

Concentration bancaire et transmission monétaire par le canal étroit du crédit au sein de l'UEMOA

SIAGBE YETE DIEUDONNE

Doctorant à l'université Felix Houphouët Boigny de Cocody (UFR SEG)

Résumé :

L'UEMOA fait face à de nombreuses interrogations au sujet de la transmission monétaire par le canal du crédit. A ce propos, les données recueillies indiquent que la politique monétaire par le canal du crédit est inefficace, puisque le financement bancaire de l'économie est faible et varie très peu malgré la baisse quasi continue du taux du marché monétaire de la BCEAO. Par ailleurs, ces constats sont enregistrés à l'intérieur d'un système bancaire très concentré. Par conséquent, cette étude se propose d'analyser l'effet de concentration dans la transmission monétaire par le canal du crédit. Le modèle estimé par la méthode du GMM en système de Blundell, R. et Bond, S. (1998), sur une base de données de panel formée de 43 banques de 2002 à 2016, montre que la concentration bancaire est la cause de l'inefficacité de la politique monétaire. De surcroît, cette incidence est hétérogène aux membres de l'Union.

Classification JEL : C23, G21, G32

Mots clés : Concentration bancaire, transmission monétaire, canal du crédit, GMM en système

Abstract:

The WAEMU faces many questions about monetary transmission through the credit channel. In this respect, the data collected indicate that monetary policy through the credit channel is ineffective, since bank financing of the economy is low and varies very little despite the almost continuous fall in the central bank's money market rate. Moreover, these findings are recorded within a highly concentrated banking system. Consequently, this study proposes to analyse the effect of concentration in the monetary transmission through the credit channel. The model estimated by the GMM method in Blundell, R. and Bond, S. (1998), on a panel database of 43 banks from 2002 to 2016, shows that bank concentration is the cause of monetary policy inefficiency. Moreover, this impact is heterogeneous among the members of the union.

JEL classification: C23, G21, G32

Keywords: Bank concentration, monetary transmission, credit channel, GMM in system.

Date of Submission: 20-01-2022

Date of Acceptance: 03-02-2022

I. Introduction

Selon Bernanke et Blinder (1988) une contraction de la politique monétaire conduit à réduire l'offre des fonds prêtables en empiétant sur les ressources bancaires, sous l'hypothèse d'imperfection du marché de crédit (visé versa). Ils obtiennent ce résultat en partant d'un modèle IS-LM traditionnel dans lequel ils introduisent l'offre des prêts bancaires en tant que substitut imparfait des titres. Ce canal communément appelé le canal étroit du crédit « creditview », remet en cause les apports théoriques de Mondigliani et Miller (1958) stipulant que la politique monétaire est neutre. En effet, dans un marché complet avec une absence de frictions les agents économiques sont indifférents entre un financement en fonds propres, un financement bancaire ou direct c'est-à-dire sur un marché financier.

Dès lors, plusieurs études théoriques et empiriques ont essayé de mettre en exergue les implications de la politique monétaire sur le financement intermédié.

Au niveau théorique, s'inspirant des nouvelles théories d'imperfections du marché financier, les auteurs comme Monti et Klein (1972), Khemaj (2008) et Baglioni (2007) montrent que les banques centrales par le biais des taux directeurs influencent l'offre des banques secondaires en termes de coûts et de volumes du crédit. De plus, cette transmission est affectée par les caractéristiques bancaires à savoir la capitalisation, la liquidité, la taille des banques et la structure du marché.

