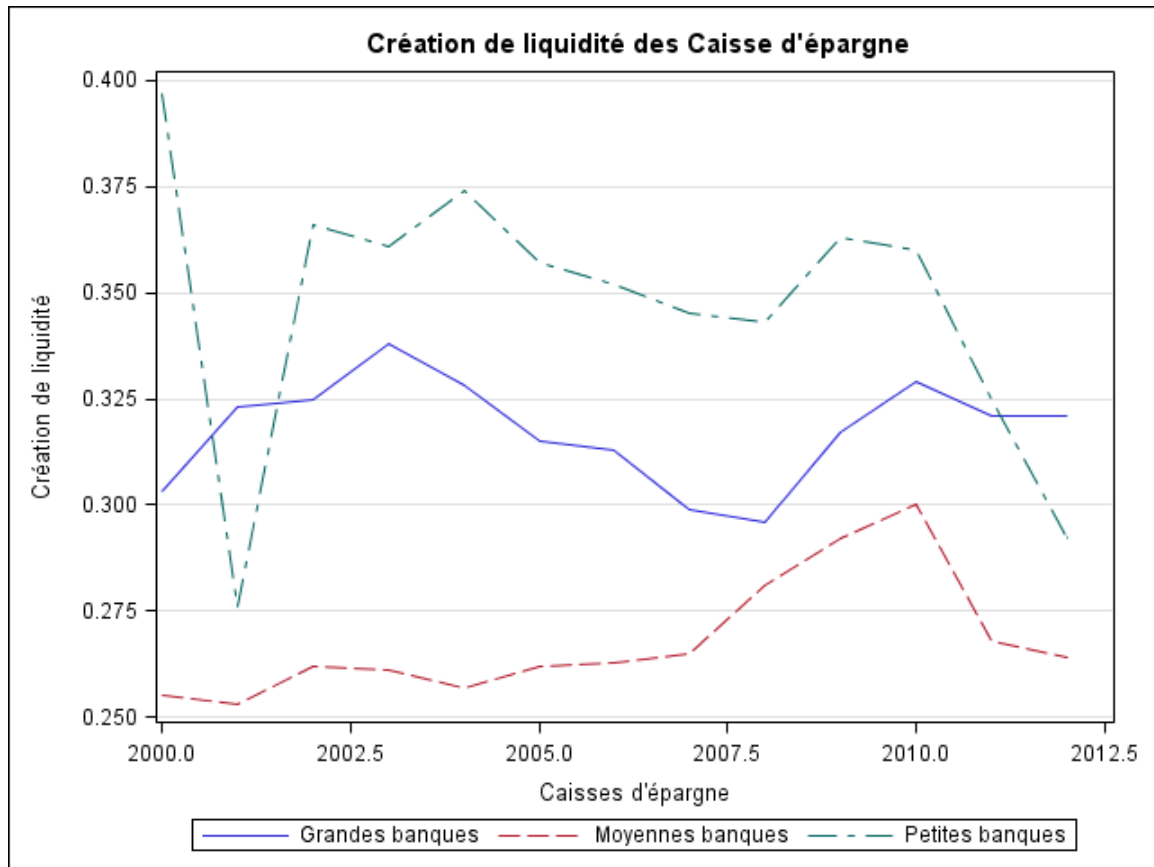
qu'une stabilisation de la production des petites coopératives, oscillant entre 21,4 % en 2001 et 22,2 % en 2012), pourrait soutenir une réponse affirmative à notre question au-dessus, concernant la raison pour laquelle les banques coopératives étaient les moins affectées par les perturbations financières (la crise des subprimes et les dettes souveraines).

Graphique (3). Création de liquidité des banques coopératives européennes



Quant aux banques d'épargne Graphique (4), en dépit de sa diminution graduelle, la production de liquidité des petites banques d'épargne était la plus élevée jusqu'à 2011 (revenant de 39,7% en 2000 à 36,32% en 2011). À cet égard, l'année 2012 a été marquée par une baisse forte de cette production (à 29,1 %), ce qui fait que les petites banques se placent après leurs homologues de grande taille dont la production a augmenté à 32,1 %.

Graphique 4. Création de liquidité des caisses d'épargne européennes



4.2. Test de causalité et validité statistique du modèle :

Comme décrit précédemment dans la section 3, le modèle que nous étudions comprend deux équations dont les variables expliquées sont la capacité des banques européennes à créer des liquidités, à savoir leur prise de risque de liquidité $LC_{i,t}$, et leur ratio de capitalisation $FP_{i,t}$. Pour étudier la relation simultanée entre les deux variables, nous précéons à un test de causalité de Granger.

À cet effet, deux questions essentielles, concernant la spécification de test de causalité dans le sens de Granger, doivent être abordées ici :

- assurer de la stationnarité des variables expliquées et des variables explicatives (système d'équations 2) ;

- préciser le nombre de retards optimal devant être introduit dans l'analyse de la causalité.

La propriété de stationnarité de nos variables est testée par le test de Fisher-ADF sous l'hypothèse nulle d'existence de racine unitaire pour l'ensemble des individus (les banques) du panel. Les résultats sont consignés dans le tableau (4) :

[Insérer tableau 4 ici]

D'après les résultats, nous rejetons l'hypothèse nulle au niveau de signification de 1%, dès lors que toutes les séries (nos variables) sont stationnaires en niveau I(0). Ce constat est valable pour les trois catégories de banques (commerciales, coopératives, et banques d'épargne).

Comme nous l'avons vu précédemment, les résultats du test de causalité de Granger sont sensibles au choix des retards , à inclure dans le modèle d'auto-régression vectoriel représenté par notre système d'équations (2). À cet égard, pour préciser la longueur optimale des retards, nous estimons d'abord les coefficients du système d'équation (2) par la méthode des LSDV. Ensuite, nous utilisons, en ligne de littérature, le critère de IC (forme modifiée de critère Bayésien de Schwarz (BIC)), proposé par Han, Phillips et Sul (2012)¹⁰ tout en choisissant le nombre de retard qui minimise la valeur de ce dit critère, comme dans Atukeren (2007). Parallèlement, compte tenu que la dimension temporelle de nos données annuelles, portant sur 13 années (2000-2012), est relativement limitée, le

