BCEAO
BANQUE CENTRALE DES ETATS DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

COFEB
CENTRE OUEST AFRICAIN DE FORMATION ET D'ETUDES BANCAIRES

Document d'Etude et de Recherche
N°COFEB/DER/2021/04

LIQUIDITE BANCAIRE ET FINANCEMENT DE L'ECONOMIE DANS L'UEMOA

par Yao Dossa TADENYO

Décembre 2021

Les avis exprimés engagent la responsabilité des seuls auteurs.

BCEAO
BANQUE CENTRALE DES ETATS DE L'AFRIQUE DE L'OUEST

COFEB
CENTRE OUEST AFRICAIN DE FORMATION ET D'ETUDES BANCAIRES

COFEB
Direction de la Recherche et des Partenariats

Document d'Etude et de Recherche

N°COFEB/DER/2021/04

LIQUIDITE BANCAIRE ET FINANCEMENT DE L'ECONOMIE DANS L'UEMOA

par Yao Dossa TADENYO

Décembre 2021

Résumé

L'objectif de cette étude est d'explorer le lien entre la liquidité bancaire et le financement de l'économie dans l'UEMOA. De façon spécifique, il s'agit de déterminer dans quelle mesure l'évolution de la liquidité bancaire, notamment les avances obtenues auprès de la Banque Centrale dans le cadre du refinancement, influence la croissance des crédits bancaires.

Pour ce faire, l'étude s'appuie sur l'estimation d'un modèle de croissance des crédits bancaires à partir des données d'un panel non cylindré de 94 banques, considérées sur la période 2010-2019.

Les résultats des estimations permettent de conclure que le financement de l'économie est déterminé par les caractéristiques spécifiques des banques et les variables macroéconomiques. En particulier, la liquidité des banques influence positivement la croissance de leurs prêts. En outre, un effet interactif significatif apparaît entre le capital et la liquidité bancaire. Par ailleurs, il existerait un seuil de refinancement de la Banque Centrale au-delà duquel l'effet du capital des banques ressort significatif et influence la croissance des crédits qu'elles mettent en place.

Mots clés *: Politique monétaire, banque centrale, offre de monnaie et de crédit - Liquidité bancaire - Panel dynamique*
Classification JEL *: E51, E52, G21, G28, C23.*

Abstract

This study aims to explore the link between bank liquidity and the financing of the economy in WAEMU. Its specific purpose is to determine to what extent the evolution of bank liquidity, specially the advances obtained from the Central Bank as part of refinancing, affects the growth of bank loans.

To attain this objective, the study builds upon the estimation of a bank loan growth model based on data from an unbalanced panel of 94 banks, considered over the 2010-2019 period.

The results of the estimations suggest that the financing of the economy is determined by the specific characteristics of the banks and the macroeconomic variables. In particular, banks' liquidity affects positively the growth of their loans. Moreover, a significant interactive effect appears between capital and bank liquidity. In addition, a central bank refinancing threshold exists, beyond which the effect of the banks' capital is significant and leads to an increase in bank loans.

Key Words*: Monetary Policy, Central Banking, and the Supply of Money and Credit - Bank Liquidity, Dynamic Panel*
JEL Classification*: E51, E52, G21, G28, C23.*

Introduction

La liquidité[1] des banques constitue un facteur clé de leur activité d'intermédiation et en même temps une source de leurs vulnérabilités. Lorsque leur liquidité propre ne suffit pas pour assurer le développement de leurs activités, les banques ont recours aux emprunts sur le marché interbancaire ou sollicitent le refinancement de la Banque Centrale. Dans le cadre de ce refinancement, la BCEAO apporte de la liquidité aux banques de l'UMOA, depuis l'adoption de sa réforme institutionnelle en janvier 2007, via des opérations d'« *open market* » par voie d'appels d'offres réguliers, tout en maintenant ses avances journalières au guichet de prêt marginal.

Dans ce contexte d'intervention indirecte sur la liquidité bancaire globale à travers les mécanismes de marché, la Banque Centrale utilise les opérations d'« *open-market* » comme un moyen de mise en œuvre et un signal pour l'orientation de sa politique monétaire. Ainsi, via le canal de ces opérations, les Autorités monétaires ajustent la liquidité bancaire globale aux phases de la conjoncture que traverse l'économie. Ce dispositif permet à la Banque Centrale d'influencer la capacité d'offre de crédit des banques.

A cet égard, les faits stylisés indiquent que, jusqu'en 2011, le système bancaire de l'Union est passé d'une situation de surliquidité globale à celle de tensions sur la liquidité, obligeant les banques à solliciter un volume de plus en plus important de ressources sur le marché interbancaire et auprès de l'Institut d'émission. Cette évolution s'explique par un accroissement des besoins en liquidités des banques. Il se manifeste par une demande accrue de refinancement aux guichets de la BCEAO. A titre illustratif, le montant des demandes d'avances s'est accru de 77,56 milliards FCFA au 24 décembre 2007 à 4.610,96 milliards au 30 décembre 2019. Les transactions interbancaires enregistrent également une forte hausse. En effet, le cumul annuel de la valeur des échanges atteint 47.134,84 milliards en 2019 contre 1.489,70 milliards en 2007.

En dépit de cette dynamique observée sur le marché interbancaire, des dysfonctionnements structurels[2] persistent et limitent le recyclage de la liquidité bancaire entre les établissements bancaires en excédent de liquidité et ceux en besoin de financement. Ainsi, les contraintes structurelles du marché interbancaire installent les banques de l'Union, en quête de ressources pour satisfaire leurs besoins en liquidités (hors dépôts de clientèle), dans une dépendance forte et croissante aux injections de liquidité de la Banque Centrale. En effet, de 50 milliards au 24 décembre 2007, le montant des avances consenties par la BCEAO s'est élevé à 4.4101 milliards FCFA au 30 décembre 2019. Il s'est inscrit en hausse, soit 5.794,9 milliards à la fin de l'année 2020, en liaison avec les mesures d'atténuation des effets de la crise sanitaire sur l'activité des banques mises en œuvre par la Banque Centrale. La demande accrue de liquidité pourrait être mise en liaison avec la forte croissance de l'activité économique et des acquisitions de titres publics ainsi que la progression du volume des crédits mis en place par les banques (sur la même période, les créances sur l'économie sont passées de 5.016,10 milliards à 24.636,84 milliards).

En fait, les injections de liquidités opérées par la BCEAO dans le cadre du refinancement des banques contribuent à assurer la capacité du secteur bancaire à honorer ses obligations de trésorerie. En effet, le risque de liquidité constitue une menace importante pour la stabilité financière comme le montre la crise financière de 2008. Les interactions entre la liquidité de financement (flux de trésorerie pour faire face aux engagements) et la liquidité de marché

[1] La liquidité bancaire est entendue ici au sens de Valla, Saes-Escorbiac et Tiesset (2006, P. 94), ie. « *la capacité à faire face à ses obligations de trésorerie suivant leur échéance* ».
[2] Cf. Tadenyo (2017, P. 3) pour la manifestation de ces dysfonctionnements et leurs facteurs explicatifs.

(capacité à effectuer des opérations sur les marchés financiers) ont créé des dynamiques hautement procycliques préjudiciables à la stabilité financière (Gomes et Khan, 2011). L'importance du risque de liquidité justifie donc l'attention particulière que la supervision bancaire lui accorde. Cette attention est réaffirmée à travers les exigences de liquidité recommandées par Bâle III. Elles soulignent la nécessité pour les banques de disposer d'une liquidité de financement adéquate pour se prémunir contre les petits chocs de liquidité induits par les tensions financières et économiques. Ainsi, les effets négatifs de ces chocs sur la capacité d'intermédiation des banques pourraient être atténués (Kim et Sohn, 2017). Par ailleurs, la liquidité de financement favoriserait la mise en place des prêts bancaires. En situation de risque de liquidité de financement plus faible, les gestionnaires de banques sont incités à s'impliquer plus agressivement dans les activités de crédit (Acharya et Naqvi, 2012). Des investigations empiriques de Polizzi et al. (2020), Dang (2019), Berrospide (2013), Cornett et al. (2011) ou Ivashina et Scharfstein (2010) soutiennent également cette conclusion. A l'opposé, d'autres travaux rapportent que des liquidités de financement plus importantes seraient défavorables à la croissance des prêts bancaires en raison de l'immobilisation oisive des ressources financières due à la constitution des liquidités (Rabab'ah, 2015 ; Dahir et al., 2018 ; Adzis et al., 2018, etc.).

Les injections de liquidités opérées par la Banque Centrale permettraient aux banques d'adresser leurs besoins en liquidités et seraient salutaires à la stabilité financière. Ainsi, de fortes exigences de liquidité, au travers de la réglementation par exemple, pourraient exercer un effet négatif sur le financement de l'économie. Des investigations empiriques sont nécessaires pour répondre aux questions ci-après. La liquidité bancaire affecte-t-elle la croissance du crédit bancaire dans l'UEMOA ? Les injections de liquidités de la Banque Centrale ont-elles un effet significatif sur le comportement de prêt des banques ?

L'intérêt de la présente étude est multiple. En premier lieu, elle contribue à la littérature liée à la relation entre la liquidité de financement et les prêts bancaires, notamment en ce qui concerne les pays en développement. En effet, peu de travaux existants ont porté sur cette relation. La présente étude contribue à cette littérature sur la base de l'expérience des pays de l'UEMOA.

En second lieu, l'étude évalue l'effet des injections de liquidités sur le financement de l'économie et apporte une meilleure compréhension du comportement de prêts bancaires à l'Autorité monétaire, instance de régulation et de supervision.

En troisième lieu, les résultats issus de ce travail pourraient contribuer à éclairer les décideurs sur les normes de liquidité à mettre en place dans le cadre du nouveau dispositif prudentiel. Un effet positif de la liquidité bancaire sur la croissance des crédits suggérerait que les normes de liquidité devraient s'inscrire dans une démarche de maîtrise de risque d'illiquidité des banques sans toutefois pénaliser la croissance des financements bancaires. Il y a donc un arbitrage à opérer pour prendre en compte, d'une part, ce rôle joué par la liquidité bancaire dans le financement et la croissance des économies de l'Union, et d'autre part, la nécessité d'éviter une croissance excessive des crédits, porteuse de risques pour la stabilité financière. Le régulateur devra trouver le bon équilibre entre ces deux (2) exigences. A ce titre, la présente recherche pourrait participer à l'affinement des stratégies et politiques de stabilité financière dans l'UEMOA. En effet, une meilleure compréhension de la liquidité de financement, du comportement des banques en matière de prêts et de leurs interactions fournit une base empirique pour des discussions sur l'adéquation des interventions des Autorités monétaires avec le cadre réglementaire bancaire.

Le reste du document est structuré comme suit. A la suite de cette introduction, une revue succincte de la littérature est présentée à la section I. La section II est consacrée à une analyse des faits stylisés relatifs à la dynamique récente de la liquidité bancaire et de ses moyens de

couverture ainsi qu'à l'évolution des crédits bancaires. La section III du document est dédiée à la présentation des approches méthodologiques d'analyse de l'effet de la liquidité sur la croissance des crédits. La section IV décrit les données utilisées pour l'analyse économétrique. Les résultats des estimations et les implications de politique y sont également présentés. La conclusion clôture l'étude.

I. REVUE DE LA LITTERATURE

Le rôle de la liquidité bancaire dans la croissance des prêts bancaires a suscité un intérêt de la recherche empirique en raison de ses implications. Toutefois, l'effet de la liquidité bancaire sur le comportement de prêts bancaires est plus largement investigué dans la littérature empirique relative aux déterminants de la croissance des prêts bancaires et au rôle de la liquidité de financement dans la gestion du risque de liquidité des banques. Un regain d'intérêt de ces travaux a été suscité par la crise financière de 2008. Un autre pan de la littérature explore principalement l'effet de la liquidité de financement sur l'évolution des prêts bancaires. Il révèle que la relation entre la liquidité et le crédit bancaire est peu explorée (Polizzi et al. 2020). La présente recherche a le mérite de contribuer à l'extension de cette littérature.

Ainsi, la revue de la littérature présentée dans le cadre de ce travail reste succincte et vise à faire une synthèse des analyses empiriques s'intéressant à la relation entre la liquidité bancaire et le comportement des prêts bancaires. Si d'un point de vue théorique, Acharya et Naqvi (2012) concluent à un effet positif de la liquidité de financement sur la croissance du crédit bancaire, les travaux empiriques aboutissent à des résultats contradictoires.

La liquidité bancaire est diversement mesurée dans les travaux empiriques. De façon générale, elle est déterminée comme l'ensemble des actifs liquides, des espèces, des dépôts interbancaires et des titres.

1.1. Approches de mesure de la liquidité dans la littérature empirique

Pruteanu-Podpiera (2007) définit la liquidité comme le cumul des dépôts interbancaires et des *« actifs liquides rapides »* envisagés comme les éléments liés aux *« espèces »* et aux *« titres »*. Cette manière de construire l'indicateur de liquidité bancaire diffère quelque peu de celle d'Olokoyo (2011). Selon celui-ci, la liquidité bancaire consisterait en la somme des espèces et des soldes de la banque centrale, des soldes et dépôts des banques ainsi que des actifs financiers de commerce. Cette mesure de la liquidité est adoptée par Rabab'ah (2015) et Adzis et al. (2018). Elle est proche de celle proposée par Amidu (2014). En effet, selon celui-ci, la liquidité correspond au total des liquidités plus le total des placements bancaires à court terme.

D'autres travaux comme ceux de Dang (2019), Khan et al. (2017) ou Nguyen et Phan (2018) approximent la liquidité par le total des dépôts. Quant à Nguyen et Dang (2020), leur mesure des actifs liquides inclut les liquidités et les dépôts à la banque centrale et dans d'autres institutions financières.

Enfin, Sarath et Pham (2015) envisagent la liquidité en terme de contrainte. Ainsi, ils la mesurent comme l'écart entre le total des prêts et les fonds propres. Sur cette base, un niveau plus élevé de cet indicateur de liquidité est supposé réduire la croissance des prêts.

Dans la présente étude, la liquidité immédiate est considérée. Aux fins de comparaison des résultats empiriques, il est utile, préalablement à l'exposé des résultats empiriques, de donner un aperçu sur la construction de l'indicateur utilisé pour l'appréhender.

1.2. Travaux faisant état d'un lien positif entre la liquidité bancaire et la croissance des prêts bancaires

Le lien entre la liquidité et la croissance des prêts bancaires est investigué par Pruteanu-Podpiera (2007) dans le cadre de l'examen du rôle des banques dans la transmission de la politique monétaire en république tchèque. L'étude s'appuie sur des données trimestrielles des banques commerciales tchèques au cours de la période 1996–2001 et montre que la liquidité affecte positivement la croissance des crédits alloués par les banques, notamment dans les phases de resserrement de la politique monétaire.

Ivashina et Scharfstein (2010), par exemple, examinent l'effet de la tension sur la liquidité pendant la crise financière de 2008, notamment la réduction des lignes de crédit et la flambée des prêts commerciaux et industriels sur les crédits bancaires. Ils notent que ces tensions sur la liquidité bancaire ont conduit les établissements bancaires à réduire leurs crédits. Toutefois, les banques réduiraient moins leurs prêts lorsqu'elles avaient un meilleur accès au financement par dépôts et n'étaient donc pas aussi tributaires de la dette à court terme.

Karim et al. (2011) testent l'existence du canal de crédit bancaire en Malaisie et montrent que l'offre de prêts des banques est influencée négativement et significativement par les chocs de politique monétaire. En outre, les caractéristiques bancaires, dont notamment la liquidité bancaire et la capitalisation bancaire influencent significativement l'offre de crédit des banques. Les banques maintiennent la délivrance des prêts pendant la période de resserrement de la politique monétaire en s'appuyant sur leur liquidité et leur capital. Une interaction apparaît entre la liquidité bancaire et la politique monétaire, et influence de façon significative l'offre de prêts bancaires. Le coefficient associé à cette interaction est positif suggérant qu'une faible valeur de la liquidité bancaire interagit avec le resserrement monétaire et tend à réduire l'offre de prêts bancaires. En d'autres termes, les banques ayant un niveau élevé de liquidité sont susceptibles d'offrir plus de prêts durant les périodes de restriction monétaire. Il en va de même pour l'interaction entre la capitalisation et la politique monétaire. Elle est positive et significative. Une capitalisation plus élevée permet aux banques d'offrir plus de prêts pendant les phases de restriction monétaire.

L'étude d'Olumuyiwa et al. (2012) portant sur les déterminants du comportement des prêts des banques commerciales au Nigeria, sur la période 1975-2010, aboutit à la même conclusion. Elle met en lumière l'existence d'une relation négative entre le portefeuille d'investissement et le taux d'intérêt débiteur. En outre, une relation positive existerait entre les prêts et avances bancaires d'une part, et d'autre part, le taux de change du naira par rapport au dollar, le PIB, le ratio de réserves obligatoires, le volume des dépôts et le ratio de liquidité détenue par les banques. Ainsi, plus de liquidité permet aux banques d'accroître les prêts et avances à la clientèle.

Khangalah (2013) étudie et rapporte les facteurs influençant le comportement des prêts des banques d'Etat au Kenya. Il apparaît que le ratio de liquidité et l'adéquation des fonds propres exercent des effets positifs et significatifs sur l'octroi de crédit. Un impact négatif et significatif est noté au niveau de la variation des taux d'intérêt tandis que la qualité des actifs jouerait un rôle non significatif.

Imran et Nishat (2013) identifient les facteurs déterminant le crédit bancaire aux entreprises pakistanaises sur la période 1971 à 2010. Parmi ceux-ci, les engagements extérieurs, les dépôts intérieurs, la croissance économique, le taux de change et les conditions monétaires joueraient un rôle significatif sur l'évolution du crédit bancaire au secteur privé, notamment à long terme. L'effet de l'inflation et du taux du marché monétaire semble négligeable. En outre, les dépôts bancaires domestiques perdent leur influence sur le crédit privé. Par ailleurs, l'étude met en

exergue “un rôle important et vital” de la santé financière et de la liquidité des banques dans la détermination du prêt. Pour les auteurs, l'association positive du PIB réel avec le crédit privé est liée au rôle de la liquidité des banques. En effet, l'augmentation des revenus consécutive à la croissance du PIB réel induit un accroissement du niveau des dépôts domestiques favorable à la liquidité des banques. Ainsi, leur capacité de financement des besoins d'investissement s'améliore. La production réelle augmente en conséquence.