Sur ces conclusions, fleurissent un ensemble de travaux empiriques. D'abord, Kashyap et Stein (1994) sont les premiers auteurs à identifier l'existence d'un canal étroit du crédit de la transmission monétaire à partir des données désagrégées. Conformément à la théorie ces auteurs montrent que la situation bilancielle des banques influence les répercussions des impulsions monétaires sur l'offre des prêts. Par conséquent, pour ces derniers les banques de petites tailles réagissent fortement aux chocs monétaires. En dehors de l'effet de la taille des banques, certains auteurs mettent en évidence l'effet de la capitalisation (Kishan et Opiela, 2000 ; Van den

Heuvel et al., 2002 ; Kakes et Sturm, 2002 ; Gambacorta, 2005 ; Altunbas et al., 2009 ; Altunbas et al., 2010), d'autres concèdent l'influence de la liquidité (Kashyap et Stein, 2000, Ehrmann et al. 2001 ; Altunbas et al., 2010) et la structure du marché financier (Mishra et Montiel, 2013 ; Amel, 2011; Olivero et al., 2011a; Khan et al., 2016; Yang, 2016). En somme, il ressort de ces études que le niveau élevé de capital, de liquidité et un marché financier peu concurrentiel entrave l'efficacité de la transmission monétaire.

Au sein de l'UEMOA, la problématique de l'efficacité de la transmission monétaire par le canal des prêts bancaires et la recherche des facteurs pouvant l'obstruer sont au cœur des réflexions par les autorités en charge de la politique monétaire, dans la mesure où ce canal semble être relativement le plus actif à côté du canal du taux d'intérêt, du taux de change et du prix des actifs (Kanga, 2020). En effet, la part du crédit octroyé dans le PIB est de 28,0% en 2017 contre 27,4% en 2016, soit un taux de 0,6%. Aussi, le montant du crédit mis en place en 2016 est trois fois moins que la moyenne du taux de croissance du crédit mobilisé des six dernière soit 12 %. De surcroît, cette décélération de l'offre du crédit bancaire s'est fait plus ressentir au niveau du secteur porteur de croissance économique, à savoir des prêts accordés aux entreprises privées du secteur productif et à la clientèle financière. A l'opposé, les prêts de courte période (crédit aux particuliers et à la consommation) ont enregistré une hausse significative (BCEAO, 2016).

Par conséquent, cette étude se propose d'analyser les déterminants de la transmission monétaire par le canal du crédit, en répondant, spécifiquement, aux questions suivantes : dans quelle mesure la concentration du marché et la capitalisation des banques affectent la politique monétaire ? Sous l'hypothèse que la concentration bancaire amoindrie la transmission monétaire par le canal du crédit.

Sur cette thématique, Trinou et Igue (2015) montrent qu'au-delà du certain seuil le niveau d'exposition au risque nuit à la transmission monétaire par le du crédit. Ils obtiennent ce résultat par l'estimation d'un modèle de seuil à effet fixe de Hansen (1999). Récemment, Kanga (2020) prouve théoriquement que l'amélioration de la qualité des institutions, l'intensification de la concurrence améliorent la politique monétaire, tandis que la contrainte du capital enrave la dynamique de la transmission. Ensuite, à l'aide de l'estimation d'un panel dynamique, il conclut que les banques moins capitalisées sont plus sensibles aux impulsions de la banque centrale par rapport à celles dotées de beaucoup de capital.

De ce qui précède, on constate que très peu de travaux sont dédiés à l'examen des comportements des banques secondaires en matière d'offre de crédit suite à une modification de la politique monétaire. De surcroît, l'évidence empirique de l'implication de la structure du marché dans la transmission monétaire est quasi inexistante.

L'objectif de cette étude est de compléter la littérature, dans un contexte où les réformes prudentielles actuelles ont tendance à renforcer la consolidation du système bancaire.

Au final, l'article est organisé de la manière suivante : la section 2 se propose d'étaler la revue de littérature théorique et empirique. La section 3 fait un constat de l'évolution de la politique monétaire et du niveau de la concentration. La section 4 résume l'approche méthodologie. La section 5 présente les résultats issus des estimations et la section 6 fait office de conclusion.

II. Revue de littérature

Du point de vue théorique, Khemraj (2008) modélise une relation entre le taux directeur et l'offre de crédit des banques de second rang sous l'hypothèse que c'est la structure oligopolistique du marché financier qui définit qu'à des niveaux élevés du taux d'intérêt, les prêts et la demande supplémentaire de liquidité peuvent devenir des substituts parfaits. Il prouve que la concentration bancaire amoindrie la transmission monétaire par le canal du crédit au même titre que la capitalisation et la liquidité.