¹⁰ L'utilisation de critères usuels est incompatible avec les modèles de panel dynamiques, en raison de la présence d'effets individuels qui augmentent le nombre de paramètres dans le modèle, qui conduit à contaminer le principe de pénalité des paramètres utilisé dans les critères usuels (AIC et BC), [Moon, Perron et Phillips, 2007]. Pour cela, nous utilisons le critère de BIC modifié pour le cas des données de panel, proposé par Han, Phillips et Sul (2012) et donné comme suit ::

$$IC(l) = \ln \hat{\sigma}_l^2 + l * \frac{\ln(\sqrt{NT_l})}{\sqrt{NT_l}}$$

, où : l désigne le nombre de retards, T et N indiquent respectivement la dimension temporelle et la dimension individuelle. $\hat{\sigma}_l^2 = (NT_*)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=l+1}^T \hat{\varepsilon}_{i,t}^2$, avec $T_* = T - l$

test de causalité de nos régressions sera réalisé avec un nombre maximum de retards égal à 3 (Podpiera et Weill (2008) et Fiordelisi et *al.* (2011)). Le tableau 5 répertorie les valeurs des critères d'information de IC :

[Insérer tableau 5 ici]

Les résultats indiquent que, dans la plupart des équations, le retard optimal sélectionné par le critère de IC est $m = 3$. Ainsi, des modèle AR(3) seraient estimés par la méthode des MMG en système, à deux étapes.

La suspicion d'un biais inhérente à l'introduction de la variable dépendante nécessite, pour estimer le système d'équation (2), d'utiliser l'estimateur MMG en système. Dans le but d'obtenir des résultats plus efficaces, la mise en place de cet estimateur sera effectuée en utilisant la procédure en deux étapes proposé par Hansen (1982). Pour tester la cohérence de l'estimation de notre modèle, deux tests seront fournis : le test de sur-identification de Hansen et le test d'autocorrélation d'Arellano et Bond (1991). Comme illustré ci-dessous, les résultats de ces deux tests garantissent la bonne spécification de notre modèle.

Les tableaux (6, 7, 8) reportent les résultats du test de causalité au sens de Granger, entre la capitalisation et la création de liquidité pour les banques commerciales, coopératives, et banques d'épargne, respectivement.

[Insérer tableau 6, 7, 8 ici]

La première remarque qu'il nous semble intéressant de noter est la suivante : pour toutes nos régressions, les résultats du test de sur-identification de Hansen ne nous permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle, celle de la pertinence des variables retardées en niveau et en différence comme instruments (dans les différentes régressions sa valeur P s'échelonne entre 0.24 et 0.93). De même, les statistiques du test d'autocorrélation d'Arellano et Bond ne parviennent pas à rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation de second ordre des termes d'erreur de l'équation en différence (dans les différentes régressions sa valeur-P s'échelonne entre 0.11 et 0.92).

4.3. Interprétation et analyse économique des résultats :

Nous poursuivons maintenant notre objectif initial, qui consiste à vérifier la causalité entre la prise de risque de liquidité et le niveau des fonds propres des banques. Nous mettons l'accent sur l'effet total (effet à longue terme) des deux variables l'une sur l'autre. Pour ce faire, nous procédons à tester l'hypothèse nulle de non significativité statistique de la somme des coefficients retardés de nos variables d'intérêt retenues dans le système d'équation (2). Un tel test pourraient indiquer si les effets de causalité sur la variable dépendante sont permanentes ou temporaires et dans quel sens, comme en témoigne le signe de la somme des coefficients.

Débutons avec les banques commerciales, les panels A, B, C du tableau (6) récapitulent les résultats de l'estimation du système d'équation (2), par la MMG en système, pour les grandes, moyennes, petites banques commerciales, respectivement.

[Insérer tableau 6 ici]

Fait surprenant, aucune relation de causalité, dans les deux sens, ne peut être constatée entre la liquidité créée par les grandes banques commerciales et leur ratio de capitalisation. Cela a été également observé avec Berger et Bouwman (2009) qui n'ont pas trouvé d'effet de capital significatif sur le montant de liquidité produite par les grandes banques américaines. Les résultats du panel B montrent que la somme des coefficients retardés du capital, dans l'équation de la création de liquidité, est positive et significative à un seuil de 5 %. Cette causalité au sens de Granger signifie qu'une hausse passée du ratio de capital entraîne une hausse du montant de liquidité créée par les banques commerciales de taille moyenne. En revanche, la non significativité de la somme des coefficients attachés à la variable de la création de liquidité dans l'équation de capital rejette la possibilité d'un lien de causalité inverse. Cette relation de causalité unidirectionnelle a été supportée par la théorie de « *risk absorption* » selon laquelle les banques dont le niveau de capitalisation est relativement élevé, sont plus enclines à produire des liquidités sur le marché. Au regard du panel C, il ressort qu'il existe une causalité, au sens de Granger, négative et bi-directionnelle entre le ratio de capitalisation

des banques commerciales de petite taille et notre indice de création de liquidité¹¹. Ce résultat a également été observé par Horvath et Seidler (2012)¹², et conforte la théorie de « *financial fragility* » selon laquelle le ratio de fonds propres d'une banque est négativement relié à sa capacité à créer de la liquidité sur le marché.

Les estimations obtenues dans le tableau 7 concernent les banques coopératives :

[Insérer tableau 7 ici]

Les résultats montrent que trois catégories des banques (les grandes, les petites, et les très petites) affichent une causalité bidirectionnelle. En effet, dans le cas des dites catégories, la somme des coefficients retardés de la variable FP_{it} (dans l'équation de la création de liquidité) et celle des coefficients attachés à la variable LC_{it} (dans l'équation de capital) sont significativement différentes de zéro (voir les panels D, F, G). Cependant, le signe de cette causalité diffère entre ces dernières catégories. Autrement dit, alors que les grandes banques affichent un lien bidirectionnel positif, leurs concurrentes de très petite taille présentent une bi-causalité négative. Du côté des petites banques, le panel F montre que la causalité allant de la variable FP_{it} vers l'endogène LC_{it} est positive, au contraire de celle en sens inverse, qui s'est révélée être négative. Seules les moyennes banques montrent un lien de causalité unidirectionnelle négative allant de la variable de la création de liquidité vers l'autre variable endogène, à savoir, le ratio de capitalisation. Le constat que nous pouvons faire est que, à l'exception des grandes, les banques coopératives ne semble pas se comporter conformément aux attentes. La causalité négative allant de la variable LC_{it} vers l'endogène FP_{it} signifie qu'une prise de risque de liquidité plus élevée (c'est à dire une augmentation du montant de liquidité produite) n'accentue pas la prudence au niveau des dites banques et ne les pousse pas à détenir davantage de capitaux. Cette observation corrobore les résultats de Saadaoui (2010) et d'Hussain et Hassan (2005)

Pour les Caisses d'épargne, les résultats des estimations se retrouvent dans le tableau 8 :

¹¹ Une telle causalité est beaucoup plus importante dans le sens allant de la variable de capitalisation vers la variable de création de liquidité.