Cependant, Baoko et al. (2017) font remarquer dans le contexte du Ghana qu’une plus grande mobilisation des dépôts bancaires par les banques n'induit pas nécessairement un accroissement de l'offre de crédit au secteur privé. Une stimulation de la croissance des prêts bancaires au Ghana requerrait également la réduction des emprunts domestiques de l'Etat, la baisse des coûts des emprunts et des exigences de réserves obligatoires de la banque centrale.

Malede (2014) étudie également les principaux déterminants des prêts bancaires en utilisant des données de panel de huit (8) banques commerciales éthiopiennes sur la période allant de 2005 à 2011. L'étude teste la relation entre les prêts des banques commerciales et leurs déterminants tels que la taille de la banque, le risque de crédit, le PIB, l'investissement, les dépôts bancaires, le taux d'intérêt, le ratio de liquidité et la réserve de trésorerie requise. Les résultats font ressortir l'existence d'une relation significative entre les prêts des banques commerciales et les déterminants susmentionnés, excepté les dépôts bancaires, l'investissement, la réserve de trésorerie requise et le taux d'intérêt qui n'ont pas d'impact. Selon l'auteur, un accent particulier devrait être mis sur le risque de crédit et le ratio de liquidité parce que ces deux (2) variables exercent une influence positive sur les prêts bancaires.

S’agissant de l’Ethiopie, les résultats de l'estimation du comportement de prêt menée par Berhe (2016), à partir des données des banques de 2011 à 2017, révèlent l'existence d'une relation linéaire entre les volumes de dépôt, le taux d'intérêt, le ratio de liquidité, la qualité des actifs et le ratio d'adéquation des fonds propres. L'effet ressort significatif en ce qui concerne le ratio de liquidité et la qualité des actifs alors que le ratio d'adéquation des fonds propres et le volume des dépôts ont un effet négligeable sur les prêts bancaires.

Un rôle positif et significatif de la liquidité est également rapporté dans le cas du Népal. En effet, les résultats de Timsina (2016) suggèrent que, sur la période 1975-2014, le PIB et le ratio de liquidité des banques influencent le plus le comportement des prêts au secteur privé. Ainsi, l'auteur incite les banques commerciales à prendre en compte dans leur processus de prise de décision de prêt les facteurs affectant la situation macro-économique globale du pays, notamment le PIB et leur ratio de liquidité. Ces résultats sont confirmés par Bhattarai (2019). Celui-ci explore l'effet des caractéristiques spécifiques des banques et des facteurs externes sur le comportement de prêts bancaires au Népal à partir des données d'un panel de banques de la période 2012-2013 et 2017-2018. Il ressort des résultats que le ratio de liquidité, l'écart de taux d'intérêt et le taux de change constituent des facteurs importants du comportement de prêt des banques commerciales népalaises. En outre, l'effet du taux de change est positif et significatif tout comme celui de l'inflation. Quant à l'effet de l'écart de taux d'intérêt, il apparaît négatif et significatif impliquant qu'une hausse du coût d'emprunt incite les banques à accroître leur offre de crédit.

Sarath et Pham (2015) mettent en évidence, à partir d'un échantillon de 39 banques vietnamiennes, l'influence significative de la croissance des dépôts et des contraintes de liquidité sur l'offre de prêts des banques privées au cours de la période 2008-2012. En effet, les estimations indiquent que le coefficient associé à l'indicateur de contrainte de liquidité est négatif et significatif. Ainsi, les banques de l'échantillon réduiront leurs prêts quand la contrainte de liquidité s'accroît. Dans le contexte du Vietnam, Dang (2019) examine également l'impact de la

liquidité de financement sur la croissance des prêts bancaires. Ses résultats sur la période 2003-2017 indiquent que les banques détenant une liquidité de financement plus élevée, mesurée par des ratios de dépôt plus élevés, ont tendance à prêter davantage. En outre, le capital bancaire atténuerait généralement l'impact de la liquidité de financement sur la croissance des prêts. Par ailleurs, la taille des banques tend à renforcer l'impact de la liquidité de financement sur la croissance des prêts. Le résultat relatif à l'effet de la liquidité sur la croissance des crédits bancaires au Vietnam est confirmé par Nguyen et Dang (2020), en s'appuyant sur les données de 2007 à 2019. Ceux-ci affirment que la liquidité est positivement associée à la croissance des prêts bancaires.

Ces résultats rejoignent ceux de Polizzi et al. (2020). En effet, dans le cadre de l'évaluation des effets des exigences de fonds propres et des normes de liquidité sur la stabilité des banques, ceux-ci analysent les effets directs et indirects du capital et de la liquidité sur la croissance des prêts bancaires. Les résultats de leur analyse basée sur des données de panel des banques commerciales de 17 pays développés et en développement au cours de la période 2000-2016 indiquent que le capital et la liquidité influencent positivement la croissance des prêts. Les effets de ces deux (2) indicateurs sur les prêts sont robustes à l'inclusion d'un ensemble spécifique de variables de contrôle et après avoir pris en compte la qualité du portefeuille de prêts existant.

Coetzee et Genukile (2020) concluent également que le volume des dépôts (proxy de la liquidité) et la taille d'une banque constituent des facteurs essentiels pour expliquer le comportement des prêts bancaires à court terme en Afrique du Sud. A long terme, ce comportement serait uniquement déterminé par le PIB.

1.3. Travaux soutenant l'existence d'un lien négatif ou non significatif

La liquidité exercerait également un impact négatif sur la croissance des prêts dans d'autres études. En effet, Cornett et al. (2011) affirment que les prêts des banques américaines baissent pendant la période de turbulences financières de 2007-2009 en dépit d'un taux élevé de liquidité. Les banques qui s'appuyaient davantage sur des sources de financement stables telles que les dépôts de base et le financement par capitaux propres ont continué à prêter par rapport aux autres banques. En revanche, celles qui détenaient plus d'actifs illiquides dans leurs bilans ont augmenté la liquidité des actifs et réduit les prêts. Cette situation serait due à un souci des établissements bancaires de répondre aux exigences réglementaires plus élevées. Pour maintenir une liquidité adéquate et pouvoir adresser des risques de liquidité potentiels, les banques pourraient restreindre les prêts. En conséquence, leurs comportements donnent lieu à une association négative entre la liquidité et les prêts.

Olokoyo (2011) analyse le comportement de prêt des banques commerciales nigérianes en testant la pertinence des déterminants tels que le volume de dépôts, le portefeuille d'investissement, le taux d'intérêt débiteur, le ratio de réserves obligatoires et le ratio de liquidité sur la période 1980-2005. L'étude conclut sur un impact très important des dépôts des banques commerciales. Ainsi, elle recommande, entre autres, une concentration des banques sur la mobilisation d'un volume plus important de dépôts pour améliorer leurs performances de prêt. Le ratio de liquidité présente le signe positif attendu mais son effet n'est pas significatif.

L'analyse menée par Amidu (2014) à l'échelle d'un échantillon de 264 banques issues de 24 pays d'Afrique sub-saharienne conclut plutôt à un effet négatif de la liquidité bancaire. L'étude identifie les déterminants majeurs des prêts bancaires dans cette région au nombre desquels figurent la structure des marchés et la solidité financière à côté du cadre réglementaire. La position de liquidité des banques approximée par l'écart entre le ratio de liquidité et le ratio de réserves obligatoires affecterait négativement la croissance des crédits bancaires.

Une conclusion similaire émerge des travaux de Moussa et Chedia (2016). En effet, l'analyse des déterminants des crédits bancaires à partir d'un échantillon de 18 banques tunisiennes sur la période 2000-2013 permet de conclure que seuls le rendement des actifs, la marge nette d'intérêt et l'inflation apparaissent significatifs. Quant à la relation entre l'évolution des crédits bancaires et la liquidité, elle ressort négative et non significative.

Dans la même perspective, Rabab'ah (2015) analyse les prêts des banques commerciales en Jordanie au cours de la période 2005-2013. Il trouve que les prêts non performants, la liquidité et le taux de guichet exerceraient un impact négatif et significatif sur les facilités de crédit. En ce qui concerne particulièrement la liquidité, son excès dans le secteur bancaire jordanien nuirait à la croissance des prêts bancaires. A l'opposé, la taille de la banque et la croissance économique favoriseraient la mise en place des prêts bancaires.

Quant aux travaux de Dahir et al. (2018), ils examinent le rôle de la liquidité dans le financement des prêts bancaires sur la période 2006-2015 au niveau d'un échantillon de 57 banques des BRICS (Brésil, Russie, Inde, Chine et Afrique du Sud). L'étude rapporte des résultats similaires à ceux de Cornett et al. (2011). En effet, l'effet de la liquidité sur la croissance des prêts bancaires ressort négatif et significatif. Ainsi, une liquidité plus élevée réduirait la croissance des prêts bancaires. Toutefois, les prêts bancaires s'amélioreraient avec le niveau de capitalisation bancaire et l'effet négatif de la liquidité sur les prêts bancaires varierait avec le capital.

Un effet négatif ressort également de l'étude d'Adzis et al. (2018). En effet, dans une analyse de l'impact de la politique macro-prudentielle adoptée en 2010 en Malaisie sur les prêts bancaires, basée sur des données d'un échantillon de 27 banques de 2005 à 2014, ils trouvent que la taille des banques et le volume des dépôts collectés influencent positivement les prêts bancaires. Cependant, la liquidité influencerait négativement les activités de prêt. En outre, la mesure de politique macro-prudentielle mise en œuvre en 2010 visant à réduire le niveau élevé d'endettement des ménages n'aurait pas eu d'impact significatif sur les activités de prêt en Malaisie au cours de la période d'étude.

A l'opposé de Sarath et Pham (2015), Dang (2019) ou Nguyen et Dang (2020), l'analyse de Nguyen et Phan (2018) sur l'impact du risque de liquidité sur le comportement de prise de risque des banques commerciales vietnamiennes suggère que les grandes banques auraient un comportement de prise de risque plus faible que les petites banques lorsque le risque de liquidité des banques est encore faible. Cependant, il n'y a pas de preuves statistiques empiriques confirmant l'impact du risque de liquidité de financement et du comportement de prise de risque en période de crise financière mondiale.

Au total, les investigations empiriques ne dégagent pas de consensus sur le signe de l'effet qu'exerce la liquidité sur la croissance des prêts bancaires. Mais, il demeure que l'effet positif semble dominant dans les investigations empiriques explorées. Cette situation pourrait s'expliquer par les contextes structurels différents ou des conjonctures particulières au cours de la période de réalisation des études. Ce manque de consensus donne une justification à la nécessité de s'interroger sur le cas des pays de l'UEMOA et de voir dans quelle mesure les injections de liquidité de la Banque Centrale influencent le financement bancaire.

II. DYNAMIQUE RECENTE DE LA LIQUIDITE BANCAIRE ET DES CREDITS DANS L'UEMOA

Le système financier des pays de l'UEMOA est peu développé, à l'instar de celui de la plupart des pays en développement. Il reste dominé par des banques commerciales. Cette structure du système financier confère aux banques un rôle clé dans le financement des économies de

l'Union et dans la dynamique de leur croissance. Le secteur bancaire de l'Union présente une structure oligopolistique, avec une poignée de banques3 implantées dans ses pays membres.

L'analyse des faits stylisés présentée dans la présente section met l'accent sur l'évolution de la liquidité bancaire au sein de l'UEMOA, en faisant ressortir la dynamique sous-jacente des moyens externes de sa couverture. En outre, l'évolution récente du crédit bancaire est analysée en liaison avec les demandes de liquidité auprès de la BCEAO.

2.1. Evolution de la liquidité bancaire au cours de la période récente

Pour les besoins de l'analyse, la liquidité est considérée au sens de la liquidité immédiate, ie. les avoirs détenus par les banques dans les comptes ordinaire et de règlement dans les livres de la Banque Centrale. Cette définition de la liquidité correspond à celle suivie par la BCEAO dans ses analyses statistiques.

L'examen de la dynamique de la liquidité bancaire à l'échelle de l'Union sur la période récente (2007-2020) indique une tendance à la hausse. En effet, la liquidité bancaire globale s'est établie à 836,24 milliards au 31 mars 2007 contre 2.123,55 milliards FCFA au 31 décembre 2019. En lien avec le contexte de crise sanitaire et l'accroissement des incertitudes qui en a découlé, les banques ont accumulé en 2020 des excédents importants de liquidité, conduisant à une hausse considérable de la liquidité à 2.809,25 milliards à fin 2020, soit une croissance de 235,94% par rapport à 2007.

Une répartition suivant la taille des institutions bancaires4 permet de constater qu'au 31 décembre 2010 les grandes banques ont contribué plus largement à la liquidité globale, soit 83,18%, comparées aux petites et moyennes banques (3,65% et 13,17%, respectivement). La situation au 31 décembre 2020 montre que les contributions relatives ont très peu évolué. La part relative des banques de grande taille a légèrement baissé, s'établissant à 79,28% au profit des banques de taille moyenne (soit 16,12%) (Cf. Tableaux 1.a et 1.b).

La forte augmentation de la liquidité bancaire pourrait être mise en rapport avec la progression *i) du nombre de banques implantées dans l'Union et des moyens de couverture des besoins de financement bancaire dont notamment,* ii) *les dépôts bancaires, ainsi que* iii) *les avances accordées par la Banque Centrale*.

Tableau 1.a : Situation de la liquidité bancaire, des avances de la BCEAO et des créances à l'économie au 31 décembre 2010

Taille des banques	Liquidité bancaire	Part relative (en %)	Avances de la BCEAO	Part relative (en %)	Créances sur l'économie	Part relative (en %)
Petite	40,61	3,65	5,56	1,31	178,20	2,14
Moyenne	146,34	13,17	23,35	5,49	733,36	8,80
Grande	924,21	83,18	396,62	93,21	7 423,09	89,06
Ensemble	1 111,16	100,00	425,53	100,00	8 334,65	100,00

Source : Elaboré par l'auteur à partir des données de la BCEAO

[3] La Guinée Bissau compte le plus petit nombre de banques (5) et la Côte d'Ivoire le plus grand nombre (29).
[4] La taille des banques est définie par la Commission Bancaire de l'UEMOA en suivant leur bilan. La taille est grande, moyenne ou petite selon que le total de bilan de la banque est respectivement supérieur à 200 milliards, compris entre 100 milliards et 200 milliards ou inférieur à 100 milliards.

Tableau 1.b : Situation de la liquidité bancaire, des avances de la BCEAO et des créances à l'économie au 31 décembre 2020.

Taille des banques	Liquidité bancaire	Part relative (en %)	Avances de la BCEAO	Part relative (en %)	Créances sur l'économie	Part relative (en %)
Petite	73,66	4,60	31,76	0,75	508,43	2,29
Moyenne	257,83	16,12	543,29	12,75	2 017,96	9,09
Grande	1 268,36	79,28	3 687,55	86,51	19 662,46	88,61
Ensemble	1 599,85	100,00	4 262,60	100,00	22 188,84	100,00

Source : Elaboré par l'auteur à partir des données de la BCEAO

2.1.1. Progression du nombre de banques

Le nombre de banques opérant dans l'UEMOA a fortement progressé, s'élevant à 131 en 2020 contre 96 unités en 2007, soit une croissance de 36,46%. Cet élargissement du paysage bancaire s'explique par l'ouverture de succursales nationales des groupes bancaires mais également par l'entrée de banques dont le bilan est relativement important, tel que United Bank for Africa. L'accroissement de l'effectif des établissements bancaires a, toutes choses égales par ailleurs, mécaniquement contribué à l'augmentation de la liquidité globale. D'autres facteurs explicatifs résident dans les moyens de couverture des besoins de financement bancaire, notamment les dépôts de la clientèle, le refinancement par la banque centrale ainsi que les emprunts sur le marché interbancaire.

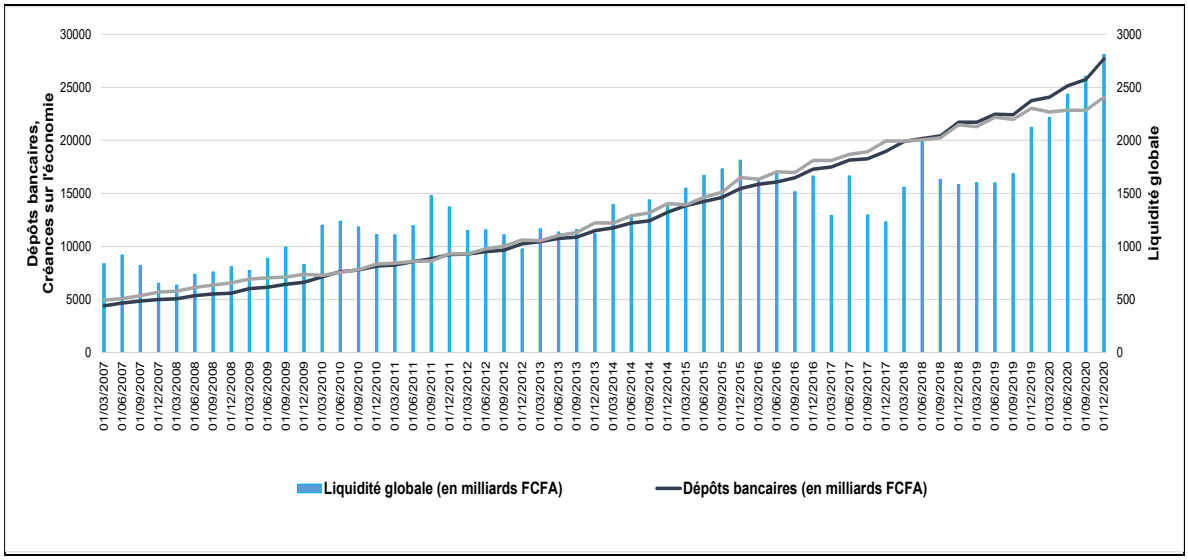
2.1.2. Liquidité bancaire et évolution des dépôts de la clientèle

Les dépôts bancaires sont au cœur de la transformation bancaire. A ce titre, ils constituent le principal moyen de couverture des besoins de financement d'une banque. Le montant total des dépôts de la clientèle s'élève à 27.699,60 milliards à fin décembre 2020, en variation de 23.292,86 milliards par rapport à son niveau de décembre 2007. Cette hausse des dépôts bancaires est favorable à la liquidité bancaire et renforce les ressources financières nécessaires pour la transformation bancaire. En outre, la hausse des dépôts permet aux banques d'accorder plus de crédits, et par la même occasion, de se procurer davantage de liquidité dont elles ont besoin. Sur la période susmentionnée, le degré de transformation bancaire, approximé par le ratio Créances à l'économie/ Dépôts bancaires ressort à un niveau moyen légèrement supérieur à 101,27%. Il connaît un pic de 117,45% à fin décembre 2008 et s'inscrit en baisse depuis lors, atteignant son plus bas niveau à la fin de décembre 2020, soit 86,94%.

