

REVUE INTERNATIONALE DES ECONOMISTES DE LANGUE FRANÇAISE

RIELF 2023, Vol. 8, N°2

Association Internationale
des Economistes de Langue Française



avec la collaboration de



UNIWERSYTET
EKONOMICZNY
W POZNANIU

l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań



L'Université Bernardo O'Higgins - Chili

Rédacteur en chef

Krzysztof MALAGA, USEGP, Pologne

Rédactrice adjointe

Małgorzata MACUDA, USEGP, Pologne

Secrétaire de rédaction

Dorota CZYŻEWSKA-MISZTAL, USEGP, Pologne

Comité éditorial

Akoété Ega AGBODJI, Togo
Wissem AJILI BEN YOUSSEF, France
Alastaire ALINSATO, Bénin
Loubna ALSAGIHR OUEIDAT, Liban
Camille BAULANT, France
Matouk BELATTAF, Algérie
Francis BISMANS, France, Belgique
Horst BREZINSKI, Allemagne
Abdelaziz CHERABI, Algérie
Bernard COUPEZ, France
Jean-Jacques EKOMIE, Gabon
Jules Roger FEUDJO, Cameroun
Camelia FRATILA, Roumanie
Ewa FRĄCKIEWICZ, Pologne
Rosette GHOSSOUB SAYEGH, Liban
Marian GORYNIA, Pologne
Driss GUERRAOUI, Maroc
Juliana HADJITCHONEVA, Bulgarie
Vidal IBARRA-PUIG, Mexique
Nafii IBENRISSOUL, Maroc
Soumaïla Mouleye ISSOUFOU, Mali

Michel LELART, France
Laura MARCU, Roumanie
Tsvetelina MARINOVA, Bulgarie
Boniface MBIH, France
Mbodja MOUGOUE, États-Unis
Francisco OCARANZA, Chili
Thierry PAIRAULT, France
Jacques POISAT, France
Carlos QUENAN, France
Marek RATAJCZAK, Pologne
Alain REDSLOB, France
Jeannette ROGOWSKI, États-Unis
Paul ROSELE CHIM, France
Claudio RUFF ESCOBAR, Chili
Alain SAFA, France
Baiba ŠAVRIŅA, Lettonie
Piotr STANEK, Pologne
Abdou THIAO, Sénégal
Roger TSAFACK NANFOSSO, Cameroun
François VAILLANCOURT, Canada
Isabel VEGA MOCOROA, Espagne

Bureau de rédaction

Eliza SZYBOWICZ, soutien éditorial, USEGP, Pologne
Marta DOBRECKA, rédactrice technique, USEGP, Pologne

© Copyright by Association Internationale des Economistes de Langue Française, Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań
Paris, Poznań 2023

La RIELF offre son contenu complet en accès libre sous licence Creative Commons BY NC SA 4.0

ISSN 2551-895X
e-ISSN 2727-0831

Edition digitale et imprimée
Editions de l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań
Projet de couverture : Izabela Jasiczak, Bernard Landais, Krzysztof Malaga, Eduardo Téllez

TABLE DES MATIÈRES

Avant-propos (Krzysztof MALAGA).....	3
 Idrissa Yaya DIANDY Analyse exploratoire spatiale des effets sanitaires et économiques de la COVID-19 à partir de données mondiales	7
 Małgorzata MACUDA Conformité des pratiques de reporting en matière de développement durable avec le cadre de la Global Reporting Initiative : Une analyse du secteur mondial de la santé	27
 Bartłomiej LACH, Krzysztof MALAGA À propos du manque excessif de la liberté économique en Afrique dans les années 2017–2023	49
 Yaovi Fagda Tchota AGBE, Easo-Hanam ATAKE Les déterminants de la productivité agricole dans les pays de l’Afrique subsaharienne	84
 Abdrahamane TALL, Birahim Bouna NIANG Déterminants de la liquidité bancaire dans les pays de l’Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA)	107
 Jean-Pierre Windpanga SAWADOGO Capital social et pauvreté des ménages ruraux au Burkina Faso	134
 Yevessé DANDONOUGBO, Ablamba A. JOHNSON, Kodjo Théodore GNEDEKA Capital humain et sécurité alimentaire des ménages au Togo	155
 Souaïbou Samba Lamine TRAORÉ, Bakary BERTHÉ, Fatoumata DEMBÉLÉ Correspondance entre formations et emplois : Cas des diplômés de la FSHSE/ULSHB	179

AVANT-PROPOS

Nous présentons à nos lecteurs le numéro 2/2023 de la RIELF, qui est composé de huit articles rédigés par une quinzaine d'auteurs issus de pays tels que : le Burkina Faso, le Mali, la Pologne, le Sénégal et le Togo. Les deux premiers articles concernent les enjeux de santé mondiale. Les six articles restants font référence à l'Afrique : 49 pays africains, pays d'Afrique subsaharienne, pays UEMOA, et directement au Burkina Faso, au Sénégal et au Togo.

Idrissa Yaya DIANDY dans l'article *Analyse exploratoire spatiale des effets sanitaires et économiques de la COVID-19 à partir de données mondiales* effectue une analyse des effets sanitaires et économiques de la pandémie de COVID-19. L'échantillon est composé de 132 pays et la méthodologie se fonde sur l'analyse exploratoire des données spatiales. Le calcul de l'output gap par la méthode de Hodrick-Prescott a permis de ressortir les manifestations économiques de la crise sanitaire, à travers les écarts de production pour l'année 2020. La variable sanitaire, quant à elle, est mesurée par le taux d'incidence de la COVID-19 et la mortalité. Les résultats des estimations ont permis de valider l'hypothèse d'autocorrélation spatiale aussi bien pour la variable sanitaire que pour la variable économique. L'examen du diagramme de Moran confirme le schéma d'association spatiale local positif, c'est-à-dire l'existence à la fois de similitudes entre pays voisins dans la manifestation de la pandémie et d'hétérogénéité spatiale entre les groupes de pays. De manière plus précise, les résultats montrent l'existence de clusters avec de faibles niveaux d'incidence de la COVID-19 en Afrique et en Asie, comparativement à l'Europe et à l'Amérique du Nord. De plus, si les pays à revenu élevé ont généralement été davantage touchés sur le plan sanitaire, ils ont toutefois développé une plus grande résilience économique.

Małgorzata MACUDA dans l'article *Conformité des pratiques de reporting en matière de développement durable avec le cadre de la Global Reporting Initiative : Une analyse du secteur mondial de la santé* étudie la conformité avec le cadre de la Global Reporting Initiative (GRI) des pratiques de reporting de développement durable dans le secteur mondial de la santé. Au total 2440 rapports de développement durable publiés entre 1999 et 2019 par 632 organisations de santé dans le monde entier ont été examinés à l'aide d'une analyse de contenu. Une méthodologie de recherche descriptive, comprenant une revue de la littérature, a été appliquée afin d'atteindre l'objectif déclaré. D'après l'auteur les résultats indiquent que (1) la tendance croissante des organisations de santé à publier des

rapports de développement durable conformément aux normes GRI est remarquée chaque année ; et que (2) 68% des 2440 rapports publiés par les organisations de santé (de soins et de produits) sont conformes au cadre GRI. L'article offre une étude intéressante sur les rapports de développement durable qui sont les instruments les plus couramment utilisés par les organisations pour rendre compte de leurs performances économiques, environnementales et sociales. Cette recherche contribue à une littérature croissante sur la standardisation des rapports de développement durable dans le secteur mondial de la santé en fournissant une vision empirique de l'utilisation réelle du cadre GRI. L'article comble une lacune en matière de recherche dans le domaine des pratiques de reporting extra-financier des organisations de santé du monde entier.

Bartłomiej LACH et Krzysztof MALAGA dans l'article *À propos du manque excessif de la liberté économique en Afrique dans les années 2017–2023* décrivent et évaluent l'état de la liberté économique dans les pays d'Afrique. La base d'inférence est fondée sur les coefficients de liberté économique publiés depuis 1995 par The Heritage Foundation à Washington et Wall Street Journal pour 184 pays à travers le monde. L'analyse comparative est effectuée dans les pays africains divisés en quatre régions géographiques : Afrique Australe, Afrique du Nord et Afrique Centrale, Afrique de l'Est et l'Afrique de l'Ouest durant les années 2017–2023. Dans la recherche empirique on utilise les méthodes d'analyse de corrélation, σ -convergence, σ -divergence et d'analyse comparative multivariée. Le programme R et les packages *dtw* et *dtwclust* sont également appliqués. En conséquence, une évaluation approfondie de l'évolution de la liberté économique a été réalisée dans les 49 pays évalués, séparément et dans les quatre groupes de pays analysés. L'article fournit des connaissances complètes sur la liberté économique pour la grande majorité des pays africains en termes d'indice général et de douze indices partiels de liberté économique. Les auteurs montrent que dans le cas des pays africains dans les années 2017–2023, nous sommes généralement confrontés à une stagnation ou à des changements plus ou moins chaotiques dans divers aspects de la liberté économique. Il semble que tant les gouvernements des pays africains ainsi que les institutions internationales qui soutiennent le développement des pays africains devraient s'appuyer plus largement qu'auparavant sur les acquis de la pensée économique dans le domaine des choix sociaux, ainsi que sur le rôle des institutions économiques et de la liberté dans le développement économique.

Yaovi Fagda Tchota AGBE et Ezzo-Hanam ATAKE dans l'article, *Les déterminants de la productivité agricole dans les pays de l'Afrique subsaharienne*, analysent les déterminants de la productivité agricole dans les pays de l'Afrique subsaharienne. Les auteurs appliquent la méthode des moments généralisés (GMM) pour l'analyse des données. L'étude a porté sur 27 pays de l'Afrique subsaharienne et couvre la période allant de 2001 à 2018. Ils affirment que les résultats montrent que le niveau de productivité actuelle a un effet positif et significatif sur le niveau de

productivité future dans les pays de l'Afrique subsaharienne. Cela stipule que si ces pays veulent réaliser des gains substantiels de productivité pour les périodes à venir, ils doivent dès lors commencer à améliorer leur niveau de productivité actuelle. Les résultats montrent également que le crédit accordé au secteur agricole et les infrastructures permettent d'améliorer la productivité agricole. Les pays de l'Afrique subsaharienne devraient accroître les investissements dans les infrastructures et renforcer les mécanismes de financement du secteur agricole notamment à travers le développement des crédits intrants agricoles pour les petits producteurs. Afin d'analyser les déterminants de la productivité agricole dans les pays de l'Afrique subsaharienne, les auteurs intègrent la valeur retardée de la productivité agricole comme variable explicative. L'existence d'une telle relation explique pourquoi la productivité agricole n'a guère évolué dans les pays de l'Afrique subsaharienne d'une part et d'autre part la forte proportion de la main d'œuvre au fil du temps dans le secteur agricole de ces pays contrairement aux pays développés.