¹² La plupart des banques tchèques étant retenues dans leur échantillon peuvent être considérées comme des banques de petite taille.

[Insérer tableau 8 ici]

Au vu des résultats exposés dans le tableau (8), nous constatons que la causalité opère dans les deux sens, notamment pour les banques d'épargne de grande et de petite taille (panel H, J). En effet, la variable de capitalisation FP_{it} est toujours négativement causée par la création de liquidité. Cependant, dans le sens inverse, la causalité établit un lien positif dans le cas des grandes banques, mais ce lien devient négatif pour les banques de petite taille. Ces résultats sont aussi cohérents avec ceux de Berger et Bouwman (2009). Par ailleurs, Pour les banques d'épargne moyennes, représentent une causalité positive à sens unique partant de l'indicateur de la création de liquidité vers le niveau de capitalisation (panel I).

De ce qui précède et sur la base de l'ensemble de notre échantillon, nous retenons que la relation entre la capitalisation et la prise de risque des banques diffère selon la taille de leurs activités. Pour les grandes banques européennes¹³, et comme nous nous y attendions, les résultats corroborent avec l'intuition économique (*risk absorption*, Allen et Santomero 1998; Allen and Gale 2004), qui donne à penser que les banques fortement capitalisées ont davantage de capacité à absorber les risques et sont donc plus aptes à créer de la liquidité. À l'inverse, les estimations indiquent que les banques de petite taille se comportent différemment de leurs concurrentes de grande taille. En effet, elles semblent adopter un comportement plus prudent, c'est-à-dire que une augmentation de capital pourrait être associée à une création moindre de liquidité. Ce qui signifie donc que la théorie économique (*financial fragility structure* Diamond et Rajan 2000, 2001) domine au sein des petites banques européennes. Par ailleurs, lorsque nous considérons la causalité inverse, c'est-à-dire celle de la variable de création de liquidité vers celle de capitalisation, nous trouvons, tout comme Distinguin et Roulet (2012), que les banques européennes, à l'exception des grandes banques coopératives, ne sont pas incitées à renforcer leur solvabilité quand elles sont confrontées à une situation élevée d'illiquidité autrement dit à un excès de prise de risque (de liquidité). Il s'agit ici aussi de l'ensemble de l'échantillon.

¹³ A l'exception des grandes banques commerciales.

S'agissant de l'analyse des variables de contrôle, le constat le plus important concerne les effets exercés par nos indices du risque de crédit et de la position de liquidité des banques¹⁴ sur les endogènes LC_{it} et FP_{it} . Conformément à l'intuition, les estimations indiquent qu'une prise croissante de risque de crédit par les banques diminue significativement leur prédisposition à injecter des liquidités dans l'économie. Fait non surprenant, le ratio des actifs liquides sur les dépôts à court-terme est négativement et significativement lié au montant de liquidité produite par les banques, ce qui est en accord avec la définition de celle-ci (notre indice de la création de liquidité). En ce qui concerne les effets sur l'autre variable expliquée (le ratio de capitalisation), nous constatons que l'augmentation de ratio de capitalisation consécutive à une hausse du risque de crédit (LLP) ne s'observe que pour les banques coopératives. En revanche, les banques commerciales et celles d'épargne sont moins concernées à adopter un comportement plus prudent quant à leur engagement dans des activités risquées.

5. Conclusion :

Dans cet article, nous analysons la relation simultanée entre le processus de création de la liquidité et le niveau de capitalisation des banques européennes. L'originalité de ce travail est qu'il met en évidence non seulement l'effet du capital sur la capacité des banques à créer de la liquidité, mais il met également en exergue la causalité inverse entre ces deux endogènes. Pour ce faire, le test de causalité de Granger, dans le cadre d'un modèle à deux équations simultanées, est effectué sur un panel de 3 102 banques commerciales, coopératives et caisses d'épargne, situées dans 15 pays européens, sur la période 2000-2012. Les équations sont estimées par l'estimateur des moments généralisés (MMG).

L'analyse de l'évolution de la production de liquidité par les banques européennes indique que, les activités de création de liquidité sont relativement plus importantes dans les banques commerciales que dans les coopératives et les banques d'épargne. Pendant la

¹⁴ Notre mesure de risque de crédit correspond au montant des prévisions pour perte sur prêts divisé par le total des prêts. La position de liquidité a été mesurée par le rapport d'actifs liquides sur les dépôts à vue et à terme.

période d'analyse et dans l'ensemble de l'échantillon, les grandes banques sont les principaux fournisseurs de liquidité sur le marché européen. Toutefois, cette contribution a connu une diminution au cours des années de crise, notamment pour les grandes banques commerciales. Ce résultat est similaire à celui obtenu par Berger et Bouwman (2009).

Le degré de préférence ou d'aversion au risque des dirigeants des banques diffère selon la taille de leurs activités. Les grandes banques semblent démontrer une faible aversion au risque. Les constats empiriques montrent que, la causalité au sens de Granger allant du niveau de capitalisation vers l'appétence des banques à créer de la liquidité (c'est-à-dire à l'excès de risque), est positive pour les grandes banques, alors qu'elle est négative pour les banques de petite taille. En effet, un renforcement du capital de ces dernières est associé à une diminution de la prise de risque, c'est à dire une diminution de leur aptitude à créer de liquidité.

En revanche, dans l'ensemble de notre échantillon, et à l'exception des grandes banques coopératives¹⁵, les résultats révèlent également, une causalité inverse négative, c'est à dire un impact négatif, au sens de Granger, de l'indicateur de création de liquidité sur le ratio de capital. Ainsi, les grandes et les petites banques ne procèdent pas à améliorer leur ratio de solvabilité lorsqu'elles investissent dans des activités de plus en plus risquées. Ce comportement met en évidence un problème d'aléa moral lié au filet de sécurité (assurance-dépôts, prêteur en dernier ressort) étant potentiellement fourni dans les États européens. Ce constat corrobore celui obtenu dans le travail de Distinguin et Roulet (2012).