Le Graphique 1 retrace cette évolution. Il montre que le niveau de la liquidité globale s'inscrit dans une tendance haussière quoiqu'irrégulière. A partir de juin 2018, une inflexion de l'évolution des créances à l'économie est observée relativement aux dépôts bancaires. Elle est accentuée à partir de la fin de l'année 2019 par la crise sanitaire.

En général, lorsque leurs liquidités propres ne suffisent pas pour couvrir leurs besoins de financement, les banques sollicitent le refinancement auprès de la Banque Centrale, à travers les guichets du marché monétaire ou des facilités de prêt marginal, sous réserve du respect d'un certain nombre de règles édictées par l'Institut d'émission. Elles se procurent également la liquidité sur le marché interbancaire moyennant un taux d'intérêt souvent supérieur à celui des adjudications sur le marché monétaire.

Graphique 1 : Evolution de la liquidité bancaire, des dépôts bancaires et des créances sur l'économie de 2007 à 2020



Source : Elaboré par l'auteur à partir des statistiques de la BCEAO

2.1.3. Evolution de la liquidité sur le marché interbancaire

Les activités sur le marché interbancaire de l'UEMOA connaissent depuis 2007 un regain de dynamisme. Ainsi, sur la période 2007-2020, les activités sur le marché apparaissent tendanciellement orientées à la hausse. En effet, le nombre des transactions interbancaires, toutes maturités confondues, a progressé de 994 en 2007 à 18.444 en 2019, avant de connaître un repli à 10.924 en 2020 du fait de la pandémie du coronavirus. En parallèle, leur montant total qui était de 1.489,70 milliards en 2007 a été multiplié par environ 32, douze années plus tard, s'établissant à 47.134,84 milliards en 2019. En outre, l'effectif des participants aux échanges sur le marché a progressé de 87 à 96 entre 2007 et 2015, puis à 107 en 2016. L'année suivante, cet effectif s'élevait à 117 avant de stabiliser autour de 111 participants entre 2018 et 2020. Il a résulté de cette évolution une densification des échanges, en lien avec la décision du CPM de décembre 2016 d'élargir le spread entre le taux minimum de soumission aux adjudications et le taux du guichet de prêt marginal de 200 pdb à 400 pdb, ainsi que la limitation de la capacité d'endettement des établissements de crédit sur le guichet de prêt marginal à 2 fois leurs fonds propres. Ces mesures, tout en réduisant le recours des établissements de crédit au refinancement de la Banque Centrale, ont offert des opportunités aux banques en excédent de liquidité pour placer leur surplus de trésorerie à des coûts qui prennent en charge le profil de risque des contreparties[5].

Par ailleurs, l'analyse des transactions interbancaires révèle que les échanges sont dominés en ce qui concerne leur nombre et leur valeur par les prêts à maturité d'une semaine. Leur part relative, au cours de la période 2007-2020, exprimée en termes de nombre total des transactions sur le marché s'élève à 54,45% contre 62,58% pour les montants. Ainsi, contrairement aux marchés interbancaires des pays à système financier avancé[6] les prêts au jour le jour sont les moins importants dans l'UEMOA. Ils ne représentent que 10,66% et 11,76%, respectivement du nombre et de la valeur des transactions de la période.

La dynamique des activités sur le marché interbancaire telle que ressortie sur le Graphique 2 permet de distinguer deux (2) grandes périodes. Au cours de la première (2007-2015), la

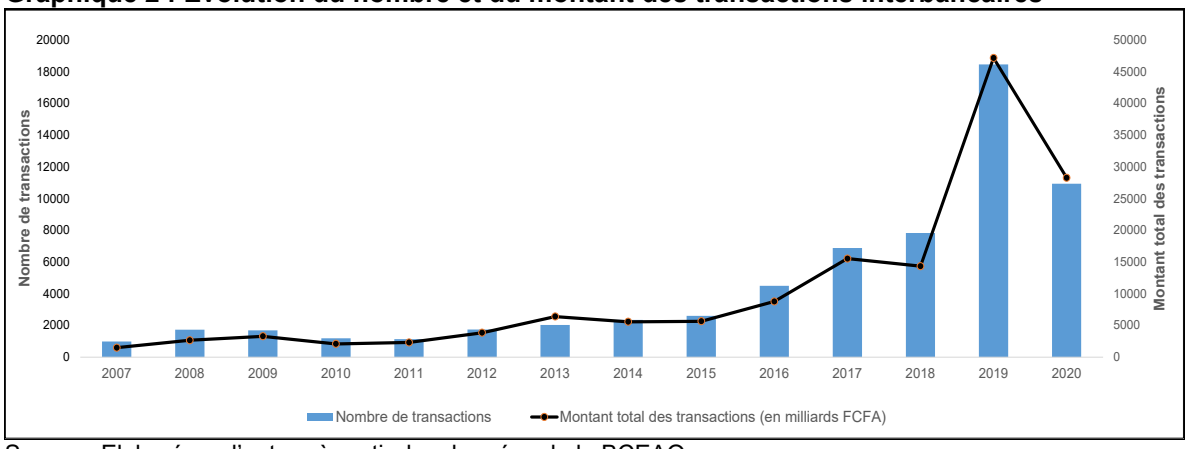
[5] Cf. la décision du Comité de Politique Monétaire (CPM) de la BCEAO du 6 décembre 2016.
[6] Selon Green et al. (2016), dans les systèmes financiers développés, les prêts au jour le jour dominent le marché interbancaire.

progression est moins forte et relativement stable. La seconde période (2016-2020) est marquée par une croissance plus prononcée et une plus grande volatilité. Elle coïncide avec la mise en œuvre des mesures de dynamisation du marché interbancaire.

En dépit de cette dynamique récente, ci-dessus décrite, le rôle de recyclage de la liquidité entre les établissements en excédent de liquidité et ceux en besoin de financement demeure insuffisamment assuré par le marché interbancaire de l'UEMOA (Tadenyo, 2017). Ainsi, les ressources empruntées sur le marché interbancaire ont représenté une faible part de la liquidité bancaire globale. En effet, sur la période 2007-2020, la moyenne journalière des ressources levées sur le marché interbancaire se situe entre 1,50 milliard et 3,60 milliards. Ces valeurs s'avèrent très faibles au regard des montants des créances sur l'économie et encore plus lorsqu'elles sont comparées aux montants des avances sollicitées auprès de la BCEAO pour couvrir les besoins de financement.

Le développement du marché interbancaire reste limité par des « *contraintes de segmentation, de profondeur et de cloisonnement* » (Sy, 2006) et des problèmes « *d'asymétrie d'information sur la qualité des contreparties* » (Alladé et Kré, 2019). Ces limites du marché expliqueraient la dépendance du secteur bancaire vis-à-vis des injections de liquidité de la Banque Centrale (Tadenyo, 2017) qui constituent une source importante de liquidité immédiate.

Graphique 2 : Evolution du nombre et du montant des transactions interbancaires



Source : Elaboré par l'auteur à partir des données de la BCEAO

2.1.4. Liquidité bancaire et refinancement par la banque centrale

Il est difficile d'apprécier en absolu l'adéquation du niveau de la liquidité bancaire par rapport aux besoins de financement. Toutefois, des indications pourraient être fournies par le taux de couverture des demandes de liquidités par l'offre de ressources des Autorités monétaires. En effet, les avances consenties aux banques par la BCEAO, dans le cadre de la mise en œuvre des opérations *d'open-market* et au guichet de prêt marginal, ont connu une très forte progression sur la période 2007-2020. De 50 milliards FCFA au 24 décembre 2007, les avances (toutes maturités confondues) ont atteint 5.794,93 milliards à la fin de l'année 2020, soit plus du double du niveau de liquidité bancaire propre[7] (2.809,25 milliards FCFA). Ce rythme de progression est nettement supérieur à celui de la liquidité propre des banques et traduit l'ampleur des besoins croissants de liquidités des banques de l'Union pour soutenir leurs emplois. En

[7] La liquidité propre des banques est entendue ici au sens de la liquidité globale hormis le refinancement de la Banque Centrale.

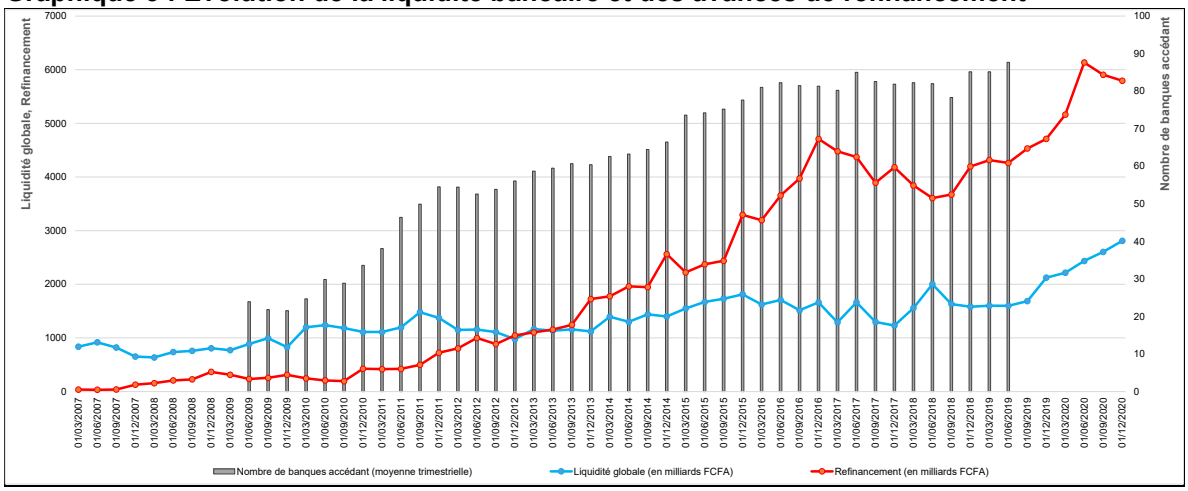
d'autres termes, la liquidité créée par les banques ne suffit pas pour couvrir leurs besoins de financement.

Cette progression soutenue des concours de l'Institut monétaire a permis de couvrir pendant de longues années les demandes exprimées par les banques. En décembre 2015, elles s'élevaient à 3.575,79 milliards FCFA en augmentation de 281,90 milliards par rapport à leur niveau du trimestre précédent. Ces demandes ont atteint leur niveau historique à 6.307,99 milliards au 31 décembre 2016. Ces besoins sans cesse croissants de liquidités ont poussé les demandes exprimées à des niveaux plus importants.

En cohérence avec la stratégie de réorientation du refinancement, l'offre de liquidités de la Banque Centrale a été maintenue en dessous de la demande des banques[8], afin de les inciter à recycler les ressources bancaires disponibles dans l'Union sur le marché interbancaire. Il en a découlé des tensions sur le marché monétaire et un fléchissement des avances consenties par la Banque Centrale (Cf. le Graphique 3) dans un contexte où les emplois des banques ont fortement progressé pour répondre aux besoins de développement des Etats membres de l'Union.

La dynamique des montants des avances accordées par la Banque Centrale pourrait s'expliquer par plusieurs facteurs. Il existerait un effet mécanique de l'augmentation de l'effectif de banques accédant à la ressource en monnaie centrale. Comme le montre le Graphique 3, cet effectif a presque triplé entre le 31 décembre 2009, où 22 institutions de crédit ont accédé au refinancement et la fin de l'année 2012 (soit 54 banques). Cet effectif a atteint 74 unités à la fin de 2015 puis 88 au 31 mars 2020. En outre, l'évolution du montant des avances de l'Institut d'émission est également portée par les besoins de financement des emplois des banques. Ceux-ci se sont accrus à un rythme soutenu à partir de 2010 en liaison avec l'expansion économique enregistrée par les économies de l'Union, favorisée par les investissements publics massifs et la conjoncture internationale favorable des matières premières et avec les programmes ambitieux de développement des Etats membres de l'Union. Ainsi, il serait difficile de ne pas faire le lien entre l'accroissement des besoins de liquidités et l'évolution des créances du secteur bancaire sur l'économie et la forte augmentation du montant du portefeuille de titres publics détenu par les banques à partir de 2012.

Graphique 3 : Evolution de la liquidité bancaire et des avances de refinancement



Source : Elaboré par l'auteur à partir des données de la BCEAO

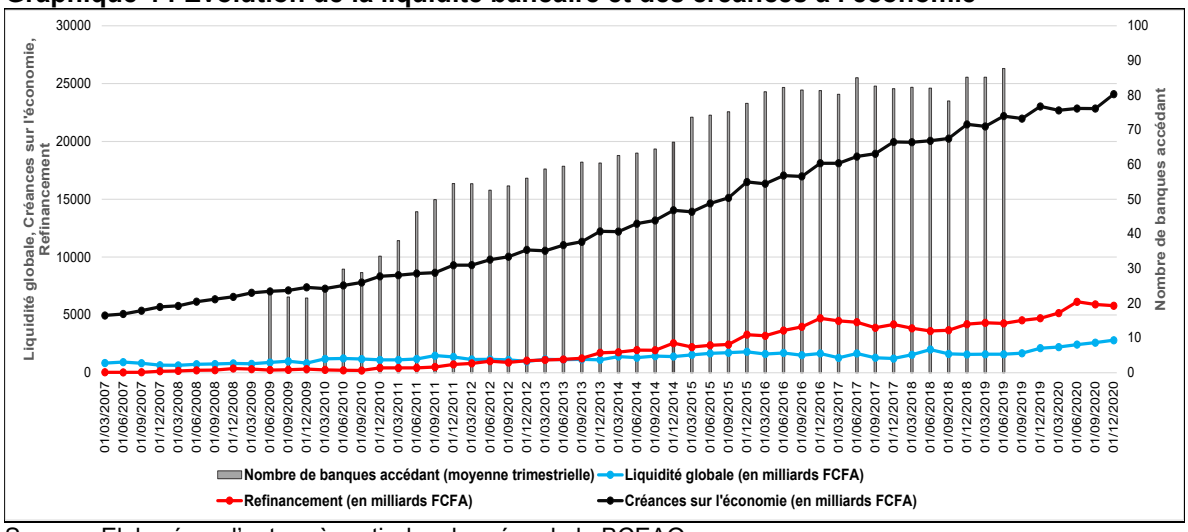
[8] Ce jusqu'à la mise en place du dispositif de riposte contre la pandémie du coronavirus.

2.2. Dynamique de la liquidité globale et des emplois bancaires

De façon générale, le développement des emplois d'une banque fait augmenter ses besoins de liquidité. Cette intuition semble confirmée par le comportement des banques de l'UEMOA. En effet, les besoins croissants de liquidités exprimés par les banques s'expliqueraient par la hausse de leurs emplois, notamment les crédits mis en place. Le Graphique 4 retraçant l'évolution des créances sur l'économie révèle une très forte tendance haussière sur la période 2007-2020. Les créances bancaires sur le secteur privé ont enregistré au 31 décembre 2020 une hausse de 386,50% par rapport à leur niveau observé au 31 mars 2007.

Comme le montrent les Tableaux 1.a et 1.b, la progression des crédits au secteur privé est largement impulsée par les banques de grande taille. En 2019, elles ont mis en place 89,06% des montants des crédits contre 88,61% en 2010. Pour les institutions de crédit de taille moyenne, les proportions respectives ressortent à 9,09% et 8,80%. Ces observations correspondraient aux enseignements de la théorie bancaire. En effet, celle-ci postule une forte relation entre les exigences de fonds propres et l'ensemble des prêts bancaires. Selon Distinguin et al. (2013), la détention d'un capital suffisant jouerait un rôle de coussin contre les chocs de liquidité et permettrait d'absorber les pertes. Les banques diminueraient leur capital réglementaire lorsqu'elles financent une plus grande partie des actifs illiquides avec des passifs liquides ou lorsqu'elles sont confrontées à une illiquidité plus élevée telle que définie dans les accords de Bâle III. Ainsi, plus la taille de la banque est élevée, plus elle dispose d'une plus grande capacité d'absorption de pertes et plus elle s'engage dans des activités de prêts. Louhichi et Boujelbene (2017) confirment qu'une augmentation du capital bancaire aurait un impact positif sur le crédit bancaire. Cependant, les travaux empiriques ne sont pas unanimes à propos de cette relation. D'autres travaux semblent plutôt indiquer une relation négative entre le niveau de capitalisation et l'augmentation des prêts (Distinguin et al., 2013 ; Vo, 2018).