Abdrahamane TALL et Birahim Bouna NIANG dans l'article, *Déterminants de la liquidité bancaire dans les pays de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA)* visent à identifier les facteurs de la liquidité bancaire dans les pays de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine à partir d'un échantillon de 84 banques sur une période allant de 2006 à 2020. Ainsi, pour y parvenir, les auteurs adoptent le modèle dynamique ARDL. Deux ratios de liquidité ont été calculés. Le premier (RL1) mesure la part des prêts dans le total des actifs alors que le second (RL2) est obtenu en faisant le rapport du total des prêts sur le total des dépôts. Les tests de cointégration de Kao (1999) et de Pédróni (2004) indiquent l'existence d'une relation, à long terme, entre les ratios de liquidité et ses déterminants. En outre, les estimations montrent que le taux de croissance du PIB et la taille des banques ont un effet positif et significatif sur le RL1, alors que l'impact du taux du marché interbancaire s'avère négatif et significatif. Par ailleurs, un effet positif et significatif du taux du marché monétaire et de la taille de la banque sur le RL2 est observé aussi bien par l'estimateur PMG que celui du DFE. En revanche, le taux du marché interbancaire exerce une influence négative et significative sur le RL2. Selon les auteurs les Autorités monétaires devraient initier des mesures incitatives pour permettre aux banques secondaires de posséder la liquidité qu'elle aurait souhaitée. De plus, ils plaident pour un recours limité des États auprès des banques pour le financement de leurs déficits.

Jean Pierre Windpanga SAWADOGO dans l'article, *Capital social et pauvreté des ménages ruraux au Burkina Faso*, analyse l'effet du capital social sur la pauvreté des ménages en milieu rural au Burkina Faso. Il suppose une relation causale à double sens entre la pauvreté et l'accès au capital social. Cela suggère un problème d'endogénéité conduisant à l'utilisation de deux méthodes en deux étapes : l'approche Probit moindres carrés en deux étapes (2SPLS) et l'approche du maximum de vraisemblance conditionnelle en deux étapes (2SCML). À partir

de données d'enquêtes du Programme National de Gestion des Terroirs (PNGT 2) collectées en 2011 auprès des ménages en milieu rural, les analyses ont révélé que l'accès au capital social affecte positivement la consommation des ménages et réduit la pauvreté. D'après l'auteur ces résultats montrent, en outre, que le revenu est négativement associé à l'accès au capital social. Alors les stratégies gouvernementales visant à réduire la pauvreté des ménages en milieu rural doivent encourager l'organisation des producteurs en groupements avec un accent mis sur les producteurs à faible revenu.

Yevesse DANDONOUGBO, Ablamba A. JOHNSON et Kodjo Théodore GNEDEKA dans l'article, *Capital humain et sécurité alimentaire des ménages au Togo*, analysent l'effet du capital humain sur la sécurité alimentaire des ménages au Togo. Le modèle logit multinomial a été utilisé en se basant sur les données de l'enquête QUIBB 2015 réalisées auprès de deux mille quatre cents (2400) ménages. Un indicateur composite combinant le score de consommation alimentaire et les dépenses alimentaires des ménages a été construit pour mesurer la sécurité alimentaire. Les résultats montrent que 8,17% des ménages au Togo sont en insécurité alimentaire totale. Par ailleurs, 4,74% et 35,09% d'entre eux sont respectivement considérés comme étant en insécurité alimentaire transitoire sur la base des scores de consommation alimentaire et des dépenses alimentaires. En outre, l'estimation du modèle logit multinomial révèle que lorsque le chef du ménage est éduqué ou que le ménage a une facilité d'accès à un centre de santé, cela réduit le risque d'insécurité alimentaire dans le ménage. Ainsi, toute politique visant un investissement en capital humain, tout en privilégiant les groupes vulnérables au Togo permettrait une amélioration de leur statut de sécurité alimentaire.

Souaïbou Samba Lamine TRAORÉ, Bakary BERTHÉ et Fatoumata DEMBÉLÉ dans l'article *Correspondance entre formations et emplois : Cas des diplômés de la FSHSE/ULSHB*, visent à identifier les facteurs qui sont susceptibles d'influencer les diplômés de la FSHSE pour accéder à un emploi lié au domaine de formation initiale. Les données utilisées dans le cadre de cette étude sont issues d'une enquête personnelle, qui a été réalisée auprès de deux cent trois (203) diplômés de la FSHSE, l'approche méthodologique s'appuie principalement sur la construction et l'estimation d'un modèle de régression logistique multinomial pour l'identification des facteurs. La régression logistique multinomial réalisée a permis d'identifier un certain nombre de facteurs expliquant dans l'accès des diplômés à l'emploi correspondant à leur domaine de formation initiale. Ces facteurs sont à savoir : la filière de formation, le type de diplôme, la tranche d'âge, le stage, le milieu de résidence, l'origine sociale des parents.

Krzysztof Malaga

DÉTERMINANTS DE LA LIQUIDITE BANCAIRE DANS LES PAYS DE L'UNION ÉCONOMIQUE ET MONÉTAIRE OUEST AFRICAINE (UEMOA)

Determinants of bank liquidity in the countries of the West African Economic and Monetary Union (WAEMU)

Abdrahamane TALL¹

Université Cheikh Anta Diop de Dakar (UCAD), Sénégal,
Faculté des Sciences Économiques et de Gestion (FASEG)
Département : Analyse et Politique Économique
abdarahmanetall@gmail.com
<https://orcid.org/0000-0002-7468-1051>

Birahim Bouna NIANG¹

Université Cheikh Anta Diop de Dakar (UCAD), Sénégal,
Faculté des Sciences Économiques et de Gestion (FASEG)
Département : Analyse et Politique Économique
bmniang@gmail.com
<https://orcid.org/0009-0007-6808-5177>

Abstract

Purpose : The aim of this article is to identify the factors driving bank liquidity in the countries of the West African Economic and Monetary Union, based on a sample of 84 banks over the period from 2006 to 2020.

Design/methodology/approach : To achieve this, the dynamic ARDL model was adopted. Two liquidity ratios were calculated. The first (RL1) measures the share of loans in total assets, while the second (RL2) is obtained by dividing total loans by total deposits.

Findings : Cointegration tests by Kao (1999) and Pédróni (2004) revealed the existence of a long-term relationship between liquidity ratios and their determinants. In addition, the estimates showed that GDP growth rate and bank size have a positive and significant effect on LR1, while the impact of the interbank market rate was negative and significant. On the other hand, a positive and significant effect of the money market rate and bank size on LR2 is observed by both the PMG and DFE estimators. On the other hand, the interbank market rate exerts a negative and significant influence on LR2.

¹ BP 5005 Dakar-Fann, Sénégal.

Originality/value : To this end, the monetary authorities should initiate incentives to enable secondary banks to possess the liquidity they would have wished for. In addition, we advocate limited recourse by governments to banks to finance their deficits.

Keywords: banking liquidity, ARDL, panel data, WAEMU.

Résumé

L'objectif : Cet article vise à identifier les facteurs de la liquidité bancaire dans les pays de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine à partir d'un échantillon de 84 banques sur une période allant de 2006 à 2020.

Conception/méthodologie/approche : Ainsi, pour y parvenir, le modèle dynamique ARDL a été adopté. Deux ratios de liquidité ont été calculés. Le premier (RL1) mesure la part des prêts dans le total des actifs alors que le second (RL2) est obtenu en faisant le rapport du total des prêts sur le total des dépôts.

Résultats : Les tests de cointégration de Kao (1999) et de Pédroni (2004) ont révélé l'existence d'une relation, à long terme, entre les ratios de liquidité et ses déterminants. En outre, les estimations ont montré que le taux de croissance du PIB et la taille des banques ont un effet positif et significatif sur le RL1, alors que l'impact du taux du marché interbancaire s'est avéré négatif et significatif. Par ailleurs, un effet positif et significatif du taux du marché monétaire et de la taille de la banque sur le RL2 est observé aussi bien par l'estimateur PMG que celui du DFE. En revanche, le taux du marché interbancaire exerce une influence négative et significative sur le RL2.

Originalité/valeur : A cet effet, les autorités monétaires devraient initier des mesures incitatives pour permettre aux banques secondaires de posséder la liquidité qu'elle aurait souhaitée. De plus, nous plaçons pour un recours limité des États auprès des banques pour le financement de leurs déficits.

Mots-clés : liquidité bancaire, ARDL, données de panel, UEMOA.

JEL classification : C33, G21, H51.

Introduction

La crise financière de 2008 a montré que les banques, en tant qu'acteurs majeurs de l'univers financier, doivent ajuster leurs objectifs de rentabilité afin d'obtenir une protection contre le risque de liquidité. Cependant, l'incitation de gestion inappropriée, la négligence des effets du risque systémique et la pratique des innovations financières non réglementées ont été considérées comme les principales sources ayant conduit à la manifestation d'une telle crise. En effet, les vulnérabilités latentes ont été révélées par le manque général de liquidité et ont conduit à des réformes historiques de l'architecture financière mondiale. Récemment, la crise bancaire, en mars 2023, ayant touché trois banques régionales aux États-Unis (Silvergate Bank

Silicon Valley Bank et Signature Bank), en raison des retraits massifs des dépôts, a révélé davantage la conscience des dirigeants sur l'importance d'une meilleure gestion de la liquidité bancaire.

Cependant, la question de la liquidité bancaire avait attiré l'attention de plusieurs chercheurs. Ceux-ci s'accordaient, en effet, sur deux grandes interprétations pour définir la liquidité bancaire : la liquidité de marché et la liquidité de financement. La première est liée à la liquidité d'un actif financier et désigne la rapidité avec laquelle cet actif peut être changé contre la monnaie sans perdre de valeur (Bervas, 2008). Ainsi, selon Bervas (2008), trois critères peuvent être distingués quant au degré de liquidité de marché : la largeur de l'écart (ou fourchette) entre cours acheteur et cours vendeur, la profondeur du marché² et la résilience du marché. La seconde, en revanche, se réfère à la liquidité nécessaire pour honorer les demandes de retrait à court terme des contreparties ou pour couvrir leurs opérations (Valla et al., 2006).

En effet, les conséquences indirectes de la crise sur le secteur bancaire ont conduit les Autorités des institutions financières internationales à entreprendre des mesures pour se prémunir et de faire face aux éventuelles perturbations. C'est dans ce contexte que le risque de liquidité a été pris en compte dans le dispositif macroprudentiel du Bale III³, à travers de nouvelles exigences de liquidité. Le comité de Bale III souligne, en outre, que les banques secondaires doivent disposer suffisamment de liquidité pour se protéger contre les petits chocs résultant des tensions financières et économiques. C'est sous cet angle que la liquidité bancaire est vue au regard de plusieurs chercheurs comme un élément crucial pour une meilleure stabilité financière d'une institution. Elle s'aperçoit, dès lors, comme un ensemble d'actifs détenus par les banques et pouvant servir de règlement entre celles-ci et l'extérieur : règlements interbancaires, règlements avec le trésor, opérations sur devises.

Fondées sur les critiques de la répression financière de McKinnon (1973) et Shaw (1973), les politiques de libéralisation orientaient leurs réflexions vers une efficacité des marchés concurrentiels dans la rémunération et la mobilisation de l'épargne, dans la sélection et le financement de plans d'investissements. Cependant, cette libéralisation optée, autour des années 80 par les pays de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africain (UEMOA), propose que la politique monétaire soit basée sur des instruments de contrôle indirect susceptibles d'améliorer la rémunération des dépôts des clients auprès des banques et institutions de

² La profondeur du marché est la capacité de réaliser des transactions de volume important sans impact significatif sur les cours. Plus le marché permet la réalisation d'une telle caractéristique plus il sera profond.