Les résultats de notre étude vont dans le sens de nombreux travaux qui montrent l'importance d'exigences minimales en matière de liquidité pour les banques européennes, en complément de la réglementation de leur solvabilité, comme le prévoit l'accord de Bâle III. Toutefois, deux mises au point s'imposent lors de la mise en œuvre de telles règles : i) la première concerne la nécessité de prendre en compte la particularité de chaque type des banques, selon leur taille, et leur domaine d'activité. ii) la deuxième

¹⁵ Le signe de causalité est positif dans le cas de ces banques.

concerne l'existence d'une sorte de « trade-off » entre les avantages d'une stabilité financière, induite par les nouvelles exigences de capital (solvabilité bancaire assez élevée), et les besoins croissants de financement de l'économie, et la capacité des banques comme fournisseurs de liquidité à y répondre.

Références :

- [1] Allen, F. and Gale, D. (2004). Financial Intermediaries and Markets. *Econometrica* 72:1023–61.
- [2] Allen, F. and Santomero, A. M. (1998). The Theory of Financial Intermediation. *Journal of Banking and Finance* 21:1461–85.
- [3] Arnaboldi, F. and Claeys, P. (2008). "Internet Banking in Europe: a comparative analysis. IREA Working Papers 200811, University of Barcelona, Research Institute of Applied Economics, revised Sep 2008.
- [4] Atukeren, E., (2007). A causal analysis of the R&D interactions between the EU and the US. *The B. E. Global Economy Journal*, Vol. 7(4), Article 1.
- [5] Berger, Allen, N. and Bouwman, Christa, H. S. (2009). Bank liquidity creation, *Review of Financial Studies* 22, 3779-3837.
- [6] Berger, A. and Bouwman, C. (2010). Bank liquidity creation, monetary policy and financial crises. Working Paper, Wharton Financial Institutions Center.
- [7] Bervas, A. (2008). L'innovation financière et la frontière de la liquidité, *Banque de France, Revue de la Stabilité financière*, n° 11.
- [8] Bhattacharya, S. and Thakor, A.V. (1993). Contemporary banking theory, *Journal of Financial Intermediation*, 3 (1): 2-50.
- [9] Bonfim D., and Kim M., (2012). Liquidity risk in banking: is there herding? *European Banking Center Discussion Paper*, No. 2012-024, ISSN 0924-7815.
- [10] Boyer, R., Dehove, M. and Plihon D. (2004). Les crises financières. Rapport du Conseil d'analyse économique, *La Documentation Française*, n° 50, p. p. 24.
- [11] Diamond, D. and Rajan, R. (2001). Liquidity risk, liquidity creation, and financial fragility: A theory of banking. *J Pol Economy*, 109:287–327.

- [12] Distinguin, I., Roulet, C. and Tarzi, A. (2013). Bank regulatory capital buffer and liquidity: Evidence from U.S. and European publicly traded banks. *J bank finance*, 37:3295-3317.
- [13] Haselmann, R. and Wachtel, P. (2007). Risk taking by banks in the transition countries. *Comparative Economic Studies*, 49, 411-29.
- [14] Horvath, R., Seider, J. and Weill, L. (2012). Bank Capital and Liquidity Creation. Working Paper , European Central Bank
- [15] Hussain, M.E. and Hassan, M.K. (2004). Basel capital requirements and bank credit risk taking in developing countries, working paper. University of New Orleans/Drexel University, LeBow College of Business, Department of Finance.
- [16] Fiordelisi, F., Marques-Ibanez, D. and Molyneux, P. (2011). Efficiency and risk in European banking. *J Bank Finance* 35:1315–1326.
- [17] Flannery, M. J. and Rangan, K. P. (2008). What caused the bank capital build-up of the 1990s? *Review of Finance*, 12, 391-429.
- [18] MINEA, A. and VILLIEU, P. (2010). Développement Financier, Institutions Et Croissance – Introduction. *Region et Developpement*, Universite du Sud - Toulon Var, vol. 32, pages 5-8.
- [19] Poorman, F. and Blake, J. (2005). Measuring and modeling liquidity risk: New ideas and metrics. Financial Manager Society Inc., Working Paper.
- [20] Podpiera, J. and Weill, L. (2008). Bad luck or bad management? Emerging banking market experience. *J Financ Stability*, 4:135–148.
- [21] Quignon, L. (2008). Les banques dans la crise financière, acte II. *Conjoncture*, Direction des Etudes Economiques, BNP PARIBAS, n°10-11, octobre-novembre.
- [22] Repullo, R. (2004). Capital requirement, market power, and risk-taking in banking. *Journal of Financial Intermediation* 13, 156-182.
- [23] Saadaoui Z. (2010). Capitalisation et prise de risque des banques dans les pays émergents, *Brussels economic review*, 53, 3/4, (page 415-439).

Annexe :

Tableau 1. Bilan Bancaire et les pondérations utilisées pour calculer l'indicateur de la création de liquidité

Actifs	Niveau de liquidité	ponds
Trésorerie et équivalents de trésorerie	Liquide	-0.5
Total des titres¹⁶	Liquide	-0.5
Prêts corporatifs et commerciaux	Illiquide	0.5
Prêts à la consommation	Semi-liquide	0
Autres prêts	Semi-liquide	0
Actifs fixes	Illiquide	0.5
Autres actifs	Illiquide	0.5
Éléments hors bilan	Illiquide	0.5
Passifs		
Dépôts à vue	Liquide	0.5
Dépôts d'épargne	Liquide	0.5
Dépôts à terme	Semi-liquide	0
Dépôts envers les banques	Liquide	0.5
Autres emprunts à court terme	Liquide	0.5
Total du financement à long terme	Semi-liquide	0
Autres passifs	Illiquide	-0.5
Dette subordonnée	Illiquide	-0.5
Fonds propres	Illiquide	-0.5

¹⁶ Conformément à Berger et Bouwman (2009), le total des titres est affecté par une pondération de -0.5 (quelle que soit leur échéance).