Graphique 4 : Evolution de la liquidité bancaire et des créances à l'économie



Source : Elaboré par l'auteur à partir des données de la BCEAO

L'évolution des crédits au secteur privé reflète également l'accroissement de l'intermédiation bancaire dans l'Union. En effet, une approximation du niveau de l'intermédiation bancaire par le ratio Créances bancaires sur le secteur privé / PIB permet d'apprécier cet accroissement. La valeur de ce ratio se situe à 25,16% en 2020 contre 14,36% en 2007. En outre, les créances bancaires sur l'administration centrale s'inscrivent dans la même tendance haussière. Leur montant a plus que quintuplé sur la période 2007-2020, soit 670,57 milliards FCFA à la fin de l'année 2007 contre 3.447,12 milliards au 31 décembre 2020. Cette dynamique des créances bancaires sur l'administration centrale s'explique par la contribution du secteur bancaire au

financement des investissements publics qui ont porté et entretenu l'embellie économique de la décennie 2010-2020.

En fait, cette évolution des créances sur l'économie traduit l'importance de la transformation bancaire au cours de la cette période. Elle n'aurait pas été possible sans une mobilisation conséquente des liquidités disponibles sur le marché interbancaire et auprès de l'Institut d'émission. En effet, Améganvi (2016) trouve que la demande de refinancement est largement déterminée par les crédits des banques à l'économie et leurs placements dans les titres publics. Dans ces conditions, la dépendance des banques des injections de liquidités de la BCEAO soulève la question de l'inadéquation des niveaux des dépôts bancaires collectés. Comme le montrent Bianchi et Bigio (2017), la transformation des échéances constitue pour les banques un facteur d'exposition au risque de liquidité dans la mesure où elles doivent s'en prémunir en mettant en place un coussin de liquidité. Lorsque les ressources internes ne suffisent pas, les marchés interbancaire ou monétaire sont sollicités.

Au demeurant, les faits semblent indiquer une coïncidence entre l'augmentation de la demande de liquidité aux guichets de la Banque Centrale et la forte progression des emplois des banques en termes de créances bancaires sur le secteur privé et l'administration centrale. Ce qui laisse entrevoir l'existence d'un lien entre le niveau de liquidité des banques et la croissance des crédits qu'elles mettent en place. Le test de cette hypothèse apparaît alors comme une question empirique. Il est effectué dans le cadre analytique présenté dans la section ci-après.

III. METHODOLOGIE

Le cadre méthodologique appliqué aux travaux empiriques d'exploration des effets (directs ou indirects) de la liquidité sur la croissance des prêts bancaires repose largement sur la dérivation du cadre analytique du canal de transmission du crédit bancaire de Bernanke et Blinder (1988). Cette dérivation aux fins d'analyse des effets des caractéristiques des banques sur leurs comportements de prêts a donné lieu à la spécification utilisée dans les travaux pionniers d'Ehrmann et al. (2001). L'analyse des caractéristiques des banques à la faveur de la crise financière de 2008 a suscité un regain d'intérêt pour cette spécification (Cf. Thornton et Tommaso, 2020 ; Dang, 2019 ; Nguyen et Phan, 2018 ; Kim et Sohn, 2017 ; Khan et al., 2017 ; Brei et al., 2013 ; Alper et al., 2012 ; etc.).

Il s'agit d'une approche pertinente parce qu'elle prend en compte, d'une part, les interactions entre l'offre et la demande de crédit bancaire, et d'autre part, celles sous-jacentes de l'environnement macroéconomique et de la position de la politique monétaire sur la capacité de financement des banques. Cette méthodologie est adoptée dans le cadre du présent travail de recherche.

3.1. Le modèle linéaire

Le modèle théorique dérive le volume de crédit bancaire de l'équilibre entre la demande et l'offre de prêts. La demande de crédit bancaire est postulée dépendant du niveau d'activité (approximé par le PIB réel, y_t), du niveau des prix (p_t) et des taux d'intérêt sur les prêts ($i_{j,t}^{l}$). Ceci conduit à l'équation ci-après.

$$L_{j,t}^{d} = \theta_1 y_t + \theta_2 p_t - \theta_3 i_{j,t}^{l} \qquad (1)$$

La demande de prêts bancaires ($L_{j,t}^{d}$) croît avec l'activité économique. En outre, le coût du crédit approximé par le taux d'intérêt débiteur ($i_{j,t}^{l}$) tend à la faire baisser. Ainsi, il est attendu que les coefficients θ_1, θ_2 et θ_3 soient de signe positif.

L'offre de prêts bancaires ($L^s_{j,t}$) est spécifiée comme dépendant des ressources en fonds prêtables dont disposent les établissements bancaires. Elles sont approximées par les dépôts collectés, ($D_{j,t}$). En outre, le modèle fait dépendre l'offre de prêts du taux d'intérêt sur les crédits octroyés et du taux d'intérêt (i_t) auquel les refinancements sont obtenus auprès de la banque centrale.

$$L^s_{j,t} = \mu_j D_{j,t} + \theta_4 i^l_{j,t} - \theta_5 i_t \qquad (2)$$

Cette expression souligne le rôle de la quantité de monnaie dont dispose la banque j et qui est susceptible d'être affectée à l'activité de crédit et l'importance des prix dans la détermination du comportement de prêt des banques. Le taux d'intérêt $i^l_{j,t}$représente le prix moyen des prêts alloués. Il mesure l'incitation de la banque j à offrir du crédit. Ainsi, plus ce prix est élevé, ie. l'incitation est grande, plus l'offre de crédit bancaire s'accroît. La banque j peut choisir de constituer des dépôts auprès de la banque centrale. Dans ce cas, i_t capte le coût d'opportunité des prêts sur le marché interbancaire. La banque j peut également se refinancer auprès de la banque centrale pour soutenir son portefeuille de prêts. Ainsi, le taux i_t sera perçu comme un coût d'acquisition des ressources en monnaie centrale. Dans les deux (2) cas, une augmentation du taux de politique monétaire i_t influence négativement le volume de prêts offfert par la banque j (θ_5 est donc positif).

Les crédits accordés par les banques à leur clientèle donnent lieu à une création monétaire dont l'ampleur peut être mesurée par le multiplicateur du crédit. Pour un niveau de réserves excédentaires R détenues par les banques, l'offre des dépôts issue de l'activité de prêts bancaires (abstraction faite de la liquidité) s'obtient par le produit des réserves bancaires par le multiplicateur de monnaie (m).

Le modèle suppose que le motif de transactions constitue un déterminant majeur de la demande de dépôts auprès des banques ; celle-ci dépend du taux d'intérêt, du revenu et de la richesse totale. Ainsi, l'offre et la demande de dépôts bancaires sont toutes deux (2) influencées par le taux d'intérêt directeur de la banque centrale.

A l'équilibre, l'offre et la demande de dépôts (D) sont égales. Ce qui permet d'écrire :

$$\Delta M_t = m * R_t = D_t = -\psi i_t + \chi \qquad (3)$$

Dans cette expression, ΔM_t correspond à la demande de monnaie, χ est une constante ; ψ mesure la sensibilité des dépôts au taux d'intérêt directeur ; m représente le multiplicateur de crédit et est fonction de ε (la proportion des réserves excédentaires ; elle dépend du taux d'intérêt, i_t) et de τ (le taux de réserves obligatoires).

Les banques considérées dans le modèle sont dans des positions de liquidité distinctes et n'ont pas le même degré de dépendance aux dépôts envisagés comme source de financement. Les banques sont ainsi différenciées du point de vue de leur liquidité (x_j) ; une banque j est d'autant moins affectée par le niveau de ses dépôts qu'elle est plus liquide ou que sa taille ou sa capitalisation est élevée.

$$\mu_j = \mu_0 - \mu_1 x_j \qquad (4)$$

En prenant en compte l'équilibre des marchés des prêts bancaires (équations 1 et 2) et celui du marché monétaire (équation 3) ainsi que la différenciation entre les banques suivant leur niveau de liquidité (équation 4), l'équation de forme réduite ci-après peut être obtenue :

$$L_{j,t} = \frac{\theta_1\theta_4 y_t + \theta_2\theta_4 p_t - (\theta_5 + \mu_0\psi)\theta_3 i_t + \mu_1\psi\theta_3 i_t x_j + \mu_0\theta_3\chi - \mu_0\theta_3 x_j}{\theta_3\chi + \theta_4} \quad (5)$$

L'équation (5) peut être réécrite comme suit :

$$L_{j,t} = \alpha_0 + \alpha_1 y_t + \alpha_2 p_t - \alpha_3 i_t + \alpha_4 i_t x_j + \alpha_5 x_j \quad (6)$$

où $\alpha_0 = \frac{\mu_0\theta_3\chi}{\theta_3\chi + \theta_4}$; $\alpha_1 = \frac{\theta_1\theta_4\chi}{\theta_3\chi + \theta_4}$; $\alpha_2 = \frac{\theta_2\theta_4}{\theta_3\chi + \theta_4}$; $\alpha_3 = \frac{-(\theta_5 + \mu_0\psi)\theta_3}{\theta_3\chi + \theta_4}$; $\alpha_4 = \frac{\mu_1\psi\theta_3}{\theta_3\chi + \theta_4}$; $\alpha_5 = \frac{-\mu_0\theta_3}{\theta_3\chi + \theta_4}$.

A l'équilibre, l'équation (6) fait ressortir l'effet direct (α_5) de la liquidité et son interaction avec l'effet de la variation de la politique monétaire sur le prêt bancaire (α_4). Ainsi, pour une banque j donnée, l'équation (6) permet d'examiner l'effet de sa liquidité spécifique sur son comportement de prêt. Dépendamment de leur niveau de liquidité, une asymétrie de comportement pourrait être observée au sein du secteur bancaire. Cette spécification permet également de capter les effets de la politique monétaire et de l'environnement macroéconomique. Ces effets sont symétriques pour les banques. Un durcissement de la politique monétaire, se traduisant par une augmentation du taux d'intérêt directeur i_t, découragerait les prêts bancaires (Cf. le signe de α_3, il est supposé négatif). A l'opposé, une conjoncture économique favorable encouragerait la croissance du crédit bancaire.

Sur la base de ce modèle théorique, un mécanisme d'ajustement est intégré dans la spécification du comportement de prêt des banques pour être plus proche de la réalité. En effet, les banques réagissent de façon générale aux nouveaux prêts bancaires, en réaction à une variation de la politique monétaire. Par ailleurs, d'autres caractéristiques des banques, telles que leur niveau de capitalisation ou leur taille, pourraient interagir avec leur position de liquidité et déterminer le volume de leurs prêts. Les différences de structures nationales du secteur bancaire et de niveau de développement des pays de l'Union sont considérées en postulant des effets fixes significatifs. Des variables *dummies* sont également introduites pour capter les effets des réformes, notamment le relèvement du capital social minimum des banques à cinq (5) milliards FCFA au 31 décembre 2010 ainsi que l'adoption des normes de Bâle II et III sur la situation des banques de l'Union.

Ainsi, le modèle empirique utilisé dans cette étude se présente comme suit.

$$xdloan_{j,t} = a_j + \sum_{k=1}^{m} b_k xdloan_{j,t-k} + \sum_{k=0}^{m} c_k zdpibr_{t-k} + \sum_{k=0}^{m} d_k zdipc_{t-k} + \sum_{k=0}^{m} e_k \log(z_{t-k}) + \sum_{k=0}^{m} f_k \Delta i_{t-k} + \sum_{k=0}^{m}\sum_{p=0}^{n} g_{k,p} x_{j,t-p} \Delta i_{t-k} + \sum_{k=0}^{m} h_k x_{j,t-k} + \sum_{s=1}^{2} q_s\ dum_{t,s} + \varepsilon_{j,t} \quad (7)$$

Dans cette expression, d représente l'opérateur de différenciation et log signifie le logarithme népérien. Les données sont considérées en panel de dimension transversale (j = 1, …, N ; N étant le nombre total de banques) et temporelle (t = 1, …, T). La longueur des retards est m ou n selon la variable considérée.

$xdloan_{j,t}$ exprime la croissance des prêts de la banque j au temps t ; a_j capte les effets fixes associés aux comportements de prêts bancaires ; Δi_t désigne la variation du taux d'intérêt; $zdpibr_t$ représente la croissance du PIB réel ; $zdipc_t$ indique l'inflation ; x_t décrit les caractéristiques spécifiques aux banques au temps t, outre la liquidité des banques, qui influent sur leur niveau de liquidité ; z_t représente les facteurs liés à la structure du secteur bancaire, au développement financier des pays de l'Union et à la qualité de la gouvernance.

Les caractéristiques spécifiques sont captées à travers la taille ($xsize_j$), la liquidité ($xliq_j$) et la capitalisation ($xcap_j$). En suivant Ehrmann et al. (2001), elles sont définies pour une banque j comme suit :

$$xsize_{j,t} = log(A_{j,t}) - \frac{1}{N_t}\sum_j logA_{j,t}$$

$$xliq_{j,t} = \frac{L_{j,t}}{A_{j,t}} - \frac{1}{T}\sum_T\left(\frac{1}{N_t}\sum_j \frac{L_{j,t}}{A_{j,t}}\right)$$

$$xcap_{j,t} = \frac{C_{j,t}}{A_{j,t}} - \frac{1}{T}\sum_T\left(\frac{1}{N_t}\sum_j \frac{C_{j,t}}{A_{j,t}}\right)$$

$$xsec_{j,t} = \frac{B_{j,t}}{A_{j,t}} - \frac{1}{T}\sum_T\left(\frac{1}{N_t}\sum_j \frac{B_{j,t}}{A_{j,t}}\right)$$

Ces caractéristiques sont définies relativement à la moyenne du panel considéré. La taille d'une banque j est mesurée par le logarithme du total de ses actifs (A_j). Selon Kim et Sohn (2017), le signe attendu de la taille des banques est ambigu. La théorie du « *too big to fail* » pourrait être invoquée pour fournir une explication. Dans un contexte où le gouvernement peut intervenir pour prévenir le risque systémique des grandes banques, celles-ci sont incitées à prendre plus de risques. Ainsi, l'offre de crédit augmente. A l'opposé, lorsqu'elles diversifient leur portefeuille en investissant dans divers types de titres et en s'impliquant dans diverses activités, même si les petites banques poursuivent leurs activités de prêt traditionnelles, l'effet taille peut être négatif.

Le niveau de capitalisation est déterminé comme le ratio du capital et des réserves (C_j) par rapport au total des actifs (A_j). En raison d'une capacité plus élevée des grandes banques en matière d'absorption des effets négatifs des chocs sur le crédit bancaire, le coefficient associé au capital devrait être positif (Dang, 2019 ; Kim et Sohn, 2017).

La liquidité bancaire ($xliq_j$) est considérée au sens strict, ie. la somme des avoirs dans les comptes ordinaires et de règlement détenus dans les livres de la Banque Centrale sur le total des actifs. L'effet de l'indicateur de liquidité devrait être positif en raison du rôle des actifs liquides sur la capacité d'offre de crédit des banques (Dang, 2019 ; Kim et Sohn, 2017 ; Berrospide, 2013).

Le montant du portefeuille de titres publics détenus par les banques ($xsec_j$) constitue également une caractéristique spécifique des banques et une forme de liquidité. En outre, l'affectation des ressources aux placements en titres publics pourrait à un seuil donné comporter un effet d'éviction du secteur privé sur le marché du crédit. Par ailleurs, ce type d'emploi présente des propriétés qui le rendent assimilables à la liquidité. L'effet du niveau des placements en titres publics d'une banque j est mesuré par le ratio du montant de ses titres publics (C_j) au total de ses actifs (A_j). A l'instar du coefficient de la liquidité immédiate, celui de la détention de titres publics est positif.

En suivant Dang (2019), un proxy du risque, notamment en ce qui concerne l'activité de crédit, est également inclus dans le modèle. Ainsi, le risque bancaire est mesuré par le ratio des provisions pour risque de crédit par rapport au total des prêts bancaires ($risk_j$). Il est exprimé comme ci-après :

$$xrisk_{j,t} = \frac{prov_{j,t}}{loan_{j,t}} - \frac{1}{T}\sum_{T}\left(\frac{1}{N_t}\sum_{j}\frac{prov_{j,t}}{loan_{j,t}}\right)$$

L'inclusion des variables macroéconomiques permet de prendre en compte l'effet de l'environnement macroéconomique des banques. Il est attendu que la croissance réelle et l'inflation influencent positivement la croissance de l'offre de crédits bancaires. A l'opposé, le taux d'intérêt devrait avoir un effet négatif sur la demande de crédit. Le taux débiteur est considéré, en raison de la présence de racine unitaire dans les séries de taux du marché monétaire et du marché interbancaire. L'écart de taux d'intérêt (spread de taux) entre le taux débiteur des banques et le taux du marché monétaire est également considéré. Cet indicateur fournit d'importantes informations sur les conditions de crédit et explique l'effet de celles-ci sur la croissance économique. Le spread de taux constitue une marge bancaire et donc une incitation des banques à offrir des crédits. Le signe attendu du spread de taux est donc positif.

Il convient de relever que les pays de l'UEMOA n'ont pas le même niveau de développement financier ; le secteur bancaire de l'Union est marqué par des écarts de nombre et d'envergure des banques implantées dans les différents pays membres. Des différences de degré de concurrence pourraient apparaître dans les secteurs bancaires nationaux et influencer les comportements de prêts. Comme le montrent Fungacova et al. (2014) au niveau de la zone euro, la concurrence, mesurée par le pouvoir de marché, influencerait le canal du crédit bancaire et donc l'efficacité de la politique monétaire. Par conséquent, l'effet de la politique monétaire sur le crédit bancaire dépendrait de la concurrence bancaire. Cet effet serait moins prononcé pour les banques disposant d'un pouvoir de marché important. Ainsi, l'influence des facteurs liés à la structure des marchés nationaux sur la croissance des prêts est captée en incluant dans l'équation un indicateur de concurrence entre les banques ($zcomp_{j,t}$). Fungacova et al. (2014) captent l'effet de la concurrence entre les banques à partir de l'indice de Lerner. Certains travaux utilisent l'indice de Boone. Malheureusement, ces données ne sont pas disponibles sur la période récente pour les pays de l'Union. D'autres travaux considèrent l'indice de concentration de Herfindahl-Hirschman (IHH) et le calculent à partir du total des actifs bancaires. Or, le total des actifs est déjà pris en compte dans la définition de la taille ($xsize_{j,t}$). De ce fait, la concurrence est approximée dans la présente étude par un indicateur pays, défini comme le ratio de l'effectif relatif des banques d'un pays rapporté à leur effectif total au sein de l'Union.

$$zcomp_{j,t} = \frac{n_{j,t}}{N_t}$$

avec $n_{j,t}$ désignant l'effectif du pays d'implantation de la banque *j* à la période *t* et N_t l'effectif total des banques de l'Union à la période *t*.