Baglioni (2007), pour sa part, considère que les agents sont hétérogènes, ainsi il modélise les interactions stratégiques entre banques bien capitalisées et moins capitalisées. Le dénouement de cette recherche s'articule en deux points: Premièrement, la concurrence pure et parfaite renforce l'effet du canal étroit du crédit tandis que l'effet contraire se produit en situation de concurrence oligopolistique à la Cournot; deuxièmement, les banques qui disposent d'importantes ressources propres renforcent les répercussions de la politique monétaire par le canal du crédit quel que soit la spécification du marché bancaire. Dans un autre registre, Bernanke et Blinder (1988), sans mettre l'accent sur la structure du système bancaire, à l'aide d'un modèle IS-LM montrent que le capital est déterminant dans la politique du marché de crédit.

Au niveau empirique, plusieurs travaux ont fait le lien entre le capital et la structure du marché dans la transmission par le canal du crédit.

S'agissant de la contribution du niveau de capitalisation dans l'évolution du canal du crédit, les investigations apportées par Kishan et Opiela (2000), Van den Heuvel et al. (2002), Kakes et Sturm (2002), Gambacorta (2005), Altunbas et al. (2009) donnent des éléments de réponses. En effet, il ressort de ces travaux, bien que différents les uns des autres tant au niveau des échantillons qu'au niveau de la méthodologie utilisée, que les banques possédant beaucoup de capitaux sont indifférentes aux impulsions de la politique monétaire. Tandis que les banques moins capitalisées sont plus réceptives aux modifications des taux directeurs.

A l'instar de ces études, Kanga (2020) par l'intermédiaire d'un modèle en panel dynamique sur un échantillon assez large des banques de l'UEMOA aboutit aux mêmes conclusions. Je cite: " le prêt bancaire est sensible à la politique monétaire et que les banques à capital limité réduisent davantage leurs prêts à la suite d'une politique monétaire stricte par rapport aux banques à capital moins limité".

Quant au rôle de la structure du marché financier dans la transmission monétaire, les travaux d'Adams et Amel (2005) ouvrent le débat empirique. En effet, sur la base des données agrégées des petites entreprises américaines de 1996 à 2002, ils montrent que la concurrence dans le secteur, mesurée par l'indice de concentration Herfindahl-Hirschman (HHI), entrave la transmission monétaire du canal du crédit.

Olivero et al. (2011a) concèdent qu'au sein d'un système bancaire concentré, l'offre du crédit bancaire tend à baisser. Ces travaux concernent dix-huit économies asiatiques et latino-américaines de 1996 à 2006. Ils obtiennent ce résultat, à l'aide de deux mesures alternatives du pouvoir de marché à savoir l'indice de concentration de HHI et le ratio de concentration CR5. De même, Adams et Amel (2011) parviennent à montrer que la concentration sur les marchés locaux gouvernés par de petits prêts aux États-Unis affaiblit la transmission de la transmission monétaire par le canal étroit du crédit. Récemment, Khan et al. (2016) par le biais du ratio de concentration CR5 et de l'indice de concentration HHI arrivent à conclure qu'à mesure que le pouvoir de marché diminue, l'effet de la politique monétaire sur le volume de crédit s'amenuise.

En outre, les travaux d'Amidu and Wolfe (2013), Fungacova et weil (2014), Leroy (2014) et récemment Yang (2016) et Khan et al. (2016) utilisent comme mesure du pouvoir de marché l'indice de Lerner. Cependant, les résultats mis en évidence par ces différents travaux en matière de transmission par le canal du crédit sont mitigés. En effet, pour Fungacova et weil (2014), Leroy (2014) et Khan et al. (2016) lorsque la concurrence entre acteurs du réseau bancaire augmente (identique à une baisse du pouvoir de marché), l'efficacité de la transmission monétaire par le canal du crédit est renforcée. A rebours, une augmentation du niveau de la concurrence est synonyme de réduction de l'efficacité de la politique monétaire sur les prêts bancaires (Amidu and Wolfe, 2013 et Yang, 2016).