Tableau 2. Description des Variables

Variable	Description	Source
<i>LC</i>	L'ampleur de la création de liquidité	Calcul de l'auteur
<i>FP</i>	Fonds Propres / Total Actifs	Bankscope
<i>ROAA</i>	Le résultat net sur le total des actifs	Bankscope
<i>Zscore</i>	la somme de la rentabilité des actifs et le ratio de capital divisée par la volatilité du revenu.	Bankscope
<i>LLP</i>	prévisions pour perte sur prêts divisé par le total des prêts	Bankscope
<i>LADSTF</i>	Actif liquides sur les dépôts à vue et à terme	Bankscope
<i>IBR</i>	Ratio Interbancaire	Bankscope
<i>lnTA</i>	le logarithme du total des actifs	Bankscope
<i>GGDP</i>	la croissance du PIB	Banque mondiale
<i>SpreadGOV</i>	l'écart de rendement des emprunts publics 5 an -1 an AAA Bon d'Etat	Datastream

Tableau 3. L'ampleur de la création de liquidité des banques commerciales, coopératives, caisses d'épargne européennes, sur la période 2000-2012

	Banques commerciales			Banques coopératives			Caisses d'épargne		
2000									
	N	LC (md)	LC/TA	N	LC(md)	LC/TA	N	LC(md)	LC/TA
Grandes banques	151	1573.6	0.403	57	234.4	0.545	104	344.64	0.303
Moyennes banques	199	560.10	0.372	322	87.03	0.271	352	109.43	0.246
Petites banques	185	180.33	0.269	444	25.04	0.222	95	7.44	0.397
Très petites banques				394	5.45	0.165			
Total	532	2307.2	0.347	1206	350.9	0.232	551	461.53	0.283
2003									
	N	LC(md)	LC/TA	N	LC(md)	LC/TA	N	LC(md)	LC/TA
Grandes banques	172	3730.1	0.435	82	449.07	0.530	121	463.06	0.338
Moyennes banques	236	78.44	0.380	411	96.43	0.247	356	115.64	0.250
Petites banques	193	33.66	0.252	447	25.38	0.214	130	8.41	0.361
Très petites banques				297	35.07	0.137			
Total	599	3841.5	0.357	1232	574.34	0.228	607	587.13	0.291
2006									
	N	LC(md)	LC/TA	N	LC(md)	LC/TA	N	LC(md)	LC/TA
Grandes banques	204	4963.5	0.379	104	552.9	0.470	135	448.61	0.313
Moyennes banques	256	28.07	0.463	488	102.36	0.234	360	113.45	0.250
Petites banques	173	35.41	0.695	537	32.91	0.234	136	8.65	0.352
Très petites banques				470	8.35	0.204			
Total	629	5276.2	0.5	1591	695.09	0.241	631	570.73	0.285

2009									
	N	LC(md)	LC/TA	N	LC(md)	LC/TA	N	LC(md)	LC/TA
Grandes banques	236	4055.9	0.283	120	579.36	0.410	150	590.35	0.317
Moyennes banques	266	319.7	0.366	585	124.50	0.226	367	134.95	0.280
Petites banques	177	8.24	0.140	508	30.96	0.228	126	8.57	0.363
Très petites banques				397	6.73	0.194			
Total	677	4383.1	0.279	1602	741.12	0.233	643	733.88	0.305
2012									
	N	LC(md)	LC/TA	N	LC(md)	LC/TA	N	LC(md)	LC/TA
Grandes banques	222	2640.3	0.260	121	550.45	0.368	138	473.70	0.321
Moyennes banques	207	93.91	0.318	587	145.85	0.243	296	116.97	0.278
Petites banques	120	191.9	0.149	388	27.07	0.256	76	4.78	0.292
Très petites banques				212	4.39	0.223			
Total	546	2924.7	0.258	1304	727.27	0.255	510	595.46	0.291

Source : Calcul de l'auteur basé sur l'initiative de Berger et bouwman (2009). N : le nombre de banques, LC : l'ampleur de la création de liquidité en milliard d'euros. LC / TA le ratio de liquidité créée sur le total de l'actif.

Tableau 4. Test de stationnarité des variables (test de Fisher-ADF).

Banques Commerciales										
	<i>LC</i>	<i>FP</i>	<i>ROAA</i>	<i>LLP</i>	<i>LADSTF</i>	<i>Zscore</i>	<i>IBR</i>	<i>lnTA</i>	<i>GGDP</i>	<i>SpdGOV</i>
Inverse chi-squared	2509.304 [0.0000]	2620.003 [0.0000]	2549.510 [0.0000]	1689.903 [0.0000]	1695.922 [0.0000]	2565.78 [0.0000]	1759.575 [0.0000]	2367.157 [0.0000]	2507.30 [0.0000]	3235.357 [0.0000]
Inverse normal	-25.9335 [0.0000]	-25.8968 [0.0000]	-26.6324 [0.0000]	-20.9706 [0.0000]	-13.9425 [0.0000]	-25.9779 [0.0000]	-20.6597 [0.0000]	-21.68 [0.0000]	-25.8989 [0.0000]	-37.0089 [0.0000]
Inverse logit	-25.8519 [0.0000]	-26.1835 [0.0000]	-26.4661 [0.0000]	-19.5754 [0.0000]	-13.4891 [0.0000]	-26.0004 [0.0000]	-20.7923 [0.0000]	-21.936 [0.0000]	-25.6792 [0.0000]	-36.6428 [0.0000]
M. inv. chi-squared	29.286 [0.0000]	31.6229 [0.0000]	30.7625 [0.0000]	20.1541 [0.0000]	12.9227 [0.0000]	31.1089 [0.0000]	24.637 [0.0000]	26.2853 [0.0000]	29.2438 [0.0000]	44.613 [0.0000]
Banques coopératives										
Inverse chi-squared	6462.819 [0.0000]	5540.951 [0.0000]	5584.369 [0.0000]	5532.240 [0.0000]	3182.463 [0.0000]	6304.36 [0.0000]	4452.091 [0.0000]	6151.279 [0.0000]	3277.12 [0.0000]	3235.357 [0.0000]
Inverse normal	-40.082 [0.0000]	-28.8986 [0.0000]	-32.0362 [0.0000]	-29.7119 [0.0000]	-32.5757 [0.0000]	-37.036 [0.0000]	-29.9269 [0.0000]	-36.6942 [0.0000]	-14.8738 [0.0000]	-37.0089 [0.0000]
Inverse logit	-39.9717 [0.0000]	-29.1582 [0.0000]	-31.5485 [0.0000]	-29.63 [0.0000]	-32.8014 [0.0000]	-37.3789 [0.0000]	-29.5609 [0.0000]	-36.1533 [0.0000]	-13.6164 [0.0000]	-36.6428 [0.0000]
M.inv. chi-squared	45.733 [0.0000]	33.7313 [0.0000]	34.4853 [0.0000]	35.5271 [0.0000]	39.5104 [0.0000]	43.9157 [0.0000]	32.8268 [0.0000]	41.6771 [0.0000]	4.2588 [0.0000]	44.613 [0.0000]

Caisse d'épargne										
Inverse chi-squared	2451.638 0.0000	2414.599 0.0000	2977.066 0.0000	2455.734 0.0000	8164.698 0.0000	2921.11 0.0000	2392.377 0.0000	1852.843 0.0000	2144.31 0.0000	3235.357 [0.0000]
Inverse normal	-22.8127 0.0000	-20.7242 0.0000	-30.7549 0.0000	-20.7341 0.0000	-71.9161 0.0000	-28.4904 0.0000	-25.096 0.0000	-9.5768 0.0000	-22.1686 0.0000	-37.0089 [0.0000]
Inverse logit	-22.3618 0.0000	-20.6454 0.0000	-30.3595 0.0000	-20.6862 0.0000	-90.3102 0.0000	-28.7628 0.0000	-24.8393 0.0000	-9.7421 0.0000	-20.5055 0.0000	-36.6428 [0.0000]
M. inv. chi-squared	24.5703 0.0000	23.8241 0.0000	35.1554 0.0000	24.6528 0.0000	139.9712 0.0000	34.0283 0.0000	28.4461 0.0000	12.5073 0.0000	18.3792 0.0000	44.613 [0.0000]

Les p-values sont en parenthèses, l'hypothèse nulle est : l'existence de racine unitaire pour l'ensemble des individus.