Quant à l'effet du niveau de développement financier des pays de l'Union ($zdevf_{j,t}$), il est mesuré par l'indice d'approfondissement financier (ie. le ratio Masse monétaire MM2/PIB).

$$zdevf_{j,t} = \frac{MM2_{j,t}}{PIB_t}$$

avec $MM2_{j,t}$ et PIB_t désignant respectivement la masse monétaire et le PIB du pays d'implantation de la banque *j* à la période *t*.

Trois (3) variables *dummies* sont également introduites dans l'équation. Les deux (2) premières visent respectivement à capter l'effet du relèvement du capital social minimum des banques à cinq (5) milliards FCFA au 31 décembre 2010 (dum1) et l'entrée en vigueur, au 1er janvier 2018,

des normes prudentielles de Bâle II et III, induisant de facto un relèvement du capital social minimum des banques à dix (10) milliards FCFA (dum2). La troisième variable dummy (dum3) prend en compte la catégorie de la banque relativement à la taille de son bilan[9].

Les coefficients associés aux différentes variables de l'équation (7) captent l'effet à court terme d'un changement de celles-ci sur la croissance du crédit. L'influence à long terme s'obtient en divisant chaque coefficient par le facteur $(1 - \sum_{k=1}^{m} b_k)$.

3.2. Le modèle non linéaire

En fait, la liquidité constitue un aspect des conditions sous lesquelles les banques sont disposées à s'engager dans de nouveaux crédits ou pour honorer les décaissements liés aux crédits en cours. Ainsi, l'hypothèse pourrait être faite qu'il existe une relation non linéaire entre le crédit et la liquidité bancaire, par analogie à la littérature relative aux effets de la liquidité bancaire sur la transmission de la politique monétaire (Cf. Agénor, Aizenman et Hoffmaister, 2004 ou Saxegaard, 2006, par exemple) ou aux effets non linéaires entre le crédit et l'activité économique (Cf. Balke, 2000 ; Ho et Saadaoui, 2020 ; Lay, 2020).

De ce point de vue, il pourrait exister un seuil en deçà duquel la liquidité bancaire n'influencerait pas la croissance des crédits bancaires. Autrement dit, la liquidité bancaire pourrait agir comme un facteur favorable à la croissance des crédits bancaires lorsque son niveau se situerait au-dessus du seuil ; en deçà de ce niveau, les banques pourraient manifester une réticence à accorder de nouveaux crédits et seraient plus préoccupées par la gestion des décaissements de prêts en cours.

Le test de l'hypothèse de non linéarité de la relation entre croissance des prêts bancaires et la liquidité bancaire amène à explorer un modèle à effet de seuil sur des données de panel dynamique. A cet effet, le modèle dynamique précédent est augmenté d'un effet de seuil de la liquidité en suivant la spécification de référence (Cf. Kremer et al., 2013 ; Baum et al., 2013 ou Lay, 2020). L'équation (7) est alors transformée en l'équation (8) ci-après :

$$xdloan_{j,t} = a_j + \sum_{k=1}^{m} b_k xdloan_{j,t-k} + \sum_{k=0}^{m} c_k zdpibr_{t-k} + \sum_{k=0}^{m} d_k zdipc_{t-k} + \sum_{k=0}^{m} e_k \log(z_{t-k}) + \sum_{k=0}^{m} f_k \Delta i_{t-k} + \sum_{k=0}^{m}\sum_{p=0}^{n} g_{k,p} x_{j,t-p} \Delta i_{t-k} + \sum_{k=0}^{m} h_k x_{j,t-k} + \sum_{s=1}^{2} q_s dum_{t,s} + \beta_1 liq_{i,t-1} I\left(liq_{i,t-1} \leq \gamma\right) + \beta_2 liq_{i,t-1} I\left(liq_{i,t-1} > \gamma\right) + \varepsilon_{j,t} \quad (8)$$

- *I(.)* représente une fonction indicatrice ; elle indique le régime défini par la variable seuil ;

- γ indique la valeur du seuil de liquidité ;

- $liq_{i,t-1}$ est la variable seuil, ie. le montant de la liquidité d'une banque i considérée au temps t-1.

En s'inspirant de Lay (2020), le coefficient β_1 correspond à l'effet marginal de la liquidité sur la croissance du crédit bancaire lorsque la valeur de l'indicateur de liquidité est inférieure au seuil $\hat{\gamma}$. Quant au coefficient β_2, il mesure l'effet marginal de la liquidité sur la croissance du crédit bancaire pour des valeurs de l'indicateur de liquidité supérieures au seuil $\hat{\gamma}$.

[9] Selon la classification de la Commission Bancaire, les petites banques sont celles dont le total des actifs est inférieurs à 100 milliards FCFA. Pour les grandes banques, il se situe au-delà de 200 milliards FCFA. Pour les banques de taille moyenne, le total des actifs est compris entre ces deux (2) valeurs.

Les variables explicatives considérées à l'équation (7) constituent les variables de contrôle indépendantes du régime dans le modèle à effet de seuil. Le montant du refinancement de la BCEAO est retenu comme variable seuil. Selon les spécifications, la liquidité bancaire ou le capital constitue la variable qui dépend du seuil.

Sur la base de ces spécifications, trois (3) hypothèses seront testées. Elles sont formulées comme ci-après :

1) la liquidité bancaire influence positivement la croissance des prêts bancaires ;

2) la croissance des crédits bancaires est liée au niveau de capitalisation des banques ;

3) l'effet de la liquidité bancaire sur les prêts bancaires est positivement associé au niveau de capital des banques.

3.3. Estimation des modèles

Le modèle théorique autorise des retards dans les variables dépendante et explicatives. Il est requis de déterminer le retard optimal à considérer dans la spécification du modèle. Ainsi, préalablement aux estimations, les retards à considérer pour chaque variable sont déterminé en régressant de façon itérative le modèle avec la méthode des moindres carrés ordinaires pour une longueur de retard comprise entre 0 à 4 et en se basant sur les critères d'information d'Akaike et Schwarz. Les détails sur la technique d'estimation de chacun des deux (2) modèles sont présentés ci-après.

3.3.1. Méthode d'estimation du modèle linéaire

Tel que spécifié, le modèle de l'équation (7) est dynamique, ie. la variable expliquée dépend de ses propres réalisations passées et porte sur un panel dont la dimension temporelle T (36 trimestres) est relativement plus petite que sa dimension transversale N (94 banques). En outre, la relation postulée à travers l'équation est linéaire et les variables explicatives ne sont pas strictement exogènes, ce qui laisse augurer de l'éventualité de leur corrélation avec les réalisations passées et éventuellement actuelles de l'erreur. Par ailleurs, l'hétérogénéité de taille et de niveau d'activité des banques du panel requiert de considérer un modèle à effets individuels fixes.

L'estimation de l'équation (7) par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) laisse entrevoir la possibilité d'un biais d'endogénéité. Afin d'y parer, la méthode des moments généralisée (GMM) est utilisée pour l'estimation. Elle s'avère plus efficace que d'autres méthodes telles que les moindres carrés en deux (2) étapes (2SLS). En effet, la méthode GMM tient compte de l'hétéroscédasticité (Hall, 2005) et adresse le problème d'endogénéité (Arellano et Bover, 1995) qui sont pertinents dans l'estimation des modèles tels que celui sur lequel s'appuie cette étude. Il s'agit d'un modèle autorisant des retards dans ses variables dépendante et explicatives.

L'approche d'Arellano et Bond (1991) pourrait être utilisée pour estimer l'équation (7). Elle est basée sur l'approche GMM standard par différence et traite l'endogénéité inhérente au panel dynamique en transformant les données pour supprimer les effets fixes. Cependant, la transformation par différence première amplifie les écarts dans les panels non cylindrés. Cet inconvénient motive la transformation orthogonale proposée par Arellano et Bover (1995).

En outre, l'approche d'Arellano et Bond (1991) comporte une faiblesse potentielle mise en évidence par Arellano et Bover (1995) et Blundell et Bond (1998). En effet, l'estimateur Arellano-

Bond (1991) suppose que la seule endogénéité présente dans le modèle est celle liée à l'inclusion de la variable dépendante retardée. Selon Blundell et Bond (1998), les autres variables explicatives peuvent ne pas être strictement exogènes. Aussi, les niveaux retardés des variables apparaissent-ils comme des instruments médiocres dans l'estimateur d'Arellano-Bond (1991), lorsque celles-ci sont considérées en différence première. Arellano et Bover (1995) et Blundell et Bond (1998) préconisent alors l'inclusion des niveaux retardés ainsi que des différences retardées des variables utilisées comme instruments.

A cet égard, l'approche GMM de Blundell et Bond en une étape est utilisée pour estimer le modèle linéaire en niveau, en considérant toutes les variables explicatives comme potentiellement endogènes. Les options ci-après sont adoptées. L'estimation étant en une étape, l'option « *Robust* » est utilisée afin que l'estimateur robuste de la matrice de covariance des estimations de paramètres soit calculé. Ce qui permet d'avoir des estimations convergentes de l'erreur standard en présence de toute hétéroscédasticité et autocorrélation. En outre, en accord avec la critique de Arrelano et Bover (1995), l'option « *Orthogonal* » est activée et permet de baser l'estimation sur la transformation orthogonale directe. Les instruments sont remplacés par leurs écarts par rapport à leurs moyennes futures. Par ailleurs, après plusieurs itérations, la longueur des retards à considérer pour les variables instruments est limitée à 13 périodes. La robustesse des résultats est vérifiée en ré-estimant plusieurs variantes du modèle.

3.3.2. Méthode d'estimation du modèle non linéaire

Le modèle non linéaire est également un modèle de panel dynamique intégrant le calcul d'un seuil pour la variable cible (ie. le refinancement de la BCEAO). En outre, certaines variables explicatives sont susceptibles d'être endogènes. L'estimation du modèle, notamment l'effet de seuil et les coefficients de pente, se base sur le cadre théorique de Kremer et al. (2013) et les travaux de Ho et Saadaoui (2020). La méthode GMM d'Arellano et Bover (1995) est utilisée. A cet effet, les valeurs retardées de la variable dépendante sont utilisées comme instruments. Selon Roodman (2009), les résultats empiriques peuvent dépendre du nombre (p) d'instruments. Après exploration de plusieurs spécifications, le nombre de retards des variables explicatives considérées est limité à l'unité pour éviter une surdétermination et un risque de biais des coefficients lié à une non élimination des composantes endogènes de ces variables. Ainsi, dans la spécification utilisée dans la présente étude, les valeurs retardées et différenciées de la variable dépendante servent d'instruments.

Un intervalle de confiance à 95 % est fixé pour le seuil à partir des valeurs critiques basées sur Hansen (2000) et Caner et Hansen (2004). Ces valeurs critiques sont données par :

$$\Gamma = \{\gamma : LR(\gamma) \geq C(a)\}^{10} \quad (9)$$

Dans cette expression, $C(a)$ désigne le 95e centile de la distribution asymptotique de la statistique du ratio de vraisemblance $LR(\gamma)$.

L'intervalle de confiance utilisé lors de la construction d'une grille pour estimer le paramètre gamma ($\hat{\gamma}$) est déterminé par la limite supérieure du centile de la variable de seuil, soit 95% alors que la limite inférieure est de 5%. Une fois gamma ($\hat{\gamma}$) estimé les autres paramètres du modèle sont estimés.

[10] Les détails sur les étapes d'estimation du modèle sont disponibles dans Ho et Saadaoui (2020, page 5).

IV. LES DONNEES DE L'ETUDE ET RESULTATS DES ESTIMATIONS

4.1. Les données de l'étude

Les estimations ont été effectuées à partir des données de panel des banques des huit (8) pays membres de l'UEMOA. Il s'agit de 94 banques dont les données sont disponibles sur la période 2010-2019. Ces données ont au départ une périodicité trimestrielle, excepté celles relatives aux indices de gouvernance. Il est supposé que leurs valeurs ne varient pas d'un trimestre à un autre au cours d'une même année. Sur cette base, la valeur d'une année donnée est considérée pour les quatre (4) trimestres de cette même année. Par ailleurs, l'année 2020 constitue une année atypique en raison de la crise globale induite par la pandémie du Covid-19. Par exemple, du fait de cette crise, les dépôts bancaires ont augmenté en 2020 par rapport aux années précédentes. C'est le cas également de la liquidité bancaire qui s'est étoffée. A l'opposé, d'autres variables ont décroché par rapport à leur tendance passée. Cette situation justifie la limitation de l'estimation à la période 2010-2019.

Les données utilisées pour l'estimation du modèle sont de deux (2) types. En premier lieu, il s'agit des variables retraçant l'activité des banques, principalement celles portant sur les postes de bilan. Elles permettent de capter les caractéristiques des banques. En outre, des indicateurs-pays tels que le PIB, l'indice harmonisé des prix à la consommation, le taux d'intérêt du marché monétaire, les indices de gouvernance, de développement financier et de concurrence dans les secteurs bancaires nationaux sont également nécessaires pour l'estimation.

Les données relatives au bilan et à la liquidité des banques ont été collectées dans la base FISEC (*Fichier des Situations des Etablissements de Crédit*) de la BCEAO. Les informations sur les concours de l'Institut d'émission aux banques ont été recueillies auprès de la Direction en charge des analyses monétaires. Quant aux données-pays, elles ont été extraites de la base EDEN. Les indices de gouvernance sont extraits de la base de données « *Worldwide Governance Indicators* » de la Banque mondiale. Les variables utilisées pour les estimations sont récapitulées dans le Tableau 2 en annexe. La méthode de leur calcul y est également décrite.

4.2. Tests de racine unitaire

Le test de dépendance transversale est l'un des diagnostics les plus importants à effectuer au préalable avant toute analyse de données de panel (Tugcu, 2018). Ce test revêt une nécessité cruciale dans le cadre de l'analyse des données de panel de banques appartenant à une même union bancaire et monétaire.

La présente étude suit cette préconisation. A cet effet, un test de dépendance transversale de Pesaran (2004) est effectué sur les variables du modèle. L'hypothèse nulle du test suppose une indépendance transversale stricte (Pesaran, 2004) ou une dépendance transversale faible (Pesaran, 2015). Les données sont considérées comme présentant une dépendance transversale ou corrélées au sein des groupes du panel lorsque la probabilité associée à la statistique du test est proche de zéro.

Les résultats du test effectué sur les variables indiquent l'existence d'une dépendance transversale (Cf. Tableau 3 à l'annexe). Il s'avère alors nécessaire de mener un test de racine unitaire de deuxième génération, prenant en compte la dépendance transversale des observations. Le test de racine unitaire de Pesaran (2007) est pertinent pour cet exercice et permet de tester également l'hétérogénéité des paramètres. Cet avantage est important au

regard des caractéristiques des données du panel. Le test est effectué à partir d'un modèle autorisant des décalages de 0 à 4 périodes dont la première variante intègre une constante, tandis que la deuxième variante suppose l'existence d'une tendance linéaire. L'hypothèse nulle du test suppose l'existence d'une racine unitaire dans chaque série temporelle individuelle. Dans l'alternative, la stationnarité est supposée.

Les résultats des tests de racine unitaire en niveau permettent de conclure au rejet de l'hypothèse d'une racine unitaire dans les variables considérées, au moins pour un risque d'erreur de 5% (Cf. le Tableau 4 à l'annexe). Par conséquent, les variables utilisées pour l'estimation du modèle sont considérées comme stationnaires. Sur cette base, elles sont introduites dans le modèle en niveau.

4.3. Résultats des estimations

Les estimations portent sur trois (3) types de spécification : un modèle linéaire, un modèle avec effet interactif et un modèle incluant un effet de seuil.

Il convient de préciser que les indicateurs de concurrence entre les banques et ceux de développement financier ne se sont pas avérés significatifs et ont été retirés du modèle.

4.3.1. Résultats du modèle linéaire

Le modèle linéaire est estimé pour l'ensemble des banques et en les distinguant en catégories selon leur taille (petite, moyenne et grande taille). Une cinquième variante du même modèle est estimée en décomposant la liquidité bancaire en liquidité propre et en refinancement auprès de la Banque Centrale. Ainsi, cinq (5) variantes du modèle sont estimées. Les résultats sont retracés dans le Tableau 5.

4.3.1.1. Tests de diagnostic

Par ailleurs, la statistique de Fisher montre que les régressions sont de bonne qualité. En effet, chacun des modèles estimés apparaît globalement très significatif. Les valeurs de la statistique sont élevées et la probabilité associée ressort nulle (Cf. le Tableau 5).

Dans la mesure où les estimateurs de données de panel dynamique se basent sur des méthodes de variables instrumentales, il importe alors de tester la validité de l'ensemble des variables instrumentales. Cette validité globale est contrôlée grâce aux tests de Hansen et de Sargan. Sous l'hypothèse nulle, les instruments sont supposés globalement exogènes. En se basant sur les résultats des tests affichés au Tableau 5, il peut être affirmé que les instruments utilisés pour les estimations sont globalement valides, au regard de la statistique de Hansen qui est plus robuste que celle de Sargan.

Il est également important d'effectuer des tests d'autocorrélation des résidus dans l'estimation sur des données de panel dynamique. Sous l'hypothèse d'indépendance sérielle des erreurs d'origine, les résidus différenciés ne doivent pas présenter une autocorrélation de type AR(2) significative. Lorsque c'est le cas, les seconds décalages des variables endogènes ne seront pas des instruments appropriés pour leurs valeurs actuelles. Les tests d'Arellano-Bond indiquent une absence d'autocorrélation d'ordre 2 dans les modèles. En effet, la probabilité associée au test AR(2) est supérieure au seuil de 10%.