Gunji et al. (2009), font intervenir la statistique H de Panzar et Rosse (1987), communément appelé l'indice concurrence de Panzar-Rosse dans leurs études. A l'issue de leurs recherches, ils relatent que la concurrence dans le secteur bancaire entraîne l'inefficacité de la politique monétaire sur les crédits offerts. Dans le même ordre d'idée, Brissimis et Delis (2010) et Brissimis et al. (2012) utilisent le même indicateur pour la zone Euro et les États-Unis. Ils constatent qu'une structure bancaire très compétitive amplifie le canal de prêt bancaire. Enfin, Olivero et al. (2011,b) à l'aide, de la même statistique et dans un échantillon de pays en développement d'Asie et d'Amérique latine de 1996 à 2006, constatent qu'un faible niveau du pouvoir de marché amenuise la transmission monétaire par le canal des prêts bancaires.

Khan et al. (2016) étendent leurs analyses en utilisant l'indice de concurrence de Boone (2008). Ils montrent, contrairement aux autres indicateurs, qu'une baisse du niveau de la concurrence renforce la transmission de la politique monétaire par le canal du crédit bancaire. Autrement dit, le pouvoir de marché contribue à l'efficacité de la politique monétaire.

La revue de littérature ainsi exposée n'offre aucun consensus sur l'effet de la structure bancaire dans la transmission monétaire du canal du crédit bancaire. Les résultats s'opposent, non seulement, en fonction de la mesure du pouvoir de marché, mais également selon la zone géographique mise en avant. Mais tous sont unanimes que le pouvoir de marché des intermédiaires financiers influence la relation entre le taux directeur et l'offre de crédit bancaire.

III. Transmission monétaire et concentration bancaire

Cette sous-section fournit une analyse de l'évolution de la politique monétaire à travers l'évolution du principal taux directeur de la BCEAO. En effet, le principal instrument de la banque centrale est l'opération « d'open market ». Cet instrument permet aux autorités en charge de la politique monétaire d'injecter la liquidité dont se servent les banques secondaires pour financer l'économie via un taux minimum de soumission fixé au préalable par la BCEAO.

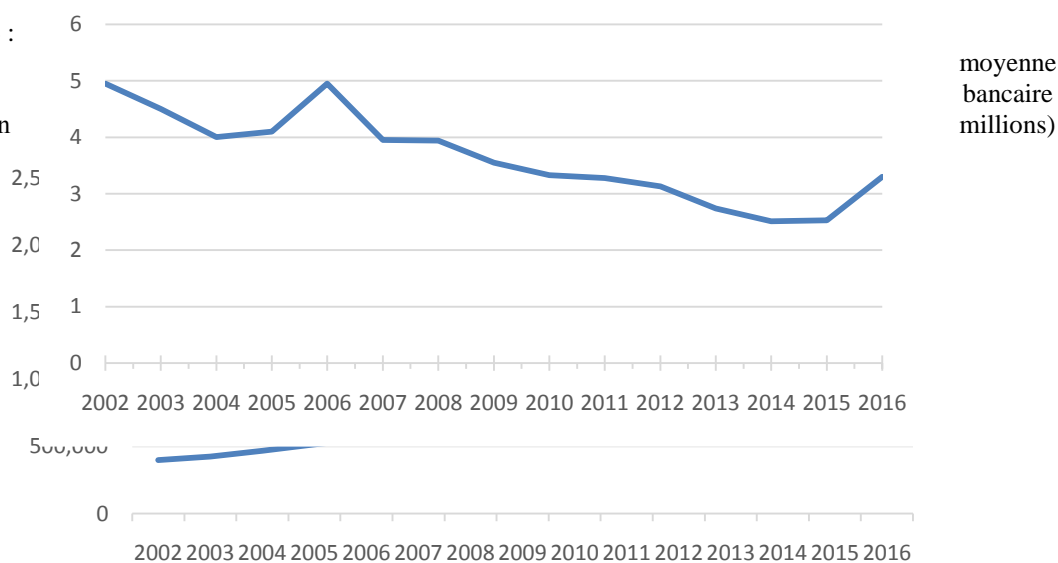
La figure 1 retrace l'évolution de ce taux de 2002 à 2016 (BCEAO, 2016). On remarque après lecture de cette figure que la banque centrale a mené une politique expansionniste, car le taux du marché monétaire est significativement décroissante sur la période de l'étude. Toutefois, cette volonté expansionniste renferme des périodes d'austérité. Ces faits s'observent entre 2005 et 2006 puis en 2016. Notons que la hausse des taux d'intérêt est un moyen pour la banque centrale de retirer de la surliquidité dans l'Union monétaire.