³ Bâle III constitue la troisième série d'accords établis par le Comité de Bâle, après ceux dits de Bâle I et de Bâle II. Ces accords ont été pris en réponse à la crise des subprimes qui a pointé la fragilité des banques.

crédits. En effet, cette pratique s'est traduite par un accroissement de l'épargne devenant de plus en plus attractive pour les agents économiques dans la gestion de leur portefeuille.

Les analyses récentes font ressortir que le système bancaire de l'Union est passé d'une situation de surliquidité globale à celle de tension sur la liquidité. Ce phénomène s'est manifesté par un volume accru de demande de refinancement des banques sur le marché interbancaire et auprès de la Banque Centrale. En effet, depuis septembre 2017 et jusqu'à l'avènement de la crise sanitaire de 2019, les pressions sur la liquidité ont fait grimper le taux du marché interbancaire et ont maintenu le taux moyen de refinancement au plafond du corridor fixé par la BCEAO (FMI, 2017). De même, du 24 décembre 2007 au 30 décembre 2019, les demandes de refinancement auprès des guichets de la Banque Centrale sont passées de 77,56 milliards de FCFA pour s'établir à 4610,96 milliards, soit un accroissement de 58,45%. Sur la même période, le volume des transactions sur le marché interbancaire s'est raffermi de 30,64% (statistiques BCEAO).

Toutefois, avec l'avènement de la pandémie de COVID-19, les conditions de la liquidité des banques commerciales de l'Union se sont nettement assouplies, en lien avec l'adoption, par la BCEAO, d'un système d'allocation complète à taux fixe (actf) illimitée et la baisse de 50 points de base du taux directeur en juin 2020. En effet, d'après les statistiques monétaires de la BCEAO, le taux marginal moyen des adjudications hebdomadaires est passé de 3,21% en 2020 pour s'établir à 2,25% en 2019, soit une baisse 96,27 points de base. Dans le même sillage, le taux d'intérêt moyen pondéré des appels d'offres à une semaine est ressorti de 2,35% en 2020, soit un recul de 116,6 points de base par rapport à sa réalisation en 2019. Ces différents ajustements de politique monétaire ont, cependant, engendré des répercussions sur le marché interbancaire, faisant porter le taux d'intérêt à une semaine à 3,48% en 2020, contre 4,5% en un an plutôt, traduisant ainsi une hausse du volume des transactions sur ce marché.

En outre, plusieurs économies en développement sont caractérisées par une situation persistante d'excès de liquidité non pas pour des raisons de précautions, mais plutôt de façon involontaire, dues à un faible niveau de développement des marchés financiers et à un haut degré d'aversion au risque. Ainsi, au cours des années récentes, le secteur bancaire de l'UEMOA est marqué par un niveau de liquidité très élevé, malgré son faible niveau de développement (Dolumbia, 2009). Ces excès soulèvent des précautions quant à la rentabilité des banques, à la pression inflationniste, mais aussi au mécanisme de transmission de la politique monétaire et son efficacité.

Par ailleurs, des investigations théoriques de Diamond et Rajan (2000, 2001) stipulent que les banques ayant un faible ratio de capital peuvent créer moins de liquidité. D'autres auteurs soutiennent que les banques disposant de ratios de capital plus élevés peuvent créer la liquidité parce que le capital leur donne une

plus grande capacité à absorber les risques associés. C'est dans cette optique que les théories basées sur l'hypothèse de la fragilité financière et celles basées sur l'absorption des risques ont été avancées. Ces théories produisent des prédictions opposées sur le lien entre capital et création de liquidité. La première est basée sur l'hypothèse selon laquelle qu'un capital plus élevé réduit la création de liquidité. Elle fait référence au fait qu'une banque, caractérisée par un niveau de capital fragile, stimule cette dernière à créer plus de liquidités. Les adeptes de cette théorie prennent en compte la mission des banques, consistant à contrôler, au nom de leurs déposants, le comportement de leurs emprunteurs (Diamond & Rajan 2001). La seconde soutient que l'augmentation du capital améliore la capacité des banques à créer plus de liquidité. En effet, cette idée fait référence aux deux volets de la littérature économique. Le premier volet comprend des articles qui soutiennent que la création de liquidités expose les banques commerciales aux risques. Ce volet est porté par des auteurs tels que Allen et Santomero (1998) et Allen et Gale (2004). Le deuxième volet est basé sur des études qui stipulent que le capital bancaire absorbe le risque et accroît la capacité à supporter le risque que les banques peuvent encourir (Bhattacharya & Thakor, 1993 ; Coval & Thakor, 2005 ; Repullo, 2004 ; Von Thadden, 2004). La combinaison de ces deux théories donne la prédiction que des ratios de fonds propres plus élevés pourraient permettre aux banques de créer plus de liquidités en investissant davantage dans des actifs plus risqués, mais de fortes rentabilités.

Une troisième théorie suggère un mécanisme par lequel la causalité va de la création de liquidité vers la capitalisation. 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 & Neu, 2007).

Du point de vue empirique, plusieurs facteurs externes et internes aux banques ont été identifiés dans la littérature économique. En effet, certains auteurs ont trouvé une relation positive entre la liquidité bancaire et le PIB (Alper et al., 2012 ; Chagwiza, 2014 ; Moussa, 2015). D'autres, au contraire, ont révélé l'existence d'une relation négative (El-Chaarani, 2019 ; Mekonnen, 2021). Tout comme le PIB, l'inflation a été présentée comme l'un des principaux facteurs de la liquidité bancaire. Cependant, des résultats mitigés ont été trouvés. Les uns trouvent une influence positive (Horváth et al., 2014 ; Tseganesh, 2012) et d'autres prouvent le contraire (Bhati et al., 2019 ; Moussa, 2015). Pour le cas des facteurs spécifiques aux banques, la taille des banques a été l'élément le plus documenté. Ainsi, Chagwiza, (2014) et El Khoury (2015) ont soutenu que les petites banques détiennent des ratios de liquidité plus faibles, en lien avec leurs actions accrues dans des activités d'intermédiation et de transformation. Pour ce qui est de l'effet du taux du marché interbancaire et du taux du marché monétaire sur la liquidité bancaire, il n'existe pas suffisamment de preuves empiriques.

Ainsi à travers ces différentes analyses, nous posons la question suivante : Quels sont les facteurs explicatifs de la liquidité bancaire au sein de l'UEMOA ?

L'intérêt de la présente étude est double. Premièrement, elle contribue à la littérature existante, en évaluant l'effet du taux interbancaire et du taux du marché monétaire sur la liquidité des banques commerciales. En effet, cela se justifie par le fait que plusieurs documents conceptuels s'articulaient autour de la création de la liquidité bancaire (Bryant, 1980 ; Diamond & Dybvig, 1983 ; Holmström & Tirole, 1998 ; Kashyap et al., 2002) et ne s'intéressaient pas sur les éléments qui sous-tendaient celle-ci. Deuxièmement, une approche basée sur le modèle ARDL, par le biais de l'estimateur PMG (Pool Mean Group) et DFE (Dynamic Fixed Effects), est adoptée pour mieux capter la dynamique à court et à long terme entre les ratios de liquidité et les variables mises en évidence.

L'objectif de ce document de recherche s'inscrit dans une dynamique d'identifier les déterminants de la liquidité bancaires dans l'UEMOA, sachant que de nombreuses institutions financières ont été confrontées à des difficultés/défaillances mêmes si elles étaient rentables en raison de la mauvaise gestion de la liquidité. Pour ce faire, le modèle ARDL (Autoregressive Distributed Lag), basé sur les estimateurs tels que le PMG et le DFE, est utilisé. L'échantillon de travail est composé de huit pays de l'UEMOA sur un panel de 84 banques sur une période allant de 2006 à 2020.

L'article est structuré de la façon suivante. La section 1 est consacrée à la présentation de la revue de la littérature. A la suite de cette section, sera présentée, à la section 2, l'analyse de l'évolution récente des indicateurs de la liquidité bancaire de l'UEMOA. La section 3 est dédiée à la présentation de l'approche méthodologique. L'interprétation des résultats obtenus sera discutée dans la section 4. La conclusion et les implications de politiques économiques boucleront cette étude.

1. Revue de la littérature

Plusieurs recherches ont été menées avec soin pour déterminer les facteurs explicatifs de la liquidité des banques commerciales. Cependant, en ce qui concerne les études empiriques, Diamant et Dybvig (1983) furent les premiers à fournir des preuves sur l'importance du rôle de la banque dans la création de liquidité. En effet, selon eux, le niveau optimal de liquidité est fortement lié à des opérations bancaires efficaces. Ainsi, l'analyse empirique des déterminants de la liquidité bancaire est appréhendée sous l'angle de deux types de facteurs : facteurs spécifiques aux banques (internes) et les facteurs macroéconomiques (externes). Pour le cas des facteurs externes, le PIB et le taux d'inflation seront examinés. Pour les facteurs internes aux banques, la taille de la banque, le taux du marché monétaire et le taux interbancaire seront revisités.

L'effet du PIB sur la liquidité bancaire reste toujours ambigu au sein de la littérature économique. En effet, selon Aspachs et al. (2005), les banques britanniques, sur la période allant de 1985 à 2003, semblaient détenir de plus petites quantités de liquidités lorsque le PIB augmentait et vice versa. Plusieurs chercheurs soutiennent qu'en période de reprise économique, les banques préfèrent détenir plus de liquidité, en lien avec le faible degré de confiance qu'elles insinuaient notamment dans la capacité de remboursement des clients en période de ralentissement (Alper et al., 2012 ; Chagwiza, 2014 ; Moussa, 2015). Les mêmes conclusions avaient été confirmées par des études antérieures de Bunda et Desquilbet (2008) ainsi que celles de Lee et al. (2013). De même, Sheefeni et Nyambe (2016), à partir du modèle de correction d'erreur sur des données trimestrielles allant de 2001 à 2014, ont révélé que le produit intérieur brut réel est le principal déterminant de la liquidité des banques commerciales en Namibie.

En revanche, Valla et al. (2006) ont soutenu l'existence d'une relation négative entre le taux de croissance du PIB et la liquidité bancaire. En examinant les déterminants macroéconomiques de 40 banques commerciales dans six (6) pays d'Europe du Sud (Croatie, Grèce, Italie, Portugal et Chypre) de 2005 à 2011, Trencà et al. (2015) ont révélé un impact négatif et significatif sur la liquidité bancaire. Le même résultat a été confirmé par des études antérieures (Aspachs et al., 2005 ; Valla et al., 2006 ; Vodova, 2011). El-Chaarani (2019), sur un panel de 183 banques, a révélé une relation positive. À partir des estimations par la Méthode des Moments Généralisés (GMM), Mekonnen (2021) a trouvé un effet négatif et statistiquement significatif du produit intérieur brut sur la liquidité bancaire en Ethiopie.

À partir d'une analyse sur les banques tunisiennes, Moussa (2015), en utilisant un panel dynamique, a révélé l'existence d'une relation négative et significative entre les variations du niveau de l'inflation et la liquidité bancaire. Récemment, à partir d'un modèle de régression de données de panel à effets aléatoires, Bhati et al. (2019) ont confirmé le même résultat. En revanche, des auteurs tels que Tseganesh (2012) et Horváth et al. (2014) ont soutenu l'existence d'une relation décroissante entre l'inflation et la liquidité bancaire.