Tableau 5. Critère d'information IC

		Equation de création de liquidité			Equation de capital		
		1 retard	2 retards	3 retards	1 retard	2 retards	3 retards
Banques commerciales	Grandes	-3.4676	-3.4464	-3.4874	9.3646	9.4161	7.1252
	Moyennes	-3.3033	-3.3825	-4.8536	-8.2212	-8.3383	-8.3413
	Petites	0.0606	-0.0576	-5.5857	-7.6455	-7.6690	-7.7151
Bnaques coopératives	Grandes	-6.4440	-6.4726	-6.5285	-10.8288	-10.9309	-10.949
	Moyennes	-4.4575	-4.4025	-4.3157	-10.9292	-11.0076	-11.076
	Petites	-7.2716	-7.2278	-7.28771	-11.5048	-11.5255	-11.5332
	Très Petites	-6.1959	-6.2403	-7.0299	-11.6339	-11.7071	-11.7516
Caisses d'épargne	Grandes	-5.3459	-5.4211	-5.3773	-9.8752	-9.8235	-9.7580
	Moyennes	-7.1419	-7.1565	-7.1311	-11.0183	-11.0004	-10.9974
	Petites	-6.44898	-6.486	-6.5081	-10.0207	-10.2558	-10.3864

Tableau 6. Test de causalité au sens de Granger entre la capitalisation et la création de liquidité (l'exposition au risque de liquidité) des banques commerciales européennes.

VARIABLES	Panel A: Grandes Banques		Panel B: Moyennes Banques		Panel C: Petites Banques	
	(1) <i>LC</i>	(2) <i>FP</i>	(3) <i>LC</i>	(4) <i>FP</i>	(5) <i>LC</i>	(6) <i>FP</i>
<i>L.LC</i>	0.698*** (0.00145)	-0.000915*** (0.000242)	0.622*** (0.00142)	0.00254** (0.00109)	-0.00286* (0.00162)	-0.000525* (0.000290)
<i>L2.LC</i>	0.0771*** (0.00115)	0.000899** (0.000376)	-0.258*** (0.000875)	-0.00134* (0.000804)	0.00632*** (0.00137)	-0.00344*** (0.000264)
<i>L3.LC</i>	-0.151*** (0.000814)	-0.000491 (0.000371)	0.0598*** (0.000444)	-0.000678*** (0.000200)	-0.00264*** (0.000845)	-0.00232*** (0.000238)
<i>LC_{total}</i>	0.624*** (0.00145)	-0.0005 (0.0003)	0.423*** (0.0015)	0.0005 (0.0007)	0.0008 (0.003)	-0.006*** (0.0007)
<i>L.FP</i>	0.261*** (0.0626)	0.840*** (0.00363)	0.852*** (0.0978)	0.753*** (0.00999)	-0.142 (0.0917)	0.939*** (0.00444)
<i>L2.FP</i>	0.0162 (0.0458)	0.0754*** (0.00285)	-0.901*** (0.0798)	0.104*** (0.00953)	-0.593*** (0.0670)	0.00957*** (0.00335)
<i>L3.FP</i>	-0.221*** (0.0343)	-0.0469*** (0.00133)	0.240*** (0.0552)	-0.0244*** (0.00701)	0.0784*** (0.0198)	-0.00189 (0.00195)
<i>FP_{Total}</i>	0.0562 (0.0629)	0.868*** (0.003)	0.191** (0.074)	0.831*** (0.012)	-0.656*** (0.078)	0.946*** (0.0041)
<i>L.ROAA</i>	-7.47e-05 (0.00302)	0.00186*** (0.000411)	-0.0617*** (0.00293)	-0.00253*** (0.000579)	-0.0121*** (0.00374)	0.00469*** (0.000297)
<i>L.Zscore</i>	-0.00168 (0.00263)	-0.000297 (0.000198)	0.00248 (0.00495)	0.00325*** (0.000529)	0.0598*** (0.00567)	0.000723 (0.000461)
<i>L.LLP</i>	-0.0841 (0.109)	-0.00347** (0.00155)	-3.805*** (0.0142)	-0.0125 (0.0125)	0.0968*** (0.00422)	-0.00578*** (0.00101)

<i>L.LADSTF</i>	-0.0767*** (0.0136)	-0.0133*** (0.00151)	-0.263*** (0.0298)	0.0405*** (0.00392)	-0.0544*** (0.00903)	0.0212*** (0.000563)
<i>L.IBR</i>	-5.21e-05 (4.65e-05)	4.48e-05*** (4.01e-06)	-4.29e-05 (5.69e-05)	-2.48e-05*** (7.06e-06)	-0.000594*** (4.17e-05)	-3.07e-05*** (5.01e-06)
<i>L.lnTA</i>	-0.00138 (0.00268)	1.97e-05 (0.000213)	-0.0485*** (0.0111)	-0.00384*** (0.00146)	-0.0410*** (0.0123)	-0.0154*** (0.000852)
<i>GGDP</i>	-0.00465** (0.00235)	0.00351*** (0.000283)	0.00637* (0.00373)	0.00362*** (0.000609)	-0.0174*** (0.00446)	0.00310*** (0.000276)
<i>SpreadGOV</i>	-0.0851 (1.504)	-2.234*** (0.849)	0.726 (0.607)	-0.126*** (0.0450)		
Constant	0.152 (0.228)	0.369*** (0.127)	0.689*** (0.0849)	0.0147 (0.0108)	0.873*** (0.0678)	0.0713*** (0.00441)

Observations	1,323	1,323	1,442	1,442	603	603
Nombre de Banques	221	221	267	267	146	146
Hansen test Chi2	95.01	105.9	105.7	94.6	86.9	95.4
Prob > Chi2	0.538	0.251	0.302	0.60	0.73	0.49
AB Test AR(2) Z	-1.06	0.92	1.21	0.69	-1.32	-0.93
P > Z	0.29	0.359	0.226	0.48	0.188	0.35

Les coefficients sont estimés selon la méthode des GMM en système en deux étapes. ***, **, * indiquent la significativité des coefficients respectivement au seuil de 1%, 5% and 10%; les chiffres entre parenthèses représentent les t statistiques ; les variables LC_{Total} , FP_{Total} sont les coefficients estimés de test sur la significativité de la somme des coefficients retardés (création de liquidité, capital respectivement), les chiffres entre parenthèses représentant la valeur de la statistique. Pour que la non-causalité soit rejetée, il suffit que le seuil estimé soit inférieur au seuil théorique de 10%.