Le modèle incorpore également des effets temporels. Leur significativité conjointe est évaluée après l'estimation. Les résultats des tests des effets temporels sont résumés dans le Tableau 5. Ces effets ressortent significatifs à un seuil de risque d'erreur de 1%, excepté dans le cas du

modèle estimé à partir des données des petites banques où la probabilité associée est légèrement supérieure à 5%.

4.3.1.2. L'analyse des résultats des estimations

L'analyse des résultats montre que la variable dépendante retardée présente le signe positif attendu lorsque les estimations sont menées à partir des données de l'ensemble de l'échantillon. Cependant, lorsque les estimations portent sur des sous-échantillons, le signe du coefficient ressort contraire aux attentes théoriques et non significatif.

Les variables de contrôle liées aux caractéristiques des banques apparaissent significatives, notamment l'indicateur de risque bancaire, la détention de titres publics, la liquidité bancaire et la taille des banques. En effet, les résultats indiquent que la croissance des crédits bancaires dépend de la perception des risques, mesurée par le ratio des provisions sur le total des actifs. Les banques réduisent leurs activités de prêts quand le risque augmente. Conformément aux attentes théoriques, les prêts non performants présentent un signe négatif. Ainsi, une augmentation de leur volume décourage la mise en place de nouveaux prêts bancaires. Mais la variable n'est significative que sur les sous-échantillons des banques de moyenne et grande tailles.

En outre, un portefeuille de titres publics plus important constitue un facteur favorable à la croissance des crédits bancaires compte tenu de la qualité de cet actif qui constitue une forme de liquidité. Il peut être facilement converti en monnaie centrale. Par ailleurs, la variable d'intérêt, ie. la liquidité bancaire ressort significative dans toutes les spécifications du modèle à un seuil de risque d'erreur de 1%. L'effet est positif et significatif et persiste lorsque la liquidité immédiate est décomposée en liquidité propre et en refinancement de la Banque Centrale. Les avances accordées par l'Institut d'émission aux banques, en renforçant leur liquidité propre, soutiendrait la croissance des crédits bancaires. Toutes les spécifications supportent cette conclusion (Cf. le Tableau 5).

La variable représentative de la taille des banques est significative et présente un signe négatif dans la plupart des cas. Ce qui signifie que la croissance des crédits bancaires ralentit lorsque la taille des établissements bancaires augmente. Selon Kim et Sohn (2017), l'effet taille négatif pourrait être lié au fait que les grandes banques diversifient leurs investissements de portefeuille et leurs activités, alors que les petites banques restent focalisées sur des activités traditionnelles de prêt. Cependant, le signe de la variable n'est pas stable. Dans la spécification où la liquidité bancaire est décomposée en liquidité propre et en refinancement de la Banque Centrale, il ressort positif.

Enfin, la croissance des crédits bancaires est positivement liée au capital des banques dans toutes les spécifications. Ce résultat pourrait être lié à l'existence d'effets non linéaires ou croisés, à travers lesquels le capital influencerait l'évolution des crédits bancaires.

Les variables macroéconomiques incluses dans le modèle sont également significatives et présentent le signe attendu, hormis le spread de taux d'intérêt. En effet, en cohérence avec les attentes théoriques et empiriques, une accélération de la croissance réelle promeut l'activité de crédit. Une augmentation de 1% de la croissance réelle par rapport à son niveau initial entraînerait une croissance plus importante de 1,07 % à 1,77% des crédits bancaires. En outre, l'inflation semble exercer un effet positif sur la croissance des crédits bancaires. De même, l'indicateur de gouvernance présente le signe positif attendu et significatif à un seuil de risque d'erreur de 5%, lorsque les estimations sont menées sur l'ensemble de l'échantillon. Ainsi, le cadre juridique d'affaires, notamment la qualité de la réglementation déterminerait l'activité de

crédit des institutions bancaires. Plus la réglementation s'améliore, plus les créances à l'économie croissent.

Par ailleurs, le spread de taux d'intérêt ne semble pas exercer d'effet significatif. Néanmoins, son effet est positif et reflète l'idée selon laquelle une marge de taux plus élevée inciterait les établissements bancaires à accroître leur offre de crédits.

Tableau 5 : Résultats du modèle linéaire

	Ensemble des banques		Ensemble des banques		Petites banques		Moyennes banques		Grandes banques	
Variables	**Coefficient**	**Prob.**	**Coefficient**	**Prob.**	**Coefficient**	**Prob.**	**Coefficient**	**Prob.**	**Coefficient**	**Prob.**
L1.xdloan	0,029	*0,359*	0,025	*0,386*	-0,010	*0,814*	-0,052	*0,126*	-0,035	*0,397*
xpnp	-0,088	*0,090*	-0,090	*0,086*	-0,101	*0,219*	-0,106	*0,02***	-0,114	*0,059**
xrisk	-0,047	*0,003****	-0,047	*0,003****	-0,043	*0,000****	-0,089	*0,003****	-0,048	*0,002****
L1.xsec	0,271	*0,000****	0,295	*0,000****	0,486	*0,000****	0,323	*0,000****	0,325	*0,000****
L1.xliq	0,565	*0,000****	-	-	-	-	-	-	-	-
L1.xliqp	-	-	0,083	*0,000****	0,594	*0,000****	0,630	*0,000****	0,582	*0,000****
L1.xref	-	-	0,104	*0,000****	0,370	*0,054**	0,472	*0,003****	0,421	*0,001****
L1.xcap	0,102	*0,356*	0,107	*0,315*	0,023	*0,753*	0,235	*0,147*	0,046	*0,763*
L1.xsize	-0,118	*0,000****	0,027	*0,000****	-0,108	*0,001****	-0,140	*0,000****	-0,139	*0,000****
zdpibr	1,246	*0,000****	1,234	*0,000****	1,767	*0,000****	1,071	*0,001****	1,109	*0,000****
zdipc	0,662	*0,000****	0,667	*0,000****	0,817	*0,002****	0,850	*0,001****	0,611	*0,000****
zgov	0,029	*0,011***	0,027	*0,018***	0,003	*0,878*	0,020	*0,503*	0,028	*0,062**
zspread	0,033	*0,860*	0,017	*0,924*	-0,423	*0,212*	-0,416	*0,181*	0,090	*0,696*
dum1	-0,044	*0,002****	-0,042	*0,002****	-0,003	*0,892*	-0,076	*0,002****	-0,045	*0,006****
dum2	-0,008	*0,385*	-0,009	*0,310*	0,015	*0,381*	-0,016	*0,303*	-0,024	*0,022***
Effets temporels	0,004	*0,000****	0,004	*0,000****	0,002	*0,053**	0,006	*0,000****	0,005	*0,000****
constante	-0,767	*0,000****	-0,795	*0,000****	-0,502	*0,062**	-1,199	*0,000****	-0,993	*0,000****
Observations	3 199	-	3 199	-	830	-	1 081	-	2 052	-
F(. , .)	33	*0,000****	35	*0,000****	13	*0,000****	18	*0,000****	25	*0,000****
AR(1) test	-6,87	*0,000****	-6,890	*0,000****	-2,700	*0,007*	-1,860	*0,063*	-5,320	*0,000****
AR(2) test	1,59	*0,113*	1,450	*0,148*	1,190	*0,234*	1,210	*0,225*	0,400	*0,692*
Sargan test	2815,65	*0,167*	2845,790	*0,282*	858,920	*0,133*	1264,250	*0,000****	2187,050	*0,010*
Hansen test	83,87	*1,000*	81,100	*1,000*	73,600	*1,000*	72,990	*1,000*	78,550	*1,000*
Test des effets temporels										
F(. , .)	19,27	*0,000****	21,180	*0,000****	3,830	*0,053**	20,890	*0,000****	17,810	*0,000****

Source : Estimations de l'auteur
Note : L1. signifie valeur retardée d'une période de la variable. Coefficient significatif à 1% (***) ; 5%(**), 10%(*)

La variable indicatrice prenant en compte le relèvement du capital social à cinq (5) milliards FCFA (dum1) à compter de janvier 2011 est également significative à un seuil de risque d'erreur de 1%, sauf lorsque le sous-échantillon des petites banques est considéré. A l'opposé, l'inclusion de la variable indicatrice de l'entrée en vigueur des normes de Bâle II et III (dum2) n'est pertinente que lorsque les estimations sont effectuées à partir des données des grandes banques. Un effet différencié de l'entrée en vigueur des normes de Bâle II et III est envisageable. Des investigations permettraient d'approfondir ce résultat au terme de plusieurs années d'exercice.

En outre, la croissance de l'activité de crédit dépend du temps. Les effets temporels inclus dans le modèle sont significatifs. (Cf. le Tableau 5).

4.3.1.3. Analyse des résultats selon la taille des banques

L'analyse est affinée en distinguant trois (3) catégories de banques suivant leur taille de bilan. Il ressort que la sensibilité de la croissance des crédits à la liquidité est quasi-identique, que les banques soient de petite, moyenne ou grande taille. En effet, les coefficients associés à la

liquidité propre et au refinancement de la BCEAO sont compris entre 0,582 et 0,630, et 0,370 et 0,472, respectivement. De façon générale, la sensibilité de la croissance des crédits aux caractéristiques des banques est quelque peu similaire lorsque la taille des banques est considérée. Toutefois, s'agissant des variables macroéconomiques, la différence de sensibilité est relativement plus grande (Cf. le Tableau 5).

La non significativité de l'effet du capital sur l'activité de crédit bancaire amène à s'interroger sur la pertinence d'une spécification linéaire. La relation entre le crédit et les caractéristiques des banques pourrait être non linéaire. Cette intuition est explorée par Kim et Sohn (2017) ou Dang (2019). Ils testent l'hypothèse d'un effet croisé entre le capital et la liquidité. La présente étude teste l'existence d'effet interactif et innove par l'exploration d'un seuil de refinancement à partir duquel l'effet du capital sur la croissance des crédits bancaires deviendrait significatif.

4.3.2. Résultats des estimations du modèle avec effet interactif

L'intuition sous-tendant l'implémentation d'un modèle incluant un effet interactif réside dans l'éventualité d'un effet simultané du capital et de la liquidité sur la croissance des crédits bancaires. Cet effet conjoint pourrait être significativement différent des effets cumulés des deux (2) variables considérées individuellement. En outre, la prise en compte de l'interaction entre ces deux (2) variables permettrait d'expliquer davantage la variabilité de la croissance des crédits et pourrait influencer les résultats de l'estimation du modèle linéaire. Ainsi, l'omission de l'effet interactif significatif pourrait biaiser les résultats et expliquerait la non significativité du capital dans le modèle linéaire. Du fait de l'inclusion d'un terme d'interaction dans l'équation d'analyse, l'interprétation des coefficients associés aux indicateurs du capital et de la liquidité reflète les effets conditionnels de ces variables sur la croissance des crédits bancaires.

L'interaction entre les deux (2) variables est captée en considérant trois (3) spécifications. Dans chacune des trois (3) spécifications, l'interaction porte sur le capital, d'une part, et d'autre part, la liquidité bancaire, la liquidité bancaire propre ou le refinancement de la BCEAO.

Excepté les deux (2) variables impliquées dans l'interaction, les enseignements tirés des estimations précédentes restent globalement valables, en ce qui concerne les effets des autres variables explicatives (Cf. le Tableau 6). Le focus est alors mis sur le terme d'interaction et les effets de la liquidité et du capital.

A l'instar de ce qui est observé dans le modèle linéaire, le coefficient du capital n'est guère significatif alors que ceux de la liquidité bancaire, de la liquidité bancaire propre et du refinancement de la Banque Centrale apparaissent positifs et significatifs, au risque d'erreur de 1%. Les termes d'interaction apparaissent également significatifs, au moins à un seuil de risque d'erreur de 5%. Toutefois, le signe du coefficient mesurant l'effet interactif entre le capital des banques et le refinancement est très élevé et négatif (soit -4,76), alors qu'il est positif et relativement plus petit quand la liquidité bancaire et la liquidité bancaire propre sont en interaction avec le capital (soit, 0,62) (Cf. le Tableau 6). Le terme d'interaction positif signifie que, plus le capital augmente, plus l'effet de la liquidité bancaire totale ou propre sur la croissance des crédits bancaires augmente. De façon symétrique, plus le capital baisse, plus l'effet du refinancement de la BCEAO sur la croissance des crédits bancaires s'amenuise.

Par ailleurs, à l'instar des résultats issus de l'estimation des modèles linéaires, la variable dum1 liée à l'augmentation du capital social des banques est significative. La prise en compte de l'entrée en vigueur des normes de Bâle II et III (dum_2) ressort seulement pertinente à un seuil de risque d'erreur de 10% dans le modèle incluant une interaction entre le capital et le refinancement. Enfin, la qualité de la réglementation s'avère déterminante dans l'évolution des

crédits bancaires. En effet, l'indicateur de gouvernance ressort significatif à un seuil de risque d'erreur de 5%.

Tableau 6 : Résultats des modèles avec effet interactif

	Effet croisé : capital et liquidité		*Effet croisé : capital et liquidité propre*		*Effet croisé : capital et refinancement*	
Variable	Coefficient	*Prob.*	Coefficient	*Prob.*	Coefficient	*Prob.*
L1.xdloan	0,03	*0,334*	0,03	*0,443*	0,01	*0,722*
xpnp	-0,09	*0,075**	-0,09	*0,069**	-0,09	*0,082**
xrisk	-0,04	*0,001****	-0,04	*0,001****	-0,04	*0,000****
L1.xsec	0,27	*0,000****	0,31	*0,000****	0,29	*0,000****
L1.xliq	0,53	*0,000****	-	-	-	-
L1.xliqp	-	-	0,51	*0,000****	0,56	*0,000****
L1.xref	-	-	0,34	*0,010***	0,40	*0,001****
L1.xcap	0,04	*0,714*	0,01	*0,915*	0,05	*0,562*
L1.xcap_liq	0,62	*0,023***	-	-	-	-
L1.xcap_liqp	-	-	0,62	*0,023***	-	-
L1.xcap_ref	-	-	-	-	-4,76	*0,000****
L1.xsize	-0,11		-0,10	*0,001****	-0,10	*0,000****
zdpibr	1,99	*0,000****	1,99	*0,000****	1,98	*0,000****
zdipc	0,71	*0,001****	0,69	*0,002****	0,69	*0,002****
zgov	0,03	*0,037***	0,03	*0,027***	0,03	*0,037***
zspread	-0,11	*0,693*	-0,10	*0,720*	-0,19	*0,471*
dum1	-0,04	*0,023***	-0,05	*0,014***	-0,05	*0,009****
dum2	-0,01	*0,221*	-0,01	*0,107*	-0,02	*0,076**
Effets temporels	0,00	*0,002****	0,00	*0,001****	0,00	*0,000****
constante	-0,67	*0,004****	-0,70	*0,002****	-0,71	*0,000****
Nombre d'observations	3 199		3 199		3 199	
F(. , .)	51,76	*0,000****	39,82	*0,000****	35,64	*0,000****
AR(1) test	-6,70	*0,000****	-6,70	*0,000****	-6,61	*0,000****
AR(2) test	1,47	*0,140*	1,21	*0,225*	1,25	*0,212*
Sargan test	1958,10	*0,000****	1950,95	*0,000****	1963,97	*0,000****
Hansen test	78,99	*1,000*	78,97	*1,000*	79,21	*1,000*
Test des effets temporels						
F(. , .)	10,22	*0,0019****	11,77	*0,0009****	15,55	*0,0002****

Source : Estimations de l'auteur
Note : L1. signifie valeur retardée d'une période de la variable. Coefficient significatif à 1% (***) ; 5%(**), 10%(*)

Ces résultats soutiennent l'hypothèse de l'existence d'effet interactif entre le capital et la liquidité sur la croissance des crédits bancaires. Dans ces conditions, une inadéquation de la liquidité détenue par les banques avec leurs besoins de financement pourrait avoir des implications en termes de contraction de l'activité économique ou de stabilité financière. Pour les Autorités monétaires, il est utile de connaître le montant minimum des avances à accorder aux banques pour accompagner leur activité d'intermédiation. Cette préoccupation pourrait être adressée dans un cadre méthodologique autorisant un effet de seuil des avances de l'Institut d'émission.

4.3.3. Résultats des estimations du modèle avec un effet de seuil

Pour déterminer le montant minimum de refinancement favorable à la croissance des crédits bancaires, le cadre analytique utilisé s'appuie sur l'équation (8). Cette spécification consiste en une autorisation d'un effet de seuil dans l'équation (7). Le modèle est estimé en décomposant pour chaque institution bancaire sa liquidité en liquidité propre et en refinancement obtenu auprès de la BCEAO. Le refinancement de la Banque Centrale est utilisé comme la variable seuil à travers laquelle l'effet du capital sur la croissance des crédits bancaires est exploré. Le modèle avec effet de seuil inclut les mêmes variables explicatives que le modèle de l'équation (7).

Les résultats sont intéressants et robustes. Ils sont affichés au Tableau 7. La statistique du test de Wald indique que, considérés simultanément, les coefficients des variables introduites dans

la spécification du modèle sont significativement différents de zéro, pour un seuil de risque d'erreur de 1%. Contrairement, aux spécifications du modèle linéaire présentées au Tableau 7, la valeur retardée de la variable dépendante est négative et significative. Ce qui signifie que l'effet des variables explicatives sur la croissance des crédits bancaires sera d'une ampleur moins élevée à long terme, comparé à celui du court terme (Pour rappel, l'effet à long terme est mesuré par le ratio de l'effet à court terme par le facteur $(1 - \sum_{k=1}^{m} b_k)$.