Par ailleurs, d'autres études ont montré l'existence d'une relation croissante entre la taille de la banque et son niveau de liquidité. Les petites banques mettent davantage l'accent sur les activités d'intermédiation et de transformation et, par conséquent, détiennent des ratios de liquidité plus faibles (Chagwiza, 2014 ; El Khoury, 2015 ; Moussa, 2015 ; Laximikantham & Melese, 2015). Dans le même ordre d'idées, Shen et al. (2009) considèrent la taille des banques comme l'un des principaux déterminants du risque de liquidité bancaire. Ils suggèrent que la taille de la banque, mesurée par son actif total, contribue à améliorer de façon significative le niveau des liquidités. Cette dernière a un effet sur la capacité de la banque à mobiliser des fonds de différentes sources de pouvoir ainsi supporter les coûts qui y sont associés. Récemment, sur un échantillon de 183 banques de huit pays

différents au Moyen-Orient, El-Chaarani (2019), en utilisant le modèle linéaire général, a révélé la qualité des actifs et la taille des banques ont des impacts significatifs sur la liquidité bancaire. Ce résultat conforte la thèse de Toh et al. (2015). En effet, selon ce dernier, les petites banques créent plus de liquidité, en raison des avantages comparatifs des technologies de prêt dont elles disposent.

L'effet de la politique monétaire sur la création de la liquidité bancaire a attiré l'attention de plusieurs chercheurs. Ainsi, selon Bernanke et Blinder (1992), les ajustements de la politique monétaire modifient l'offre de crédit en altérant l'accès des banques aux fonds prêtables. Dans le même ordre d'idées, ils soutiennent qu'une politique monétaire expansionniste devrait améliorer la création de la liquidité, en augmentant les dépôts et les prêts. En outre, des taux d'intérêt plus bas pourraient augmenter la valeur nette des banques, ce à quoi elles réagissent en accordant plus de prêts (Kane, 1989). En utilisant un modèle généralisé à effet fixe sur un ensemble de données de panel déséquilibré de toutes les banques islamiques opérant dans les pays de l'OCI (Organisation de la Coopération Islamique), Al-Harbi (2020) a montré que le taux du marché monétaire exerce une influence négative et statistiquement significative sur la liquidité bancaire. En revanche, Dang et Dang (2021) ont révélé que les banques caractérisées par une petite taille et disposant des liquidités plus élevées ont tendance à créer plus de liquidité dans le cadre d'une politique monétaire expansionniste. Ils soutiennent, en outre, qu'une diminution d'un point de pourcentage des taux de prêt produit un impact de 3,75 à 4,8 points de pourcentage sur les taux d'intérêt.

2. Environnement du système financier de l'UEMOA

Le système financier est complexe et inclut plusieurs acteurs, en particulier les banques, les compagnies d'assurances, les fonds collectifs d'investissement et les sociétés financières. Il joue un rôle important dans la dynamique de la liquidité bancaire à travers les échanges interbancaires entre les banques pour le besoin de refinancement des banques entre elles-mêmes ou avec la banque centrale.

En début de la décennie 1990, suite à la faillite généralisée de plusieurs institutions de crédit de l'UEMOA, des réformes axées sur la libération financière et la restructuration du secteur bancaire ont été mises en œuvre. Ainsi, au cours de ces dernières années, ces réformes ont accru considérablement le nombre d'unités bancaires au sein de l'Union. En effet, le réseau bancaire de l'Union a augmenté de deux unités par rapport à fin décembre 2020, pour s'établir à 133 banques à fin décembre 2022 (tableau 1). Cependant, une part non négligeable des banques et établissements de crédit est localisée en Côte d'Ivoire et au Sénégal. Les encours de crédits réalisés par les banques sont largement orientés vers les grandes entreprises

pour des périodes de courtes durées. Une des caractéristiques fondamentales dans le fonctionnement du système bancaire de l'Union est que la plupart des banques injectent une quantité suffisante de liquidité pour acquérir des titres publics dans le marché régional. Par ailleurs, le secteur bancaire est caractérisé par un faible degré concurrentiel et présente une forte concentration, mais néanmoins reste très liquide.

Tableau 1. Nombre de banques dans l'Union

Pays	Nombre de banques dans l'Union		
	2020	2021	2022
Bénin	14	14	14
Burkina	15	15	16
Côte d'Ivoire	29	28	28
Guinée-Bissau	5	6	6
Mali	14	14	14
Niger	14	14	14
Sénégal	26	27	27
Togo	14	14	14
Total UEMOA	131	132	133

Source : calcul de l'auteur, base de données BCEAO.

2.1. Mesure de la liquidité bancaire de l'Union

Dans le cadre de la présente étude, deux ratios de liquidité bancaire sont calculés. Le premier ratio mesure la part des prêts dans le total des actifs. Il indique quel pourcentage des actifs de la banque est lié à des prêts non liquides. Ainsi, la valeur du ratio est élevée, moins la banque est liquidité. Le second ratio est obtenu en faisant le rapport du total des prêts sur le total des dépôts.

$$\text{Ratio de liquidité } (L_1) = \frac{\text{Total des prêts}}{\text{Total actif}} \quad (1)$$

$$\text{Ratio de liquidité } (L_2) = \frac{\text{Total des prêts}}{\text{Total des dépôts}} \quad (2)$$

L'utilisation de ces deux ratios comme mesure de liquidité bancaire s'appuie sur les travaux de Vodova (2011), Chagwiza (2014), Moussa (2015), Hassan et al. (2015). Cependant, sur un panel de 84 banques en exercice dans l'Union, il est calculé chacun des ratios susmentionnés sur une période allant de 2006 à 2020. Il ressort de la figure 1 que les deux ratios suivent la même tendance. Toutefois, le

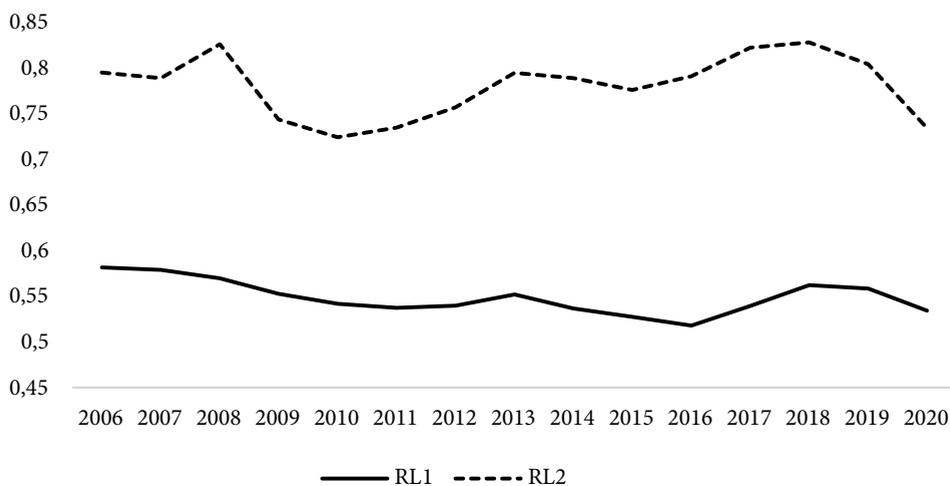


Figure 1. Évolution des ratios de liquidité bancaire de l'UEMOA

Source : calcul de l'auteur, base de données BCEAO.

ratio de liquidité RL1 (total prêts/total actif) se situe en dessous du ratio de liquidité RL2 (total dépôts/total prêts).

2.2. Dynamique du marché interbancaire de l'UEMOA

Le marché monétaire est le secteur du marché financier sur lequel se négocient les actifs et les dettes de court terme, habituellement jusqu'à une durée d'un an. Dans la zone UEMOA, le marché monétaire a été mis en place en 1975, suite aux réformes entreprises par les autorités en 1973. L'objectif était d'encourager l'épargne, en favorisant un environnement propice pour la fluidité de la liquidité bancaire au sein de l'Union. Il visait, par ailleurs, à redynamiser le marché interbancaire à travers le recyclage intégral des ressources et à limiter l'intervention de la Banque Centrale pour pallier éventuellement les pressions inflationnistes. Le bon fonctionnement du marché monétaire est très important pour la mise en œuvre d'une politique monétaire efficace. Cependant, il est composé d'un marché interbancaire et d'un marché des titres de créances négociables.

L'évolution du volume des transactions sur le marché interbancaire de la zone UEMOA est caractérisée par des épisodes de repli et de rebond au cours de ces dernières années. En effet, entre 2000 et 2010, le volume des emprunts interbancaires était relativement faible, comparativement à la dernière décennie où un accroissement considérable est enregistré. En outre, depuis 2007, afin de redynamiser le marché monétaire et donner plus de place le marché interbancaire dans le bon fonctionnement du marché financier de l'Union, de nouvelles mesures axées sur

la gestion de la liquidité ont été instaurées. C'est dans ce contexte que la Banque Centrale des Etas de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) s'est intervenue pour assurer le pilotage des taux interbancaires via les opérations d'injection et de reprise hebdomadaire de liquidité.

La figure 2 montre une certaine déconnexion entre l'évolution du taux interbancaire et le volume des emprunts interbancaires de 2000 à 2010. Entre 2013 et 2020, une relation croissante entre le taux d'intérêt interbancaire et le volume des emprunts interbancaires est observée. En effet, en 2020, le taux interbancaire est ressorti à 5,96%, contre une réalisation de 4,48% en 2019, soit une hausse de 1,48 point de pourcentage. Dans le même sillage, d'après les statistiques monétaires de la BCEAO, les emprunts interbancaires sont évalués à hauteur de 8475920,8 FCFA en 2020, contre une réalisation de 6935954,6 FCFA, soit un accroissement de 112,2%. Ces résultats stipulent que la hausse du taux d'intérêt incite davantage les banques à intervenir sur le marché interbancaire pour tirer plus de profit.

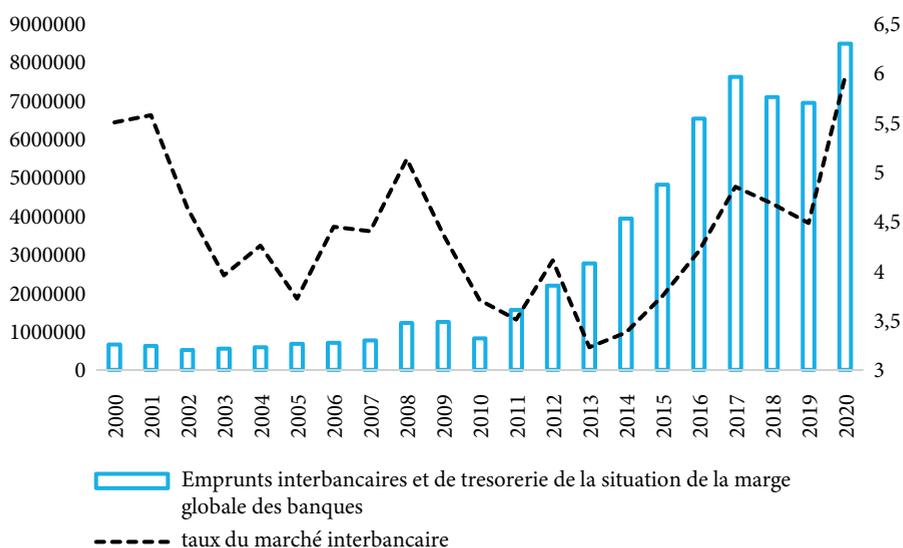


Figure 2. Évolution des emprunts interbancaires et de trésorerie des banques de l'UEMOA

Source : calcul de l'auteur, base de données BCEAO.