L'hypothèse nulle du test de sur-identification de Hansen est sur la pertinence des variables retardées en niveau et en différence comme instruments.

L'hypothèse nulle du test d'autocorrélation du second ordre d'Arellano et Bond est l'absence d'autocorrélation de second ordre des termes d'erreur de l'équation en différence.

Table 7. Test de causalité au sens de Granger entre la capitalisation et la création de liquidité (l'exposition au risque de liquidité) des banques coopératives européennes.

VARIABLES	Panel D: Grandes Banques		Panel E: Moyennes Banques		Panel F: Petites Banques		Panel G : Très petites Banques	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>LC</i>	<i>FP</i>	<i>LC</i>	<i>FP</i>	<i>LC</i>	<i>FP</i>	<i>LC</i>	<i>FP</i>
<i>L.LC</i>	0.895*** (0.00657)	0.000891 (0.00239)	0.0416*** (0.00382)	-0.000819*** (0.000221)	0.774*** (0.00783)	-0.00597*** (0.00164)	0.827*** (0.0108)	-0.00544*** (0.00137)
<i>L2.LC</i>	0.069*** (0.00559)	0.000717 (0.00228)	0.247*** (0.0157)	-0.00146 (0.00154)	0.0443*** (0.00709)	0.00358** (0.00159)	0.0359*** (0.00692)	0.00140 (0.00188)
<i>L3.LC</i>	-0.039*** (0.00344)	0.00358 (0.00255)	-0.0137 (0.00982)	-0.00108 (0.00149)	0.103*** (0.00677)	-0.00313** (0.00138)	0.0118* (0.00693)	0.00232 (0.00180)
<i>LC_{total}</i>	0.923*** (0.007)	0.005** (0.0023)	0.275*** (0.0179)	-0.0033*** (0.0006)	0.921*** (0.009)	-0.005*** (0.0006)	0.87*** (0.011)	-0.0017*** (0.0008)
<i>L.FP</i>	0.0827 (0.0708)	0.837*** (0.0152)	-1.321*** (0.185)	0.807*** (0.0166)	-0.191 (0.121)	0.798*** (0.0176)	0.0637 (0.0751)	0.882*** (0.0138)
<i>L2.FP</i>	-0.190** (0.0810)	-0.0669*** (0.0208)	0.542** (0.210)	0.225*** (0.0188)	0.730*** (0.113)	0.172*** (0.0182)	-0.0646 (0.113)	0.147*** (0.0178)
<i>L3.FP</i>	0.290*** (0.0815)	0.103*** (0.0227)	0.682*** (0.198)	-0.0505*** (0.00719)	-0.381*** (0.0756)	-0.0193 (0.0169)	-0.220** (0.0866)	-0.0283 (0.0176)
<i>FP_{Total}</i>	0.182*** (0.044)	0.873*** (0.023)	-0.097 (0.12)	0.981*** (0.005)	0.159*** (0.057)	0.95*** (0.012)	-0.221*** (0.039)	1.000*** (0.0147)
<i>L. ROAA</i>	0.028*** (0.00398)	0.0101*** (0.00106)	0.0508*** (0.00901)	0.00208*** (0.000310)	-0.00214 (0.00369)	-0.000455 (0.000653)	-0.00741*** (0.00202)	-0.000432 (0.000352)
<i>L. Zscore</i>	0.00051*** (0.000148)	0.00015*** (3.69e-05)	-0.00254*** (0.000828)	0.000185*** (5.01e-05)	-0.00092*** (0.000307)	0.0001** (4.30e-05)	-0.00081*** (0.000281)	5.49e-05 (4.05e-05)
<i>L. LLP</i>	0.055*** (0.0127)	0.0109*** (0.00364)	-2.755*** (0.355)	0.0100 (0.0217)	-0.417*** (0.0389)	-0.0171 (0.0157)	-0.396*** (0.0900)	0.103*** (0.0162)

L. <i>LADSTF</i>	0.005*** (0.00167)	-0.00421** (0.00194)	-0.000161 (0.000646)	-0.000510** (0.000206)	-1.58e-05 (0.000150)	-2.83e-05 (2.03e-05)	-0.000180* (9.87e-05)	-1.42e-05 (2.18e-05)
L <i>IBR</i>	2.89e-0*** (6.76e-0)	1.43e-0*** (4.08e-06)	-6.52e-05*** (2.24e-05)	-6.89e-07 (1.54e-06)	3.48e-05*** (1.02e-05)	-4.74e-07 (1.16e-06)	4.22e-06 (5.61e-06)	-3.08e-06*** (1.05e-06)
L. <i>lnTA</i>	-0.003*** (0.00087)	-0.0008*** (0.000313)	0.00726 (0.00671)	-0.000588** (0.000237)	-0.00126 (0.00433)	-0.00148*** (0.000558)	-0.00146 (0.00191)	-0.000315 (0.000246)
<i>GGDP</i>	-0.007*** (0.00124)	0.00097*** (0.000238)	-0.0128*** (0.00204)	0.000346 (0.000249)	-0.00707*** (0.00154)	0.000300 (0.000234)	-0.0270*** (0.00171)	-0.00128*** (0.000220)
Constant	-0.00251 (0.00708)	0.00477 (0.00346)	0.226*** (0.0442)	0.00744*** (0.00168)	-0.00493 (0.0260)	0.0142*** (0.00373)	0.132*** (0.0119)	0.00657*** (0.00180)

Observations	738	738	1,545	1,545	1,376	1,376	1,361	1,361
Hansen test Chi2	69.2	61.41	102.1	110.3	124.5	135.7	133.5	127.9
Prob > Chi2	0.86	0.939	0.61	0.29	0.27	0.102	0.187	0.27
AB Test AR(2) Z	0.31	-1.24	-0.50	-0.75	-0.46	1.50	-0.89	-0.10
P > Z	0.75	0.214	0.61	0.45	0.64	0.13	0.37	0.92

Les coefficients sont estimés selon la méthode des GMM en système en deux étapes. ***, **, * indiquent la significativité des coefficients respectivement au seuil de 1%, 5% and 10%; les chiffres entre parenthèses représentent les t statistiques ; les variables LC_{Total} , FP_{Total} sont les coefficients estimés de test sur la significativité de la somme des coefficients retardés (création de liquidité, capital respectivement), les chiffres entre parenthèses représentant la valeur de la statistique. Pour que la non-causalité soit rejetée, il suffit que le seuil estimé soit inférieur au seuil théorique de 10%.