Graphique 1 : Evolution du taux du marché monétaire (en pourcentage)

Source : L'auteur sur la base des données de la BCEAO (2016)

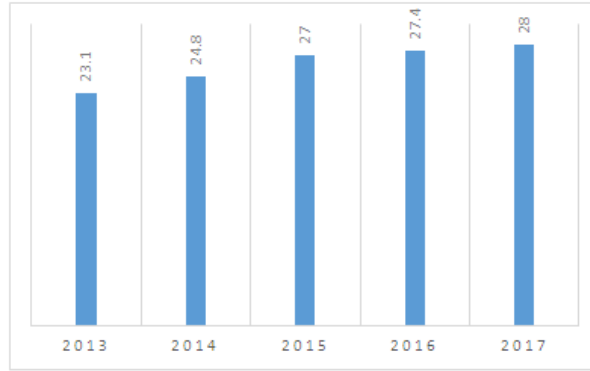
En outre, les décisions du comité de la politique monétaire sont observables par le canal du volume de crédit octroyé à l'économie. Sur ce point la figure 2, nous renseigne sur l'évolution du crédit à l'économie de 2002 à 2016. On peut voir une croissance du financement des économies de l'Union. Cependant, la lecture de la figure 3 nous indique que les économies des Etats membres de l'Union sont sous financés par les banques secondaires. En effet, la part du crédit dans le produit intérieur brut (PIB) ne dépasse pas la barre des 30 %. De surcroit, son évolution est très faible.

Graphique 2 :
Evolution
du crédit
de l'union (en



Note : l'auteur sur la base des données de la BCEAO 2016.

Graphique 3 : Part du crédit à l'économie au PIB



Source : L'auteur sur la base des données de la BCEAO, 2017

Par ailleurs, le système financier de l'union a beaucoup évolué depuis le libéralisme intervenu dans les années 80. Entre 2002 et 2017, le nombre de banques en activité sur le marché a presque doublé passant de 66 unités à 123 unités. Parallèlement, les groupes bancaires sont en pleine mutation. A cet effet, en fin 2017, trente (30) groupes bancaires sont en activité et douze (12) dominent le marché avec 79% des actifs financiers contrairement à l'année 2002 dominée par six (6) groupes bancaires (BCEAO, 2017). Cette configuration montre que le système bancaire de l'UEMOA est fortement concentré.

IV. Approche Méthodologie

4.1 Modèle économétrique

En présence d'oligopole, l'impact global de la politique monétaire Khemraj (2008). Par conséquent, le pouvoir de marché joue un rôle indéniable dans la tenue de la politique des autorités monétaires. Ainsi, à l'instar d'Ehrmann et al. (2003), Leroy (2014) et Khan et al. (2016), dont le modèle empirique de base, se présente comme suit:

$$\Delta \log(L_{i,t}) = a_i + \sum_{j=1}^l b_j \Delta \log(L_{i,t-j}) + \sum_{j=0}^l c_j \Delta MP_{t-j} + \sum_{j=0}^l f_j X_{i,t-j} + \sum_{j=0}^l g_j X_{i,t-j} \Delta MP_{t-j} + \sum_{j=0}^l d_j \Delta GDP_{t-j} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