Par ailleurs, nous avons constaté que l'ajustement des instruments de la politique monétaire, à la hausse ou à la baisse, agit sur la liquidité des banques commerciales. En effet, la hausse du taux du marché monétaire et du taux du guichet du prêt marginal, observée en 2016, a engendré le raffermissement des ratios de liquidité un an après (figure 3). De plus, la baisse des taux directeurs de la BCEAO, en 2020, pour atténuer les effets de la pandémie de COVID-19 et soutenir les secteurs d'activité

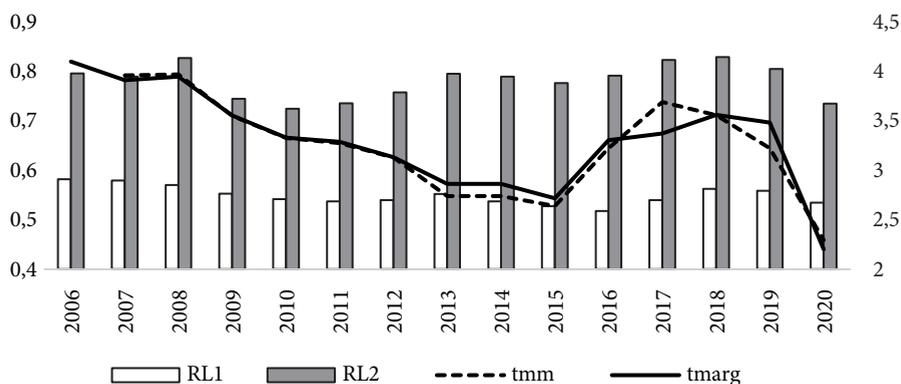


Figure 3. Ratios de liquidité bancaire et taux d'intérêt du marché monétaire

Source : calcul de l'auteur, base de données BCEAO.

économique de l'Union, est caractérisée par une baisse des ratios de liquidités. Cette situation est appréhendée à travers une hausse de la liquidité des banques secondaires. Ces analyses laissent entendre, avant toute vérification empirique, l'existence d'une relation croissante entre les taux d'intérêt et le niveau de liquidité des banques.

La principale caractéristique de ce marché est que la plus parts des prêts se font à l'intérieur d'un même groupe bancaire (BNP Paribas, Société Générale, Ecobank, etc.) pour éviter tout risque de contrepartie. Toutefois, le refinancement entre les banques commerciales peut constituer un obstacle au développement du marché interbancaire, notamment à travers l'exposition aux risques d'intérêt et de liquidité au sein du système bancaire.

3. Méthodologie

Au regard de plusieurs insuffisances dont souffrent les modèles de panel standard, tels que les moindres carrés regroupés, les effets fixes et les effets aléatoires, dans ce présent papier, le modèle de panel dynamique est adopté. En effet, selon Loayza et Ranciere (2004), les estimateurs de panel statiques ne renseignent pas sur les relations à court et à long terme. De plus, d'autres auteurs soutiennent que ces estimateurs supposent une certaine homogénéité des paramètres de la variable dépendante retardée ; ce qui pourrait conduire à des estimations biaisées.

A la suite de ces analyses, l'estimateur GMM en différence première (Arellano & Bond, 1991) et celui de GMM en système (Arellano & Bover, 1995 ; Blundell & Bond, 1998) ont été proposés. Cependant, d'après Arcand et al. (2015), l'utilisation de GMM peut conduire à des résultats fallacieux dans le cas où la dimension

individuelle est inférieure à la dimension temporelle. De plus, le GMM ne tient compte que de la dynamique de court terme sans donner de renseignement sur le comportement des variables à long terme.

Ainsi, compte tenu des limites relatives aux estimateurs susmentionnés, dans le cadre de la présente étude, le PMG (Pool Mean Group) et le DFE (Dynamic Fixed Effects) seront utilisés. En effet, ces deux estimateurs prennent en compte l'équilibre à long terme ainsi que l'hétérogénéité du processus d'ajustement dynamique. Ils sont calculés à partir de l'estimateur du maximum de vraisemblance.

Si on considère la variable dépendante Y_t et la variable indépendante X_t (vecteur des variables explicatives), on aura :

- les modèles autorégressifs (AR) : ces modèles sont caractérisés par le vecteur X_t des variables explicatives et la variable dépendante (Y_t), décalée de ses valeurs passées. De façon implicite, ils se présentent sous la forme suivante :

$$Y_t = f(X_t, Y_{t-p})$$

- les modèles à retards échelonnés ou Distributed Lag (DL) sont des modèles dynamiques qui ont pour variables explicatives X_t et ses valeurs décalées. Ils se présentent comme suit :

$$Y_t = f(X_t, Y_{t-q})$$

- les modèles autorégressifs à retards échelonnés (ARDL) fusionnent les caractéristiques des deux précédents. Ainsi, on y trouve les variables explicatives (X_t), la variable dépendante décalée (Y_{t-p}) et les valeurs passées de la variable indépendante (X_{t-q}). Ils ont la forme générale suivante :

$$Y_t = f(X_t, Y_{t-p}, Y_{t-q})$$

Basé sur le modèle de Pesaran et al. (1999), Loayza et Ranciere (2004) ont incorporé la régression dynamique en panel hétérogène dans le modèle de correction d'erreur, en utilisant la technique d'estimation ARDL (p, q). De façon explicite, le modèle ARDL se présente comme suit :

$$\Delta(y)_{it} = \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij} \Delta X_{i,t-j} + \varphi_i \left((y_{i,t-1}) - (\beta_0^i + \beta_1^i (X_{i,t-1})) \right) + e_{it}$$

$$(y)_{it} = \beta_0^i + \beta_1^i X_{it} + \mu_{i,t} \quad \text{où} \quad \mu_{i,t} \sim I(0)$$

Dans le cadre de la présente étude, y désigne la variable dépendante (ratio de liquidité RL1 ou ratio de liquidité RL2), X est le vecteur des variables indépendantes (taux de croissance du PIB, le taux d'inflation, le taux du marché interbancaire, le taux marché monétaire et la taille de la banque), γ et δ représentent les coefficients de court terme des variables dépendantes et indépendantes retardées

respectivement, β est le vecteur des coefficients à long terme et φ désigne le coefficient d'ajustement de l'équilibre à long terme.

Le choix du modèle ARDL résulte du fait de l'existence d'une relation de cointégration entre les séries à long terme. De plus, il est plus approprié d'utiliser ce modèle dans la mesure où les variables n'ont pas le même ordre d'intégration. En outre, l'estimateur PMG possède la puissance d'estimation suivant l'hypothèse d'homogénéité à long terme des individus dans les données de panel. Il tient compte également des différences sur le court terme. Le modèle ARDL, estimé à partir de ces deux estimateurs (PMG et DFE), malgré la présence possible d'endogénéité, fournit des paramètres cohérents (Pesaran et al., 1999).

3.1. Source et analyses descriptives des données

L'échantillon de travail couvre 84 banques en exercice dans les huit pays de l'UE-MOA. Les séries sont tirées à partir de la base de données économique et financière de la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) sur une période allant de 2006 à 2020.

Cependant, l'analyse descriptive (tableau 2) révèle que la moyenne du ratio de liquidité bancaire RL1 correspond à 0,527, alors que celle du ratio de liquidité RL2 est estimée à 0,768. Les valeurs minimales et maximales peuvent nous permettre de détecter l'existence d'éventuels points aberrants. Cependant, la valeur maximale du RL1 est de 0,634 contre une valeur minimale de 0,269. Pour le ratio de liquidité RL2, sa valeur maximale est évaluée à 0,768 contre une valeur minimale de 0,471 avec un écart type de 0,102.

Tableau 2. Statistiques descriptives

Variabiles	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
Ratio de liquidité RL1	0,527	0,068	0,269	0,634
Ratio de liquidité RL2	0,768	0,1025	0,471	1,074
Taux de croissance du PIB	4,608	2,535	-5,370	10,760
Taux d'inflation	1,824	2,572	-3,233	11,305
Taux du marché interbancaire	4,280	0,701	3,227	5,964
Taux du marché monétaire	3,234	0,481	2,295	3,966
Taille de la banque	14,085	1,222	10,279	16,473

Source : calcul de l'auteur, base de données BCEAO.

3.2. Tests de stationnarité des variables

Avant de procéder à la vérification de la relation entre la liquidité bancaire et ses principaux déterminants, il demeure nécessaire de déterminer l'ordre d'intégration

des variables. Cependant, une littérature très abondante s'est intéressée à l'étude des stationnarités des variables en données de panel. Ainsi, les tests de Levin et Lin (1992) ainsi que ceux de Im et al. (2003) et Pesaran et al. (1997) sont le plus couramment utilisés. Le premier test, basé sous l'hypothèse d'interception spécifique à l'entité et aux tendances temporelles, introduit différents tests de racine unitaire à partir de différentes spécifications. Le second, quant à lui, est basé sur la moyenne des statistiques individuelles de Dickey-Fuller et tient compte de l'hétérogénéité à la fois en termes d'interception et de pente pour les unités.

Tableau 3. Tests de stationnarité des variables

Variables	Im-Pesaran-Shin		
	En niveau	En première	Intégration
Ratio de liquidité (RL1)	0,057	0,000	I (1)
Ratio de Liquidité (RL2)	0,111	0,000	I (1)
Taille de la banque	0,034		I (0)
Taux de croissance du PIB	0,000		I (0)
Taux d'inflation	0,000		I (0)
Taux du marché interbancaire	0,929	0,000	I (1)
Taux du marché monétaire	0,724	0,000	I (1)

Source : calcul de l'auteur, base de données BCEAO.

Après avoir effectué les tests de stationnarité (tableau 3), les résultats montrent que le taux de croissance du PIB, la taille de la banque et le taux d'inflation sont stationnaires en niveau ; donc intégré d'ordre 0. En revanche, le ratio de liquidité (RL1), le ratio de liquidité (RL2), le taux du marché interbancaire et le taux du marché monétaire sont stationnaires en différence première.

3.3. Tests de cointégration

Après avoir effectué les tests de stationnarité sur les variables, nous allons vérifier la présence de cointégration entre celles-ci. Cependant, la littérature économétrique a identifié un certain nombre de test de cointégration sur des données de panel, à savoir le test de Kao (1999), le test de Pédróni (2004) et le test de Westerlund (2007). Ces tests constituent, en outre, un prolongement des tests d'Engel et Granger (1987), Fisher (1932) et Maddala et Wu (1999). Cependant, les tests de Kao et Pédróni sont plus souvent utilisés pour effectuer des tests de cointégration. Néanmoins, le test de Pédróni tient compte de l'hétérogénéité, en utilisant des coefficients spécifiques qui varient selon l'échantillon. Contrairement à Pédróni (2004), Kao (1999) suppose une homogénéité des vecteurs de cointégration entre les variables.