Tableau 7 : Résultats du modèle avec un effet de seuil

Variables	Coefficient	Prob.
Impact du refinancement de la BCEAO		
β1	-0,35	*0,000***
β2	0,37	0,032**
L1.xdloan	-0,09	*0,000***
xpnp	-0,20	*0,000***
xrisk	-0,04	*0,000***
L1.xsec	0,43	*0,000***
L1.xcap	0,27	*0,000***
L1.xsize	-0,05	*0,000***
L1.xliq	0,44	*0,001***
zdpibr	3,01	*0,000***
zdipc	0,75	*0,001***
zgov1	0,08	*0,012***
zspread	-0,41	*0,266*
dum1	-0,07	*0,015***
dum2	0,01	*0,180*
constante	0,15	*0,000****
Seuil estimé	0,04	
Borne supérieure	0,08	
Borne inférieure	0,00	
Wald chi2(15)	417,53	
Prob. > chi2	0,000***	
Nombre d'observations	3199	
Nombre de banques	94	

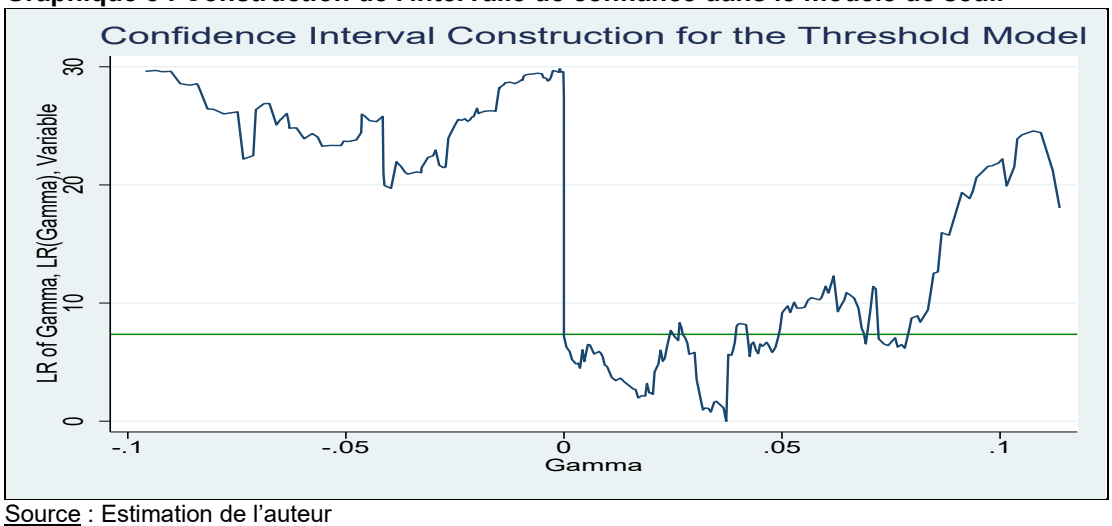
Source : Estimations de l'auteur
Note : L1. signifie valeur retardée d'une période de la variable. Coefficient significatif à 1% (***) ; 5%(**), 10%(*)

Les résultats montrent également que le capital est significatif et son coefficient est positif conformément aux prédictions théoriques. Une capitalisation bancaire élevée favoriserait la croissance des crédits, en ce sens qu'elle offre une plus grande capacité d'absorption des pertes aux établissements de crédit.

Concernant le seuil de refinancement de la BCEAO, la valeur estimée ($\hat{\gamma}$) s'établit à 0,037. Il s'agit de la valeur pour laquelle le ratio de vraisemblance est nul (LR($\hat{\gamma}$) = 0). Cette valeur est observable sur le Graphique 5. Elle admet une borne inférieure à 0 et une borne supérieure égale à 0.078. Les coefficients β_1 et β_2 associés à la variable dépendante du régime sont significatifs, respectivement négatif (soit, -0,355) et positif (soit 0,372). Ces résultats signifient[11] que l'effet marginal de la liquidité sur la croissance du crédit bancaire serait négatif lorsque la valeur de gamma est inférieure au seuil estimé ($\hat{\gamma}$). Par contre, l'effet marginal de la liquidité ressortirait positif lorsque les valeurs de gamma sont supérieures au seuil estimé ($\hat{\gamma}$).

[11] En se basant sur la façon d'interpréter les coefficients β_1 et β_2 , voir la précision à la page 20.

Graphique 5 : Construction de l'intervalle de confiance dans le modèle de seuil



Source : Estimation de l'auteur
Note. Le seuil estimé est le point où le ratio de vraisemblance LR (γ) est égal à zéro.
L'intervalle de confiance pour l'estimation de ce seuil est de 95%.

Sur la base de la valeur estimée du seuil ($\hat{\gamma}$), le niveau minimum moyen des avances de l'Institut d'émission favorisant la croissance des crédits bancaires est déterminé en considérant l'expression de la variable.

$$xref_{j,t} = \frac{Ref_{j,t}}{A_{j,t}} - \frac{1}{T}\sum_T \left(\frac{1}{N_t}\sum_j \frac{Ref_{j,t}}{A_{j,t}}\right) \quad (9)$$

Ainsi, la valeur seuil de la variable peut s'écrire comme ci-après :

$$\widehat{xref_{j,t}} = \hat{\gamma} \quad (10)$$

Le niveau moyen de refinancement ($\overline{ref}$) s'obtient comme suit :

$$\overline{ref} = \bar{A} * \left(\hat{\gamma} + \overline{\frac{1}{T}\sum_T \left(\frac{1}{N_t}\sum_J \frac{Ref_{J,t}}{A_{J,t}}\right)}\right) \quad (11)$$

Dans cette expression, $\bar{A}$ représente la moyenne des totaux des actifs du panel ; N et T sont respectivement les dimensions transversale et temporelle du panel, $\overline{\frac{1}{T}\sum_T \left(\frac{1}{N_t}\sum_J \frac{Ref_{J,t}}{A_{J,t}}\right)}$ désigne la moyenne des ratios des montants de refinancement des banques sur le total de leurs actifs.

Sur la base des résultats des estimations, le niveau minimum moyen de refinancement de la Banque Centrale susceptible de favoriser la croissance des crédits bancaires sur la période de l'étude paraît se situer à 2.509,77 milliards FCFA, avec un plancher et un plafond se situant respectivement à 1.668,81 milliards et 3.434,69 milliards. Ce résultat pourrait changer en fonction de la mise à jour des données.

4.3.4. Interprétation des résultats et implications de politique

Les résultats des différentes spécifications économétriques indiquent que les caractéristiques spécifiques des banques et les variables macroéconomiques constituent des déterminants majeurs de la croissance des créances sur l'économie. Ainsi, le comportement de crédit des banques dépendrait des conditions d'offre des institutions de crédit, mais également de celles

de la demande, notamment celles liées à l'environnement macroéconomique dans lequel les banques opèrent.

Les Autorités monétaires pourraient disposer de leviers indirect ou direct à partir duquel elles influeraient sur l'évolution du crédit. Un premier mécanisme consiste en une intervention sur les taux d'intérêt directeurs qui constituent les principaux instruments de politique de la BCEAO. Cependant, le spread de taux d'intérêt n'est pas significatif et son signe est instable. La croissance des crédits bancaires ne semble pas être déterminée par les taux d'intérêt. Ce résultat fait écho à la faiblesse du « *pass-through* » des taux d'intérêt dans l'UEMOA.

Il apparaît également que la variable proxy du refinancement de la Banque Centrale est significative et affiche le signe positif attendu. Ce qui signifie que des montants élevés des avances consenties aux établissements bancaires favorisent la croissance des crédits. Dans ces conditions, dépendamment des objectifs de politique monétaire ou macro-prudentielle, les Autorités monétaires pourraient donner une orientation à l'expansion ou la contraction des avances accordées dans le cadre du refinancement. Cette orientation pourrait s'appuyer sur le niveau minimum de refinancement à mettre en place pour soutenir la croissance de l'offre de crédits bancaires. Selon les estimations, il serait d'environ 2.509,77 milliards FCFA.

Ces montants sont en phase avec les avances effectives consenties par l'Institut d'émission au cours de la période antérieure à la pandémie du coronavirus. Pour un montant des avances de la BCEAO de plus 2.509,77 milliards, la liquidité détenue par les banques leur permet d'augmenter leurs emplois en termes de crédit à l'économie. Le montant effectif actuel du seuil de refinancement de l'Institut d'émission pourrait être déterminé en étendant le panel à l'ensemble des banques actuellement en activité.

Les résultats suggèrent également que la croissance économique réelle constitue un autre canal via lequel la croissance des crédits bancaires pourrait être impactée. La pertinence de ce canal a été mise en exergue dans le mécanisme de l'accélérateur financier ou de canal large de crédit (Cf. Bernanke et Gertler, 1989 ; Bernanke, et al. 1996). Selon ce mécanisme, les conditions économiques influencent les conditions financières des agents économiques, y compris les banques et leurs activités de prêts. Les Autorités en charge de la politique économique et monétaire peuvent alors influer sur l'évolution des crédits bancaires à travers les effets de leurs politiques sur la croissance de l'activité.

Il ressort également des résultats des estimations qu'une relation positive existe entre les montants détenus dans le portefeuille de titres publics et la croissance des crédits bancaires. Les banques de l'Union ont une préférence avérée pour les titres publics qui constituent des actifs sans risque. Il est important de promouvoir la croissance des crédits bancaires pour favoriser la croissance de l'activité. Toutefois, il est crucial d'éviter l'émergence d'un effet d'éviction du secteur privé du marché de crédit dans un contexte où les banques constituent les principaux acteurs du système financier.

Au total, les estimations de la croissance des crédits bancaires sur la période 2010-2019 valident les trois (3) hypothèses formulées dans cette étude. En effet, la liquidité bancaire influence positivement la croissance des prêts bancaires. Les modèles linéaires et non linéaires valident cette hypothèse. Une relation positive existerait entre la liquidité bancaire (propre et les avances consenties par la Banque Centrale) et l'évolution des crédits bancaires. En particulier, sur la base des données provisoires, un niveau de refinancement minimum de2.509,77 milliards FCFA serait favorable à l'activité de crédits bancaires. Ce montant serait susceptible de varier en fonction de la conjoncture. En outre, sur la base des résultats des modèles à effet interactif entre le capital et la liquidité, il peut être conclu que la capitalisation bancaire constitue un déterminant

significatif de la progression des prêts bancaires dans l'UEMOA. L'effet du niveau de capital des banques sur leurs activités de crédits apparaît influencé par le niveau de la liquidité immédiate qu'elles détiennent. L'interaction entre le capital des banques et le refinancement de la Banque Centrale est favorable à l'accroissement des crédits bancaires. L'effet interactif signifie que plus la capitalisation d'un établissement bancaire est élevée et celui-ci détient une liquidité conséquente, plus il serait susceptible d'accroître son offre de prêts.

En raison de cette interaction, les injections de liquidité de la BCEAO contribueraient à l'amélioration de l'offre de crédits bancaires. Dans un contexte où les exigences de liquidité se sont accrues avec la mise en œuvre des recommandations de Bâle II et III, les avances consenties par la Banque Centrale apparaîtraient comme un soutien clé pour la constitution d'un niveau adéquat de leur liquidité de financement. Ainsi, le dispositif d'injections de liquidités de la BCEAO participe à la prémunition des banques de l'Union contre les petits chocs de liquidité induits par les tensions financières et économiques.

Ces résultats impliquent que le capital bancaire constitue un facteur déterminant de la dynamique de financement de l'activité dans l'UEMOA. Plus une banque est mieux capitalisée, plus elle dispose d'une plus grande capacité d'absorption des pertes et ainsi elle pourrait accroître ses activités de prêts. Cependant, le capital social des établissements de crédit ne suffit pas pour induire une bonne dynamique de l'activité de crédit dans l'UEMOA. La liquidité bancaire compatible avec leurs perspectives de prêts doit être disponible. A cet égard, la Banque Centrale pourrait continuer d'accompagner les banques en mettant à disposition des banques la liquidité dont elles ont besoin, en sus de celle qu'elles peuvent créer ou obtenir sur le marché interbancaire. Il ressort également des résultats qu'une amélioration de la qualité du portefeuille de prêts et la réduction du degré de risque auquel fait face le secteur bancaire sont favorables à l'activité de crédit.

En outre, il apparaît que les conditions macroéconomiques, notamment la croissance réelle pourrait influencer l'activité de crédit des banques. Selon les enseignements de la littérature économique, notamment celle relative au canal d'accélérateur financier, cette influence est à double sens. Ainsi, dans le cadre de son soutien à la croissance économique, la BCEAO pourrait continuer de soutenir le financement de l'économie dans l'UEMOA en assurant une liquidité confortable à disposition des banques. Il pourrait alors être recommandé que les injections de liquidités de l'Institut d'émission prennent en compte la liquidité propre des banques et s'établissent à un niveau minimum égal au seuil estimé dans la présente étude.

CONCLUSION

La présente recherche vise à explorer l'effet de la liquidité bancaire sur le financement de l'économie dans l'UEMOA. De façon spécifique, ce travail répond aux questions suivantes : la liquidité bancaire affecte-t-elle le financement de l'économie dans l'UEMOA ? Les avances consenties par la Banque Centrale dans le cadre du refinancement exercent-elles un effet significatif sur le comportement de prêt des banques ?

Les faits stylisés montrent une forte progression des crédits à l'économie au cours de la décennie qui a coïncidé avec un accroissement des besoins de liquidité exprimés aux guichets de la Banque Centrale. Ces évolutions laissent penser qu'il y a un lien entre la mise en place des crédits bancaires et l'évolution de la demande des prêts des banques auprès de l'Institut d'émission pour ajuster leur liquidité de financement.

Le lien entre la liquidité bancaire et le financement de l'économie est exploré, en s'appuyant sur l'estimation d'un modèle de croissance des crédits bancaires où la liquidité bancaire apparaît comme un déterminant potentiel à côté d'autres variables de contrôle, telles que les caractéristiques de l'activité bancaire et de l'environnement macroéconomique. Trois (3) spécifications du modèle ont été développées. La première suppose des effets linéaires entre la variable dépendante et les variables explicatives. Dans la seconde spécification, un effet interactif entre les indicateurs de la liquidité bancaire et le capital est introduit. La troisième spécification fait l'hypothèse d'un effet de seuil de la liquidité bancaire.

Les résultats des estimations indiquent que la croissance des crédits bancaires est déterminée par les caractéristiques spécifiques des banques et les facteurs macroéconomiques. En effet, l'étude montre que la taille, la liquidité, les placements en titres publics, le risque bancaire, la qualité du portefeuille de prêts constituent, à des degrés variés, des déterminants significatifs de la croissance des crédits bancaires. Celle-ci reste également tributaire des variables macroéconomiques telles que la croissance réelle et l'inflation ainsi que de la qualité de la réglementation.

Toutefois, le capital bien que présentant le signe positif attendu est non significatif dans les différentes spécifications du modèle linéaire. Or, le capital apporte aux banques la capacité nécessaire d'absorption des chocs de liquidité et des pertes liées à leurs activités de prêts (Distinguin et al., 2013). La non significativité de l'effet du capital apparaît de ce point de vue inexpliquée. D'où l'intuition d'explorer l'existence d'une interaction avec la liquidité bancaire. Les résultats soutiennent cette intuition. L'effet interactif du capital et de la liquidité bancaire est significatif. Cet effet persiste même en distinguant la liquidité des banques en liquidité propre et en refinancement accordé par la Banque Centrale. Le capital influencerait l'activité de crédit des banques à travers son interaction avec la liquidité. Aussi, existerait-il un seuil à partir duquel celle-ci favorise la progression des crédits mis en place.

L'estimation du modèle autorisant un effet de seuil, confirme les résultats des modèles linéaires et à effet interactif entre le capital et la liquidité bancaire. En outre, l'effet du capital apparaît positif et significatif à un seuil de risque d'erreur de 1%. Ainsi, une capitalisation plus élevée renforcerait la capacité d'absorption des pertes des banques et favoriserait la mise en place des crédits en faveur du secteur privé. Ce résultat conforte l'hypothèse d'un effet de seuil du refinancement influençant la relation entre l'offre de crédits et le niveau de capitalisation. Ce seuil se situe à 2.509,77 milliards FCFA et pourrait varier à la baisse ou à la hausse en fonction de l'évolution de la conjoncture. Au-delà de ce montant des avances de la Banque Centrale, l'effet marginal de la liquidité bancaire sur la croissance des crédits bancaires apparaît positif et significatif.

Ces résultats de l'étude impliquent que l'amélioration de qualité du portefeuille de prêts et la diminution du degré des risques bancaires constituent des facteurs favorables à la progression des prêts bancaires. Ces résultats laissent également envisager un rôle pour la Banque Centrale. En effet, en ajustant de façon appropriée son dispositif de soutien au financement des besoins de liquidité des banques, la BCEAO peut influer sur la dynamique d'offre de crédits bancaires. L'Institut d'émission pourrait également jouer un rôle indirect de promotion de crédits en soutenant la croissance de l'activité réelle.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Acharya, V. and H. Naqvi. (2012). "The seeds of a crisis : A theory of bank liquidity and risk taking over the business cycle", *Journal of Financial Economics*, vol. 106 : 349–366.

Adzis, A. A. et al. (2018). "Bank Lending Determinants: Evidence from Malaysia Commercial Banks", *Journal of Banking and Finance Management* vol. 1(3), p. 36-48.

Amidu, M. (2014). "What influences banks lending in Sub-Saharan Africa?", *Journal of Emerging Market Finance* Vol. 13(1), p.1–42.

Agénor, P.-R. et al. (2004). "The credit crunch in East Asia : What can bank excess liquid assets tell us?" *Journal of International Money and Finance*, Vol. 23, pp. 27–49.

Alper, K. et al. (2012). "An Empirical Study on Liquidity and Bank Lending", Central Bank of the Republic of Turkey Working Paper No 12/4, Central Bank of the Republic of Turkey.

Améganvi, K. (2016). "Les déterminants de la demande de refinancement des banques auprès de la Banque Centrale", BCEAO, Documents d'Etude et de Recherche de No. 02, BCEAO.