L'hypothèse nulle du test de sur-identification de Hansen est sur la pertinence des variables retardées en niveau et en différence comme instruments.

L'hypothèse nulle du test d'autocorrélation du second ordre d'Arellano et Bond est l'absence d'autocorrélation de second ordre des termes d'erreur de l'équation en différence.

Table 8. Test de causalité au sens de Granger entre la capitalisation et la création de liquidité (l'exposition au risque de liquidité) des caisses d'épargne européennes.

VARIABLES	Panel H: Grandes Banques		Panel I: Moyennes Banques		Panel J: Petites Banques	
	(1) <i>LC</i>	(2) <i>FP</i>	(3) <i>LC</i>	(4) <i>FP</i>	(5) <i>LC</i>	(6) <i>FP</i>
<i>L.LC</i>	0.613*** (0.00151)	-0.00138** (0.000536)	0.724*** (0.0126)	0.0124*** (0.00229)	0.655*** (0.00728)	-0.000544 (0.00165)
<i>L2.LC</i>	-0.0240*** (0.00128)	-0.000955** (0.000369)	0.0780*** (0.00771)	0.0151*** (0.00262)	0.0676*** (0.00701)	-0.00737*** (0.00234)
<i>L3.LC</i>	0.0667*** (0.00131)	2.55e-05 (0.000494)	0.0234*** (0.00706)	-0.0230*** (0.00252)	0.0883*** (0.00485)	0.00535*** (0.00177)
<i>LC_{total}</i>	0.655*** (0.001)	-0.0023*** (0.0008)	0.825*** (0.009)	0.004** (0.002)	0.81*** (0.006)	-0.002*** (0.0007)
<i>L.FP</i>	1.392*** (0.102)	0.583*** (0.0211)	0.0709 (0.0977)	0.638*** (0.0244)	-0.219*** (0.0505)	0.703*** (0.00439)
<i>L2.FP</i>	-0.180** (0.0913)	0.194*** (0.0125)	0.184** (0.0799)	0.331*** (0.0191)	-0.352*** (0.0272)	0.317*** (0.00317)
<i>L3.FP</i>	-0.294*** (0.0903)	-0.0426*** (0.0151)	-0.246*** (0.0801)	-0.0166 (0.0171)	0.370*** (0.0602)	-0.00652 (0.00426)
<i>FP_{Total}</i>	0.917*** (0.1)	0.73*** (0.013)	0.009 (0.038)	0.95*** (0.014)	-0.201*** (0.017)	1.01*** (0.002)
<i>L. ROAA</i>	-0.0642*** (0.00329)	0.00105** (0.000460)	0.00922*** (0.00195)	-0.00108*** (0.000371)	-0.000542 (0.00130)	6.82e-05 (0.000210)
<i>L. Zscore</i>	-0.00153*** (0.000423)	0.000106*** (3.70e-05)	-0.000182 (0.000365)	0.000126 (0.000150)	-0.00160*** (0.000544)	0.000435*** (6.36e-05)
<i>L. LLP</i>	-0.547*** (0.101)	-0.0556*** (0.0192)	-0.230*** (0.0867)	-0.0410 (0.0267)	-0.798*** (0.122)	-0.0776*** (0.0132)

L. <i>LADSTF</i>	0.130*** (0.00764)	-0.00460*** (0.00136)	-0.0233** (0.0105)	-0.00717** (0.00357)	0.0118 (0.00760)	0.0189*** (0.00110)
L. <i>IBR</i>	-6.01e-05*** (1.01e-05)	9.21e-06*** (1.53e-06)	-4.32e-05*** (6.26e-06)	1.20e-06 (2.36e-06)	3.97e-05*** (4.75e-06)	-6.32e-06*** (7.75e-07)
L. <i>lnTA</i>	0.0112*** (0.00192)	0.00142*** (0.000222)	-0.0231*** (0.00469)	0.0242*** (0.00218)	-0.00610*** (0.00167)	0.000438 (0.000414)
<i>GGDP</i>	0.0171*** (0.000757)	0.00141*** (7.61e-05)	0.00895*** (0.00112)	0.000386 (0.000242)	0.000857 (0.000567)	0.00192*** (0.000215)
Constant	-0.0922*** (0.0204)	0.00115 (0.00228)	0.268*** (0.0329)	-0.152*** (0.0142)	0.136*** (0.0102)	0.00181 (0.00267)

Observations	1,324	1,324	1,455	1,455	725	725
Nombre de Banques	166	166	205	205	133	133
Hansen test Chi2	99	95.1	101.3	88.7	95.8	90.5
Prob > Chi2	0.24	0.28	0.26	0.57	0.42	0.55
AB Test AR(2) Z	1.09	-0.70	0.28	-1.58	-1.28	-1.06
P > Z	0.27	0.48	0.77	0.11	0.201	0.28

Les coefficients sont estimés selon la méthode des GMM en système en deux étapes. ***, **, * indiquent la significativité des coefficients respectivement au seuil de 1%, 5% and 10%; les chiffres entre parenthèses représentent les t statistiques ; les variables LC_{Total} , FP_{Total} sont les coefficients estimés de test sur la significativité de la somme des coefficients retardés (création de liquidité, capital respectivement), les chiffres entre parenthèses représentant la valeur de la statistique. Pour que la non-causalité soit rejetée, il suffit que le seuil estimé soit inférieur au seuil théorique de 10%.

L'hypothèse nulle du test de sur-identification de Hansen est sur la pertinence des variables retardées en niveau et en différence comme instruments.

L'hypothèse nulle du test d'autocorrélation du second ordre d'Arellano et Bond est l'absence d'autocorrélation de second ordre des termes d'erreur de l'équation en différence.