Tableau 4. Résultats des tests de cointégration

	Statistic	p-value
Test de cointégration de Kao		
Modified Dickey-Fuller <i>t</i>	-3,922	0,000
Dickey-Fuller <i>t</i>	-4,641	0,000
Augmented Dickey-Fuller <i>t</i>	-2,905	0,001
Unadjusted modified Dickey	-4,583	0,000
Unadjusted Dickey-Fuller <i>t</i>	-4,816	0,000
Test de cointégration de Pédroni		
Modified Phillips-Perron <i>t</i>	3,353	0,000
Phillips-Perron <i>t</i>	-1,750	0,040
Augmented Dickey-Fuller <i>t</i>	-2,903	0,001

Source : calcul de l'auteur, base de données BCEAO.

Le test de cointégration de Pédroni est constitué de trois statistiques. Cependant, les résultats obtenus (tableau 4) rejettent l'hypothèse nulle d'absence de cointégration à long terme. Au total, le test de Pédroni révèle l'existence d'une relation significative, à long terme, entre les ratios de liquidité bancaire et ses déterminants sur l'ensemble des pays. Le même résultat est confirmé par le test de Kao.

3.4. Choix de l'estimateur

Pour choisir le meilleur estimateur parmi les deux mis évidence, le test de Hausman a été effectué. Les résultats obtenus sont établis en annexe (cf. annexe 1).

Le test de Hausman montre que la probabilité obtenue est supérieure au seuil de 5%. Ainsi, l'hypothèse nulle de la restriction des regressseurs, à long terme, est rejetée. En définitive, ce résultat nous permet de conclure que l'estimateur PMG est meilleur que celui du DFE pour identifier les déterminants du ratio de liquidité RL1. Les mêmes observations sont confirmées pour le cas du ratio de liquidité RL2.

4. Interprétations des résultats obtenus

4.1. Déterminants de la liquidité bancaire RL1

Les résultats, obtenus à partir des estimateurs PMG et DFE, sont établis dans le tableau 5. En effet, ces deux estimateurs permettent d'appréhender la dynamique à court et à long terme entre les ratios de liquidité bancaire et ses principaux déterminants. Le non recours à l'estimateur Mean Group (MG) s'explique par le fait que ce dernier est assez sensible aux valeurs aberrantes et aux permutations

de petits modèles (Favara, 2003). De plus, il demeure plus efficace dans le cas où la dimension individuelle est importante.

Tableau 5. Résultats des estimations

Ratio de liquidité bancaire (RL2)	Pooled Mean Group Regression (PMG)	Dynamic Fixed Effects Regression (DFE)
	Coef.	Coef.
Relation à long terme		
Taux de croissance du PIB	0,0012 (0,003)	-0,004 (0,007)
Taux du marché interbancaire	-0,074 *** (0,021)	-0,089* (0,047)
Taux du marché monétaire	0,132*** (0,043)	0,122* (0,074)
Taille de la banque	0,024** (0,014)	0,055* (0,032)
Taux d'inflation	-0,003 (0,005)	-0,010 (0,008)
Relation à court terme		
Coefficient du correction d'erreur	-0,624*** (0,129)	-0,654*** (0,094)
Taux de croissance du PIB	-0,003 (0,004)	-0,002 (0,003)
Taux du marché interbancaire	0,044*** (0,013)	0,043 (0,032)
Taux du marché monétaire	-0,032* (0,035)	-0,030** (0,048)
Taille de la banque	0,054 (0,207)	0,005 (0,025)
Taux d'inflation	0,002 (0,005)	0,002 (0,003)
_cons	0,190 (0,061)	-0,001 (0,298)

Source : calcul de l'auteur, base de données BCEAO.

A long terme, les résultats obtenus par l'estimateur PMG montrent que le taux du marché monétaire et la taille de la banque impactent positivement et significativement la liquidité bancaire. En effet, une hausse d'une unité du taux du marché monétaire et de la taille de la banque, toutes choses égales par ailleurs, engendre respectivement un accroissement de 13,2% et de 2,4% de la liquidité des banques. Ces résultats rejoignent les conclusions de El Khoury (2015) et de Moussa (2015). Plus la taille de la banque est grande, plus la liquidité l'est également. En revanche,

il est constaté une relation négative et significative entre le taux du marché interbancaire et le ratio de liquidité bancaire. En effet, l'augmentation d'une unité de ce taux entrainerait une diminution de 7,4% de la liquidité bancaire. En outre, l'effet du taux de croissance du PIB et du taux d'inflation est ressorti non significatif. La valeur estimée du coefficient du terme de correction d'erreur est de $-0,62$. Elle renseigne, en effet, sur la vitesse du processus d'ajustement à l'équilibre de long terme, suite à un choc à court terme. A court terme, contrairement aux effets à long terme, le taux interbancaire exerce une influence positive et significative sur la liquidité bancaire. Des résultats similaires sont observés pour le cas du taux du marché monétaire. Quant à la taille de la banque, son effet demeure positif, mais reste néanmoins non significatif.

A long terme, comme dans le cas du PMG, toutes les variables (taux du marché interbancaire, taux du marché monétaire et la taille de la banque) ont les mêmes effets sur la liquidité bancaire, à l'exception du taux de croissance du PIB, dont le coefficient estimé est négatif et non significatif. Il ressort des estimations que les coefficients, obtenus par l'estimateur DFE, sont plus ou moins proches de ceux obtenus par le PMG. Toutefois, des restrictions sur les coefficients et les variances d'erreur égales dans tous les pays sont imposées à long terme ; ce qui limite le coefficient de rendement à court terme.

A court terme, la valeur du coefficient du terme de correction d'erreur est évaluée à $-0,65$. Ce qui veut dire un écart par rapport à long terme, suite à un choc de court terme, est corrigé d'environ 65% un an après. Le taux du marché monétaire impacte négativement et significativement la liquidité bancaire alors que l'effet du taux du marché interbancaire reste positif et non significatif.

4.2. Déterminants de la liquidité bancaire (RL2)

Les résultats obtenus des deux estimateurs sont établis dans le tableau 6. Les facteurs explicatifs sont déterminés aussi bien à court et à long terme.

Les résultats, obtenus à partir de l'estimateur PMG, montrent une influence positive et statistiquement significative du taux de croissance du PIB, du taux d'inflation et de la taille de la banque sur la liquidité bancaire (RL2) à long terme. En effet, une amélioration d'une unité de la taille de la banque correspondrait à un accroissement de 10,3% du ratio de liquidité. Ce résultat est conforme à celui de El-Charani (2019). En revanche, un impact négatif et significatif du taux du marché interbancaire sur le ratio de liquidité RL2 est observé. A court terme, contrairement à long terme, toutes les variables mises en évidence ont un effet négatif et non significatif sur le ratio de liquidité bancaire (RL2), à l'exception du taux du marché interbancaire, où un effet positif et significatif est repéré. En outre, la valeur du coefficient du terme de correction d'erreur est estimée à $-0,32$.

Tableau 6. Résultats obtenus par le PMG et le DFE

Ratio de liquidité bancaire RL1	Pooled Mean Group Regression (PMG)	Dynamic Fixed Effects Regression (DFE)
	Coef.	Coef.
Relation à long terme		
Taux de croissance du PIB	0,009* (0,005)	0,018* (0,009)
Taux de marché interbancaire	-0,095*** (0,027)	-0,076* (0,059)
Taux de marché monétaire	0,038 (0,044)	0,177 (0,097)
Taille de la banque	0,104*** (0,026)	0,056* (0,039)
Taux d'inflation	0,009** (0,005)	-0,009 (0,011)
Relation à court terme		
Coefficient de correction d'erreur	-0,322** (0,176)	-0,298*** (0,054)
Taux de croissance du PIB	-0,001 (0,002)	-0,003 (0,002)
Taux de marché interbancaire	0,005** (0,010)	0,023 (0,018)
Taux de marché monétaire	-0,025 (0,026)	-0,048* (0,027)
Taille de la banque	-0,075 (0,048)	0,005 (0,014)
Taux d'inflation	-0,001 (0,001)	-0,001 (0,002)
_cons	-0,207 (0,108)	-0,113 (0,170)

Source : calcul de l'auteur, base de données BCEAO.

A long terme, les résultats obtenus à partir de l'estimateur DFE révèlent une influence positive et significative du taux de croissance économique, du taux du marché interbancaire et de la taille de la banque sur la liquidité bancaire. Pour le cas du taux d'inflation, un effet négatif et non significatif est observé.

La principale conclusion tirée de ces résultats est que l'effet de la taille de la banque est ressorti positif et significatif aussi bien dans le cas du ratio de liquidité RL1 que celui de RL2. De plus, dans les deux estimations, un impact positif et non significatif du taux du marché monétaire, un des principaux instruments de la politique monétaire, est noté.

Conclusion et implications des politiques économiques

L'objectif général de cette étude consistait à identifier les principaux déterminants de la liquidité bancaire dans les pays de l'UEMOA à partir d'un ensemble de données couvrant 84 banques sur une période allant de 2006 à 2020. La liquidité bancaire constitue une variable capitale pour la viabilité de l'activité bancaire et du système financier dans son ensemble. Ainsi, elle se définit comme étant l'ensemble des actifs détenus par les banques, pouvant servir de règlements entre celles-ci et l'extérieur : transactions interbancaires, règlements avec le trésor et opérations sur les devises. Ainsi, deux ratios de liquidité ont été définis. Le premier (RL1) correspond au rapport entre le total des prêts sur le total des actifs alors que le second désigne le rapport entre le total des prêts sur le total des dépôts.

Par ailleurs, les tests de cointégration de Kao (1999) et de Pédroni (2004) ont été examinés et ont révélé l'existence d'une relation à long terme entre les ratios de liquidité bancaire et les variables explicatives.

En outre, les estimations ont révélé que la taille des banques et le taux de croissance du PIB ont un effet positif et statistiquement significatif sur le ratio de liquidité RL1, alors que l'impact du taux du marché interbancaire est ressorti négatif et significatif. Toutefois, à travers les deux estimateurs (PMG et DFE), un effet positif et non significatif du taux du marché monétaire sur le ratio de liquidité RL1 est noté.

Pour le cas des déterminants du ratio de liquidité RL2, un effet positif et significatif du taux du marché monétaire et de la taille de la banque est observé aussi bien par l'estimateur du PMG que celui du DFE. En revanche, une influence négative et significative du taux du marché interbancaire sur le ratio de liquidité RL2 est notée. Ces résultats permettront aux Autorités monétaires d'avoir une meilleure vision sur l'action de la politique monétaire, à travers un suivi adéquat sur le pilotage des taux d'intérêt afin de redynamiser le marché interbancaire de l'Union.