Arellano, M. and S. Bond. (1991). "Some tests of specification for panel data : Monte Carlo evidence and an application to employment equations", *The Review of Economic Studies* Vol. 58(2), p. 277-297.

Arellano, M. and O. Bover. (1995). "Another look at the instrumental variable estimation of error-components models", *Journal of Econometrics* vol 68(1), p. 29-51.

Balke, Nathan S., (2000). "Credit and economic activity : Credit regimes and nonlinear propagation of shocks", *Review of Economics and Statistics* vol. 82, p. 344-49.

Baoko, G. et al. (2017). "Determinants of bank credit in Ghana : A bounds-testing cointegration approach", *African Review of Economics and Finance* Vol. 9(1), p. 33-61.

Bhattarai, B.P. (2019). "Determinants of commercial banks' lending behavior in Nepal", *International Journal of Accounting and Finance Review*, Vol. 4(1), p. 51-60.

Baum, A. et al. (2013). "Debt and growth : New evidence for the euro area", *Journal of International Money and Finance* vol. 32 (C), p. 809-821.

Berhe, T. G. (2016). "Determinants of commercial banks' lending behavior : Case study for selected commercial banks in Ethiopia", *International Journal of Sciences : Basic and Applied Research*, ISSN 2307-4531.

Bernanke, B.S., et al. (1996). "The financial accelerator and the flight to quality", *Review of Economics and Statistics*, vol. 78 : 1-15.

Bernanke, B. S. and M. Gertler. (**1989).** "Agency costs, net worth, and business fluctuations", *The American Economic Review*, Vol. 79 (1), p. 14 - 31.

Bernanke, B. S. and A. S. Blinder. (1988). "Is it money or credit or both or neither?", The *American Economic Review*, Vol. 78(2): 435-39.

Berrospide, J. M. (2013). “Bank liquidity hoarding and the financial crisis : an empirical evaluation”, Finance and Economics Discussion Series 2013-03, Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.).

Bianchi, J. and S. Bigio. (2017). “Banks, Liquidity Management, and Monetary Policy”, Staff Report 503, Federal Reserve Bank of Minneapolis.

Blundell, R. and S. Bond. (1998). “Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models**",** *Journal of Econometrics* vol. 87 (1): 115–143.

Brei, M. (2013). “Rescue packages and bank lending”, *Journal of Banking & Finance* vol. 37: 490–505.

Coetzee, J. and L. Genukile. (2020). “The short- and long-run drivers of lending behaviour by South African banks”, *African Journal of Economic and Management Studies* vol. 11(4) : p. 639-651.

Cornett, M. et al. (2011). “Liquidity risk management and credit supply in the financial crisis”, *Journal of Financial Economics* vol. 101(2) : 297–312.

Dahir, A. M., et al. (2018). “Capital, funding liquidity, and bank lending in emerging economies: An application of the LSDVC approach”, *Borsa Istanbul Review* xx, pp. 1-10.

Dang, V. D. (2019). “Funding liquidity and bank lending : Evidence from Vietnam”, *Business and Economic Horizons* vol. 15 (2) :.205-18.

Distinguin, I. et al. (2013). “Bank regulatory capital and liquidity : Evidence from US and European publicly traded banks”, *Journal of Banking and Finance*, 37(9), p. 3295-3317.

Ehrmann, M. et al. (2001). “Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the euro area”. ECB Working Paper No. 105, European Central Bank.

Fungacova, Z. et al. (2014). “Does competition influence the bank lending channel in the euro area*?", Journal of Banking and Finance* vol. 49(C), p. 356-366.

Gomes, T. et N. Khan. (2011). “Renforcement de la gestion du risque de liquidité dans les banques : les nouvelles normes de Bâle III sur la liquidité”, *Revue du système financier*, Banque du Canada, décembre, p. 41-48.

Green, C. and al. (2016). “Overnight interbank markets and the determination of the interbank rate : A selective survey”, *International Review of Financial Analysis* vol. 44, p. 149-161.

Ho. S. H. and J. Saadaoui. (2020). “Bank Credit and Short-Run Economic Growth: A Dynamic Threshold Panel Model for ASEAN Countries”, BETA Working Paper No. 48.

Imran, K. and M. Nishat. (2013). “Determinants of bank credit in Pakistan : A supply side approach”, *Economic Modelling*, Vol. 35(C), p. 384-390.

Ivashina, V. and D. Scharfstein. (2010). “Bank lending during the financial crisis of 2008”, *Journal Financial Economic* vol. 97, 319-38.

Karim, Z. A. et al. (2011). “Bank lending channel of monetary policy : Dynamic panel data study of Malaysia”, *Journal of Asia-Pacific Business* Vol. 12 (3), p. 225-243.

Khan, M. S. et al. (2017). "Funding liquidity and bank risk taking", *Journal of Banking and Finance* vol. 82, p. 203-216.

Khangalah, M. O. (2013). "Determinants of commercial banks' lending behavior in Kenya : Case of State owned banks in Kenya", Faculty of Arts, Law, Social Sciences & Business Mgt (FoA/FoL/FSS /FSS/FBM) [23980], University Of Nairobi.

http://erepository.uonbi.ac.ke/handle/11295/100344

Kim, D. and W. Sohn. (2017). "The effect of bank capital on lending : Does liquidity matter?", *Journal of Banking and Finance* vol. 77, p. 95–107.

Kré, M. L. et E. Alladé. (2018). "Demande de liquidité et estimation du besoin réel des banques", Documents d'Etude et de Recherche de la BCEAO No. 2018/02, BCEAO.

Kré, M. L. et E. Alladé. (2018). "Analyse de la demande de liquidité du secteur bancaire auprès de la Banque Centrale dans l'espace UEMOA", Mimeo.

Kremer, S. et al. (2013). "Inflation and growth : new evidence from a dynamic panel threshold analysis", *Empirical Economics* vol. 44, p. 861-878.

Lay, S. H. (2020). "Bank credit and economic growth : Short-run evidence from a dynamic threshold panel model", Economics Letters 192(C).

Louhichi, A. and Y. Boujelbene. (2017). "Bank capital, lending and financing behaviour of dual banking systems", *Journal of Multinational Financial Management* vol. 41(C), p. 61-79.

Malede, M. (2014). "Determinants of commercial banks lending: Evidence from Ethiopian commercial banks", *Journal of Business and Management,* Vol. 6(20), p. 31-46.

Moussa, M. A., and H. Chedia. (2016). "Determinants of bank lending: Case of Tunisia", *International Journal of Finance and Accounting* Vol. 5(1): p. 27–36.

Nguyen, H. D. H. and V. D. Dang. (2020). "Bank-specific determinants of loan growth in Vietnam : Evidence from the CAMELS approach", *Journal of Asian Finance, Economics and Business* Vol. 7 No 9, p. 179-189.

Nguyen, T. T. H. and G. Q. Phan. (2018). "The impact of funding liquidity on risk-taking behaviour of Vietnamese banks : Approaching by z-score measure", *International Journal of Economics and Financial Issues* vol. 8(3), p. 29-35.

Olokoyo, F. O. (2011). "Determinants of Commercial Banks' Lending Behavior in Nigeria", International Journal of Financial Research Vol. 2, No. 2.

Olumuyiwa, O. S., O. A. Oluwatosin and O. E. Chukwuemeka. (2012). "Determinants of lending behavior of commercial banks : Evidence from Nigeria, a co-integration analysis", *Journal of Humanities and Social Science, vol. 5*(5), p. 71-80.

Pesaran, M. H. (2004). "General diagnostic tests for cross section dependence in panels", Cambridge Working Papers in Economics No. 0435. University of Cambridge.

Pesaran, M. H. (2007). "A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-Section Dependence", *Journal of Applied Econometrics* vol. 22(2, Special Issue) : 265–312.

Pesaran, M. H. (2015). “Time series and panel data econometrics”, Oxford University Press, Oxford, 1104 pp, ISBN : 9780198736912.

Polizzi, S. Et al. (2020). “The role of capital and liquidity in bank lending : Are banks safer?”, *Global Policy* vol. 11 Supplement 1.

Pruteanu-Podpiera, A. M. (2007). “The role of banks in the Czech monetary policy transmission mechanism”, *Economics of Transition Vol.* 15(2) : p. 393-428.

Rabab’ah, M. (2015). “Factors affecting the bank credit : An empirical study on the Jordanian commercial banks”, *International Journal of Economics and Finance* vol. 7, No. 5.

Roodman, D. (2009). “A Note on the theme of too many instruments”, Oxford Bulletin Economics and Statistics vol. 71(1) :135–158.

Sarath, D. and D. V. Pham. (2015). “The determinants of Vietnamese bank's lending behavior”, *Journal of Economic Studies*. Vol. 42(5) : p. 861-877.

Saxegaard, M. (2006). “Excess Liquidity and Effectiveness of Monetary Policy : Evidence from Sub-Saharan Africa," IMF Working Papers 2006/115, International Monetary Fund.

Sy A., N., R. (2006). “Financial Integration in the West African Economic and Monetary Union”, IMF Working paper No 06/214, International Monetary Fund.

Tadenyo, Y. D. (2017). “Détermination d’un taux de référence pour le marché interbancaire de l'UEMOA”, Document d’Etude et de Recherche de la BCEAO No. DER/17/03, BCEAO, décembre 2017.

Thornton, J. and C. di Tommaso. (2020). “Liquidity and capital in bank lending: Evidence from European banks”, *Finance Research Letters* xxx (xxxx) xxx–xxx, vol. 34, May.

Timsina, N. (2016). “Determinants of bank lending behavior in Nepal”, *The International Journal of Business and Management 4*(8), 64-77.

Tugcu, C. T. (2018). “Panel Data Analysis in the Energy-Growth Nexus (EGN)”, in *The Economics and Econometrics of the Energy-Growth Nexus* - 1st Edition, ISBN 9780128127469.

Valla, N., B. Saes-Escorbiac et M. Tiesset. (2006). “Liquidité bancaire et stabilité financière”, Banque de France, *Revue de la stabilité financière* No. 9, Décembre.

Vo, X. V. (2018). “Bank lending behavior in emerging markets”, *Finance Research Letters* vol. 27, p. 129-134.

Annexe

Tableau 2: Variables utilisées pour les estimations

Variable	Définition de la variable
Croissance des prêts de la banque [$\mathrm{xdloan_{j,t}}$]	Ratio du logarithme des prêts sains d'une banque j sur le logarithme de la valeur de ces prêts à la période précédente
Liquidité bancaire [$\mathrm{xliq_j}$]	Ratio de la liquidité totale d'une banque j sur le total de son actif – la moyenne des ratios ainsi définis pour toutes les banques
Refinancement [$\mathrm{xref_j}$]	Ratio du montant des refinancement d'une banque j sur le total de son actif – la moyenne des ratios ainsi définis pour toutes les banques
Liquidité propre [$\mathrm{xliq_j}$]	Liquidité bancaire – refinancement d'une banque j.
Capital [xcap]	Ratio de la somme du capital et des réserves d'une banque j sur le total de l'actif de cette banque – la moyenne des ratios ainsi définis pour toutes les banques
Portefeuille de titres publics [$\mathrm{xsec_j}$]	Ratio du montant des titres publics d'une banque j sur le total de l'actif de cette banque – la moyenne des ratios ainsi définis pour toutes les banques
Taille de la banque j [$\mathrm{xsize_j}$]	Logarithme du total de l'actif d'une banque j – la moyenne des ratios ainsi définis pour toutes les banques
Qualité du portefeuille [$\mathrm{xpnp_j}$]	Ratio des prêts non performants d'une banque j sur le total des prêts de cette banque
Risque bancaire [$\mathrm{xrisk_j}$]	Ratio des provisions pour risque de crédit par rapport au total des prêts bancaires
Spread de taux d'intérêt [$\mathrm{zspread_t}$]	Différence entre le taux d'intérêt débiteur moyen et le taux moyen du marché monétaire
Croissance réelle [$\mathrm{zdpibr_t}$]	Logarithme du ratio du PIB réel sur sa valeur à la période précédente
Inflation [$\mathrm{zdipc_t}$]	Logarithme de l'indice harmonisé des prix à la consommation sur sa valeur à la période précédente
Concurrence [$\mathrm{zcomp_{j,t}}$]	Ratio de l'effectif relatif des banques d'un pays rapporté à leur effectif total au sein de l'Union
Indice d'approfondissement financier [$\mathrm{zdevf_{j,t}}$]	Ratio de la masse monétaire M2 et du PIB du même pays
Gouvernance (Qualité de la réglementation [$\mathrm{zgouv1_t}$]	Indice de Gouvernance Mondiale (WGI) de la Banque mondiale
Relèvement du capital social à 5 milliards FCFA [$\mathrm{dum1}_t$]	Variable indicatrice prenant la valeur 0 puis 1 à partir de janvier 2011
Relèvement du capital social à 10 milliards FCFA [$\mathrm{dum2}_t$]	Variable indicatrice prenant la valeur 0 puis 1 à partir de janvier 2018
Groupe de banques (petites, moyennes et grandes, [$\mathrm{dum3}_t$])	Variable indicatrice prenant la valeur 1, 2 ou 3 selon que le total des actifs d'une banque est inférieur à 100 milliards, compris entre 100 milliards et 200 milliards ou supérieur à 200 milliards FCFA, respectivement.

Source : Tableau élaboré par l'auteur.

Tableau 3 : Résultats du test de dépendance transversale

Variables	*Intitulé*	*Pesaran CD statistic*	*p-value*
xdloan	Croissance des prêts bancaires	16,01	0,0000
xpnp	Prêts non performants	5,53	0,0000
xsize	Taille	373,79	0,0000
xref	Refinancement	68,49	0,0000
xsec	Titres publics	35,89	0,0000
xliq	Liquidité	53,16	0,0000
xcap	Capital	59,28	0,0000
xcap_liq	Capital*Liquidité	8,01	0,0000
xcap_liqp	Capital*Liquidité propre	12,58	0,0000
xcap_ref	Capital*Refinancement	15,37	0,0000
xrisk	Risque bancaire	3,13	0,0020
zdpibr	Croissance réelle	259,02	0,0000
zdipc	Inflation	110,88	0,0000
zcomp	Degré de concurrence	405,95	0,0000
zdevf	Développement financier	405,54	0,0000
zgov	Gouvernance	375,73	0,0000
ztdeb	Taux débiteur	405,86	0,0000
zspread	Spread de taux d'intérêt	402,74	0,0000

Source : Elaboré par l'auteur.

Tableau 4 : Résultats des tests de racine unitaire

	Nombre de retards	*Lag = 0*		*Lag = 1*		*Lag = 2*		*Lag = 3*		*Lag = 4*	
Variables	*Intitulé*	*Stat. Z[t-bar]*	*P-value*	*Stat. Z[t-bar]*	*P-value*	*Stat. Z[t-bar]*	*P-value*	*Stat. Z[t-bar]*	*P-value*	*Stat. Z[t-bar]*	*P-value*
xdloan	Croissance des prêts bancaires	-39,88	0,0000	-25,53	0,0000	-16,57	0,0000	-9,45	0,0000	-	-
xpnp	Prêts non performants	-10,98	0,0000	-5,83	0,0000	-2,31	0,0110	-1,12	0,1320	2,42	0,9920
xsize	Taille	-6,37	0,0000	-3,60	0,0000	0,34	0,6340	-0,71	0,2400	1,58	0,9430
xref	Refinancement	-9,46	0,0000	-3,16	0,0010	2,24	0,9870	3,80	1,0000	5,14	1,0000
xsec	Titres publics	-5,14	0,0000	-0,83	0,2040	-1,01	0,1560	1,05	0,8540	3,71	1,0000
xliq	Liquidité	-25,69	0,0000	-14,17	0,0000	-8,12	0,0000	-4,23	0,0000	-3,66	0,0000
xcap	Capital	-8,01	0,0000	-3,73	0,0000	-0,59	0,2790	1,60	0,9450	3,06	0,9990
xcap_liq	Capital*Liquidité	-26,59	0,0000	-17,40	0,0000	-10,20	0,0000	-5,46	0,0000	-1,14	0,1270
xcap_liqp	Capital*Liquidité propre	-20,93	0,0000	-14,17	0,0000	-7,56	0,0000	-5,21	0,0000	-1,19	0,1170
xcap_ref	Capital*Refinancement	-13,49	0,0000	-7,60	0,0000	-1,69	0,0460	1,27	0,8990	2,82	0,9980
xrisk	Risque bancaire	-3,43	0,0000	0,30	0,6160	1,02	0,8470	4,13	1,0000	4,71	1,0000
zdpibr	Croissance réelle	-28,55	0,0000	-23,20	0,0000	-16,50	0,0000	-10,36	0,0000	-9,50	0,0000
zdipc	Inflation	-45,48	0,0000	-42,76	0,0000	-28,37	0,0000	-16,62	0,0000	-10,00	0,0000
zcomp	Degré de concurrence	2,68	0,9960	1,61	0,9470	0,14	0,5540	-3,92	0,0000	0,48	0,6830
zdevf	Développement financier	-5,02	0,0000	2,06	0,9800	2,35	0,9910	6,39	1,0000	5,17	1,0000
zgov	Gouvernance	-2,17	0,0150	-3,20	0,0010	-4,16	0,0000	-7,91	0,0000	2,22	0,9870
ztdeb	Taux débiteur	-24,86	0,0000	-14,83	0,0000	-5,80	0,0000	-3,19	0,0010	-0,86	0,1960
zspread	Spread de taux d'intérêt	-20,04	0,0000	-12,57	0,0000	-3,31	0,0000	-0,74	0,2300	4,71	1,0000

Source : Elaboré par l'auteur.

COFEB
CENTRE OUEST AFRICAIN DE FORMATION
ET D'ETUDES BANCAIRES

Centre Ouest Africain de Formation et d'Etudes Bancaires (COFEB)

Avenue Abdoulaye Fadiga
BP : 3108 Dakar - Sénégal
Téléphone : 00 221 33 839 05 00
Fax : 00 221 33 823 83 35
Contact : courrier.zdrp@bceao.int

https://cofeb.bceao.int