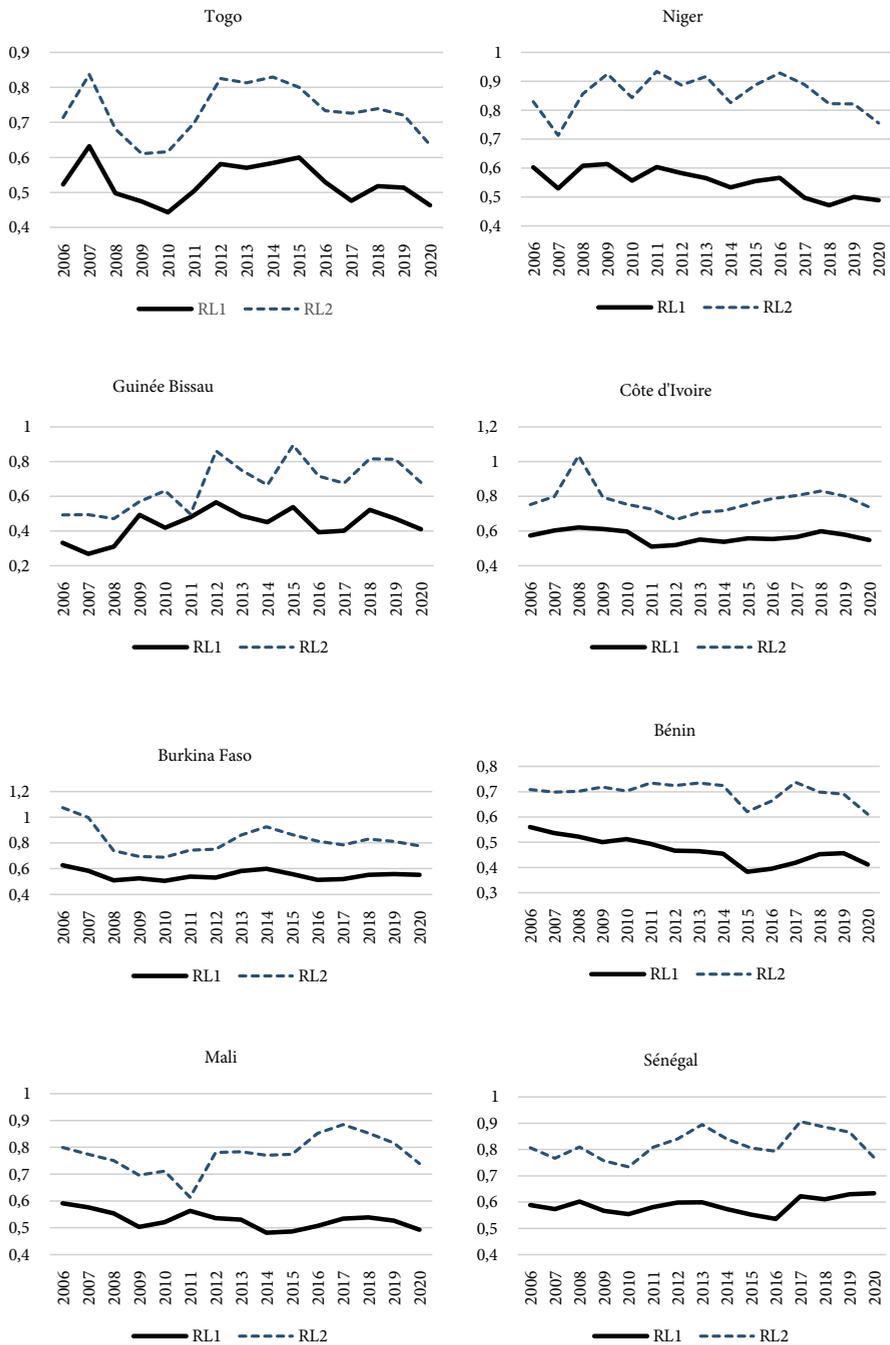
Ainsi, en guise d'implication de politique économique, la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest, acteur principal de la conduite de la politique monétaire, devrait initier des mesures incitatives pour permettre aux banques secondaires de posséder des liquidités nécessaires. Cette mesure passera, sans doute, par le renforcement de la réglementation du capital bancaire et par le développement du marché financier, en accordant au marché secondaire une place plus importante. De plus, nous plaçons pour un recours limiter des États auprès des banques commerciales pour le financement de leurs déficits.

Annexe 1. Résultats du test de Hausman

Ratio de liquidité (RL2)	(b)	(B)	(b-B)	sqrt (diag(V_b-v_B))
	PMG	DFE	Difference	S.E.
Taux de croissance du PIB	0,0017428	-0,003939	0,005682	0,149211
Taux du marché interbancaire	-0,07443	-0,08933	0,014903	0,9509803
Taux du marché monétaire	0,1322991	0,1217722	0,010527	1,913711
Total actif des banques	0,0240241	0,0552228	-0,0311986	0,6401077
Taux d'inflation	-0,003928	-0,010192	0,0062638	0,2298186
chi2(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B) = 0,02 Prob>chi2 = 0,999				
Ratio de liquidité RL1	(b)	(B)	(b-B)	sqrt (diag(V_b-v_B))
	PMG	DFE	Difference	S.E.
Taux de croissance du PIB	0,0087261	0,0067592	0,0019669	0,4788375
Taux du marché interbancaire	-0,094816	-0,075254	-0,019562	2,511394
Taux du marché monétaire	0,0383936	0,119624	-0,0812304	3,998273
Total actif des banques	0,1039851	0,0208012	0,0831839	2,395475
Taux d'inflation	0,0092519	-0,002580	0,0118324	0,4434799
chi2(5) = (b-B)'[(V_b-V_B)^(-1)](b-B) = 0,01 Prob>chi2 = 0,99				

Source : calcul de l'auteur, base de données BCEAO.

Annexe 2. Évolution de la liquidité bancaire des pays de l'UEMOA



Source : calcul de l'auteur, base de données BCEAO.

Annexe 3. Nombre de banques pris en compte dans la présente étude

<p style="text-align: center;">Bénin</p> <p>Banque Atlantique-Bénin Banque of africa Banque Sahélo-Saharienne pour l'Investissement et le Commerce-Bénin Diamon Bank Bénin Ecobank-Bénin Orabank-Bénin Société Générale Bénin United Bank for Africa-Bénin Bank Of Africa ex Banque de l'habitat du Bénin Banque Internationale pour l'Industrie et le Commerce de Bénin ex BIB</p>	<p style="text-align: center;">Mali</p> <p>Banque Atlantique-Mali Banque pour le Commerce et l'Industrie –Mali Banque Commerciale du Sahel Banque International pour le Commerce et l'Industrie –Mali Banque de Développement du Mali Banque Internationale pour le Mali Banque Malienne de Solidarité Banque Nationale de Développement Agricole Bank Of Africa ex Mali Banque Sahélo-Saharienne pour l'Investissement et le Commerce-Mali Ecobank-Mali Banque de l'Habitat du Mali Orabank Cote d'Ivoire, succursale Mali ex BRS</p>
<p style="text-align: center;">Burkina Faso</p> <p>Banque commercial du Burkina Banque de l'Habitat du Burkina Faso Internation Business Bank ex Banque de l'Habitat du Burkina Faso Banque pour le Commerce, l'Industrie et l'Agriculture du Burkina Faso Banque of Afrcia Burkina Faso Banque Sahélo-Saharienne pour l'Investissement et le Commerce-Burkina Ecobank Burkina Société Générale Burkina United Bank for Africa Burkina Orabank Burkina ex Banque Régionale de Solidarité Coris Bank International Banque Athlantique Burkina Faso Internation Business Bank ex Banque de l'Habitat du Burkina Faso</p>	<p style="text-align: center;">Niger</p> <p>Banque Atlantique-Niger Banque Commerciale du Niger Banque Internale pour l'Afrique au Niger Banque Islamique du Niger Banque Of Africa-Niger Banque Sahélo-Saharienne pour l'Investissement et le Commerce-Niger Ecobank-Niger Orabank-Niger SNB</p>
<p style="text-align: center;">Côte d'Ivoire</p> <p>Banque Atlantique Cote d'Ivoire Bridge Bank Group Cote d'Ivoire Banque International pour le Commerce, l'Industrie et l'Agriculture -Cote d'Ivoire Banque de l'Habitat-Cote d'Ivoire Bank Of Africa-Cote d'Ivoire Citybank-Cote d'Ivoire Ecobank-Cote d'Ivoire Société Générale Cote d'Ivoire Société Ivoirienne de Banque Standard Chartered Bank-Cote d'Ivoire Versus Bank Nsia Banque Cote d'Ivoire ex BIAOCIV Banque National d'Investissement Orabank – Cote d'Ivoire</p>	<p style="text-align: center;">Sénégal</p> <p>Banque Atlantique-Sénégal Banque de l'Habitat-Sénégal Banque Iternationala pour le commerce et l'Indisutrie au Sénégal Banque des Institutions Mutualistes d'Afrique de l'Ouest Banque Islamique-Sénégal Banque Of Africa-Sénégal Banque Rédionale de Marchés Banque Sahélo-Saharienne pour l'Investissement et le Commerce-Sénégal CBAO, Attijariwafa Bank Citibank-Sénégal Ecobank-Sénégal Société Générale Sénégal United For Africa Sénégal Orabank-Sénégal</p>

Guinée-Bissau	Togo
Banco Da Africa Occidental Banco Da Uniao Ecobank-Guinée Bissau Orabank Cote d'Ivoire, Succursale de Guinée-Bissau	Banque Atlantique-Togo Banque Internationale pour l'Afrique au Togo Banque Sahélo-Saharienne pour l'Investissement et le Commerce-Togo International Business Bank-Togo ex BTCI Ecobank-Togo Société Interafricaine de Banque Union Togolaise de Banque Banque Togolaise de Développement

Source : BCEAO.

References

- Al-Harbi, A. (2020). Determinates of Islamic banks liquidity. *Journal of Islamic Accounting and Business Research*, 11(8), 1619–1632.
- Allen, F., & Gale, D. (2004). Financial intermediaries and markets. *Econometrica*, 72(4), 1023–1061.
- Allen, F., & Santomero, A. M. (1998). The theory of financial intermediation. *Journal of Banking & Finance*, 21(11–12), 1461–1485.
- Alper, K., Hulagu, T., & Keles, G. (2012). *An empirical study on liquidity and bank lending*. Central Bank of the Republic of Turkey Working Paper, 4. <https://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/5cfe5c8b-1f1d-4063-bd7b-f24155f70c9b/WP1204.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=ROOTWORKSPACE-5cfe5c8b-1f1d-4063-bd7b-f24155f70c9b-m3fw5XY>
- Arcand, J. L., Berkes, E., & Panizza, U. (2015). Too much finance? *Journal of Economic Growth*, 20(2), 105–148.
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29–51.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297.
- Aspachs, O., Nier, E. W., & Tiesset, M. (2005). *Liquidity, banking regulation and the macroeconomy*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.673883>
- Bernanke, B., & Blinder, A. S. (1992). The federal funds rate and the channels of monetary transmission. *American Economic Review*, 82(4), 901–921.
- Bervas, A. (2008). L'innovation financière et la frontière de la liquidité. *Revue de la Stabilité Financière*, 11, 135–144.
- Bhati, S. S., De Zoysa, A., & Jitaree, W. (2019). Factors affecting the liquidity of commercial banks in India: A longitudinal analysis. *Business Perspectives*, 14(4), 78–88. [https://doi.org/10.21511/bbs.14\(4\).2019.08](https://doi.org/10.21511/bbs.14(4).2019.08)
- Bhattacharya, S., & Thakor, A. V. (1993). Contemporary banking theory. *Journal of Financial Intermediation*, 3(1), 2–50.

- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
- Bryant, J. (1980). A model of reserves, bank runs, and deposit insurance. *Journal of Banking & Finance*, 4(4), 335-344.
- Bunda, I., & Desquilbet, J. B. (2008). The bank liquidity smile across exchange rate regimes. *International Economic Journal*, 22(3), 361-386.
- Chagwiza, W. (2014). Zimbabwean commercial banks liquidity and its determinants. *International Journal of Empirical Finance*, 2(2), 52-64.
- Coval, J. D., & Thakor, A. V. (2005). Financial intermediation as a beliefs-bridge between optimists and pessimists. *Journal of Financial Economics*, 75(3), 535-569.
- Dang, V. D., & Dang, V. C. (2021). Bank diversification and the effectiveness of monetary policy transmission: Evidence from the bank lending channel in Vietnam. *Cogent Economics & Finance*, 9(1), 1885204. <https://doi.org/10.1080/23322039.2021.1885204>
- Diamond, D., & Dybvig, P. (1983). Bank runs, deposit insurance and liquidity. *Journal of Political Economy*, 91, 401-419.
- Diamond, D. & Rajan, R. (2000). A theory of bank capital. *Journal of Finance*, 55(6), 2431-2465.
- Diamond, D., & Rajan, R. (2001). Liquidity risk, liquidity creation, and financial fragility: A theory of banking. *Journal of Political Economy*, 109(2), 287-327.
- Doumbia S. (2009). *Le sous-financement des entreprises dans un contexte de surliquidité bancaire: Le paradoxe de l'UEMOA*. 11ème Journées scientifiques du Réseau Entrepreneuriat, INRPME-AUFAIREPME, Colloque international, 27-29 Mai.
- El-Chaarani, H. (2019). Determinants of bank liquidity in the Middle East region. *International Review of Management and Marketing*, 9(2), 64-75. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3845064
- El Khoury, R. (2015). Liquidity in Lebanese commercial banks and its determinants. *Academy of Accounting and Financial Studies Journal*, 19(3), 57-74.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Favara, M. G. (2003). *An empirical reassessment of the relationship between finance and growth*. IMF Working Paper, 3/123.
- Fisher, I. (1932). *Booms and depressions: Some first principles*. Adelphi.
- FMI. (2017). *Union Économique et Monétaire Ouest-Africaine*. Fonds Monétaire International.
- Hasan, N., Rahman, A. A., & Saeed, F. (2015). Motivations for value co-creation in higher education institutions using online platforms: Case of idea bank. *Journal Teknologi*, 73(2), 61-66.
- Horváth, R., Seidler, J., & Weill, L. (2014). Bank capital and liquidity creation: Granger-causality evidence. *Journal of Financial Services Research*, 45, 341-361.
- Holmström, B., & Tirole, J. (1998). Private and public supply of liquidity. *Journal of Political Economy*, 106(1), 1-40.
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
- Kane, E. J. (1989). The high cost of incompletely funding the FSLIC shortage of explicit capital. *Journal of Economic Perspectives*, 3(4), 31-47.

- Kao, C. (1999). Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data. *Journal of Econometrics*, 90(1), 1–44.
- Kashyap, A. K., Rajan, R., & Stein, J. C. (2002). Banks as liquidity providers: An explanation for the coexistence of lending and deposit-taking. *The Journal of Finance*, 57(1), 33–73.
- Laximikantham, N. M. D., & Melese, N. (2015). Determinants of banks liquidity: Empirical evidence on Ethiopian commercial banks. *Journal of Economics and Sustainable Development*, 6(15), 1–12.
- Lee, C. K., Lim, Y. H., Linges, T. M., Tan, S. Y., & Teoh, Y. S. (2013). *The determinants influencing liquidity of Malaysia commercial banks, and its implication for relevant bodies: Evidence from 15 Malaysia commercial banks*. Universiti Tunku Abdul Rahman.
- Levin, A., Lin, C.F., (1992). *Unit root tests in panel data: Asymptotic and Önitesample properties*. U.C. San Diego Discussion Paper, pp. 92–23.
- Loayza, N., & Ranciere, R. (2004). *Financial development, financial fragility and growth*. Working Paper, 3431.
- Maddala, G. S., & Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 631–652.
- Matz, L., & Neu, P. (2007). *Liquidity risk measurement and management: A practitioner's guide to global best practices*. John Wiley & Sons.
- McKinnon, R. I. (1973). *Money and capital in economic development*. The Brookings Institution.
- Mekonnen, M. (2021). *Determinants of Economic Growth in Ethiopia*. [Unpublished doctoral dissertation]. St. Mary's University.
- Moussa, M. A. B. (2015). The determinants of bank liquidity: Case of Tunisia. *International Journal of Economics and Financial Issues*, 5(1), 249–259.
- Pédroni, P. (2004). Panel cointegration: Asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Theory*, 20(3), 597–625.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1997). *Pooled estimation of long-run relationships in dynamic heterogeneous panels*. Cambridge Working Papers in Economics, 9721.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled Mean Group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621–634.
- Repullo, R. (2004). Capital requirements, market power, and risk-taking in banking. *Journal of Financial Intermediation*, 13(2), 156–182.
- Shaw, E. S. (1973). *Financial deepening in economic development*. Oxford University Press.
- Sheefeni, J. P., & Nyambe, J. M. (2016). Macroeconomic determinants of commercial banks' liquidity in Namibia. *European Journal of Business, Economics, and Accountancy*, 4(5), 19–30.
- Shen, Y., Shen, M., Xu, Z., & Bai, Y. (2009). Bank size and small-and medium-sized enterprise (SME) lending: Evidence from China. *World Development*, 37(4), 800–811.
- Toh, M. Y., Gan, C., & Li, Z. (2019). Revisiting the impact of stock market liquidity on bank liquidity creation: Evidence from Malaysia. *Emerging Markets Finance and Trade*, 55(8), 1776–1802.
- Trenca, I., Petria, N., & Corovei, E. A. (2015). Impact of macroeconomic variables upon the banking system liquidity. *Procedia Economics and Finance*, 32, 1170–1177.

- Tseganesh, T. (2012). *Determinants of banks liquidity and their impact on financial performance: Empirical study on commercial banks in Ethiopia*. Addis Ababa University.
- Valla, N., Saes-Escorbiac, B., & Tiesset, M.(2006). Bank liquidity and financial stability. *Financial Stability Review*, 9, 89–104.
- Vodova, P. (2011). Liquidity of Czech commercial banks and its determinants. *International Journal of Mathematical Models and Methods in Applied Sciences*, 5(6), 1060–1067.
- Von Thadden, E. L. (2004). Asymmetric information, bank lending and implicit contracts: The winner's curse. *Finance Research Letters*, 1(1), 11–23.
- Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709–748.

Alain REDSLOB

Professeur émérite à l'Université Panthéon Assas (Paris 2)

Président de l'AIELF

L'Association Internationale des Economistes de Langue Française (AIELF) réunit des économistes sans parti pris, respectueux des convictions de celles et de ceux qui les portent. Fusion d'une diversité culturelle dans le creuset d'une communauté d'intérêt, elle rassemble universitaires, chercheurs et hommes de culture qui réfléchissent, coopèrent et diffusent une pensée économique vivée à la passion de la langue de Molière.

Vaste est sa mission. Parce qu'elle instaure, élargit et renforce des liens culturels aux fins de propager notre discipline, dans son aspect humain, institutionnel et formel. Parce qu'elle participe au rayonnement de la recherche, favorise l'élévation des niveaux d'éducation et incite les jeunes à s'investir. Parce qu'en écartant toute pompe, elle encourage le rapprochement des peuples en densifiant des échanges propres à la compréhension de cultures si diverses.

Aujourd'hui, les difficultés abondent, les défis se multiplient, les solutions tardent. À vrai dire, l'économie politique se trouve contrainte d'explorer des champs dont l'étendue grandissante n'a de cesse de le disputer à une aridité parfois inquiétante. Aussi, avec l'ardeur qui nous anime, valorisons nos connaissances, suscitons des confrontations d'opinions, propageons des idées neuves, tout en portant haut les couleurs de ce si beau langage qui est le nôtre.

La Revue Internationale des Economistes de Langue Française (RIELF) ambitionne de prendre sa juste part à cet élan avoué et prometteur.

Prof. dr hab. Maciej ŻUKOWSKI

Recteur de l'USEGP

L'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań est l'une des écoles d'économie et d'affaires les plus anciennes et les plus prestigieuses de Pologne. Depuis 1926, nous développons continuellement l'enseignement supérieur et garantissons des études scientifiques de haute qualité et un développement constant des infrastructures de recherche. Nous préparons de nombreux expertises économiques et réalisons des projets innovants. Une éducation de haute qualité, que nous offrons depuis des années, permet à nos étudiants et diplômés de relever avec succès les défis d'un marché du travail dynamique.

L'innovation de nos méthodes de recherche et d'enseignement a été confirmée par de nombreux classements et réalisations de nos étudiants et employés. Nous combinons notre souci de la meilleure qualité d'enseignement avec le développement de la coopération avec d'autres pays et des pratiques commerciales largement définies.

Dr Claudio RUFF ESCOBAR

Recteur de l'Université Bernardo O'Higgins, Chili

L'Université Bernardo O'Higgins (UBO), de Santiago du Chili, est une fondation sans but lucratif, de droit privé, accréditée par la Commission Nationale d'Accréditation (CNA-Chile), pour sa qualité académique, sa gestion et sa politique en matière de relations extérieures avec la Société. Comptant près de 7.000 étudiants répartis sur quatre facultés offrant des programmes de niveaux Licence, Master et Doctorat, ainsi que des départements et centres de recherche, l'Université a pour axe stratégique de développer l'excellence académique et consolider sa politique d'internationalisation, vecteur de croissance académique et culturelle pour toute la communauté universitaire. Cette stratégie est d'ailleurs distinguée par les ranking internationaux (Scimago et Times Higher Education (THE), et régionaux (Revue América Economía), notamment sur les axes de Recherche et d'ouverture à l'international.

L'Université Bernardo O'Higgins compte plus de 125 accords de coopération internationale, parmi lesquels, nombreux sont célébrés avec des pays francophones, cherchant à promouvoir la Francophonie comme axe stratégique d'internationalisation se positionnant ainsi comme l'Université chilienne la plus engagée dans cette vocation tant sur plan académique, que culturel et linguistique. Depuis 2018, l'UBO est membre actif de l'Agence Universitaire de la Francophonie (AUF). Dans ce contexte, l'adhésion au prestigieux réseau de l'AIELF, et l'organisation de son 61^e Congrès à Santiago du Chili en mai 2019, contribuent largement à enrichir cette vision et au rayonnement de la francophonie en Amérique Latine.

Note aux lecteurs : Les textes à soumettre sont à adresser en version électronique à l'adresse de la revue RIELF Krzysztof.Malaga@ue.poznan.pl

Le « guide de soumission » est disponible auprès de site officiel de la RIELF <http://rielf.aielf.org> ou bien sur le site de l'AIELF : <http://www.aielf.org>