Où i représentent les banques et j est le nombre de retard. $L_{i,t}$ Désigne le volume de prêts accordé par la banque i à la date t , MP le taux d'intérêt de la banque centrale et GDP le taux de croissance du PIB. Les caractéristiques de chaque banque sont données par la variable X . a_i et $\varepsilon_{i,t}$ sont respectivement l'effet fixe individuel et le terme d'erreur.

Nous dérivons un modèle empirique dynamique dans lequel le montant total de crédit, qui fait office de variable endogène, est retardé d'une période et les autres variables gardent leurs valeurs courantes non différenciés. La formulation est la suivante :

$$\ln L_{i,j,t} = \alpha_i + b_i \ln L_{i,j,t-1} + \beta_i tmm_t + \lambda_j \text{concent}_{j,t} + \phi_j tmm_t \cdot \text{concent}_{j,t} + c_i \text{Caract}_{i,j,t} + \gamma_i tmm_t \cdot \text{Caract}_{i,j,t} + \varphi_i \ln \text{PIB}_{j,t} + f_i \ln_{j,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

Avec $\ln L$ le logarithme du montant des prêts de la banque i dans le pays j à la date t , tmm le taux du marché monétaire à la date t . Les variables $\ln \text{PIB}$ et \ln désignent respectivement le logarithme du PIB et le niveau général des prix du pays j à la période courante. L'effet du pouvoir de marché est désigné par la variable concent du pays j et l'interaction de cette variable avec la politique monétaire est donnée par le terme croisé $Tmm \cdot \text{concent}$. Le vecteur Caract indique un ensemble de variables caractérisant la banque i dans le pays j à la date t et $Tmm \cdot \text{Caract}$ le terme d'interaction entre le taux du marché monétaire et les caractéristiques spécifiques aux banques. Enfin, α_i et $\varepsilon_{i,t}$ symbolisent, pour leurs parts, un effet fixe spécifique à la banque i et les erreurs.

Le choix d'un modèle dynamique s'explique par le fait que la plupart des études empiriques qui font usage des modèles statiques ne tiennent pas compte de l'effet des valeurs antérieures du crédit sur le niveau actuel (Kashyap et Stein, 1995 ; Kishan et Opiela, 2000). Toutefois, la littérature économique nous enseigne qu'il est tout à fait pertinent de prendre en compte les valeurs retardées autant du crédit que des variables explicatives. En effet, les établissements de crédit entretiennent des rapports de long terme avec leurs clientèles pour la simple raison que

le changement de banques entraîne des coûts supplémentaires. Dès lors, le niveau actuel des prêts octroyés est tributaire à l'évolution des prêts antérieurs. De surcroît, les répercussions de la politique monétaire sur l'offre du crédit bancaire ont une dimension temporelle, c'est-à-dire qu'elles évoluent à travers le temps.

4.2 Débat sur les variables

Les données utilisées dans cette étude sont issues des bulletins annuels des bilans et comptes de résultats des banques et établissements financiers des pays de l'union et du World Development Indicator 2016 (WDI, 2016) pour les variables macroéconomiques. Elles couvrent la période allant de 2002 à 2016 en fréquence annuelle. L'étude porte sur un panel micro-bancaire composé de 43 banques réparties dans 7 pays de l'union à l'exception de la Guinée Bissau. Les banques de notre échantillon représentent 66,67 % du nombre total des banques dans l'UEMOA en 2002 contre 37,61 % en 2016. Les 43 banques ont une part très importante dans l'ensemble des actifs bancaires de l'union. Elles participent à hauteur de 73,94 % au total des actifs des banques en 2002 avant d'atteindre 63,11% en 2016. Sur le marché du crédit, les banques de l'échantillon ont assuré en 2016 environ 63,60 % des crédits dans l'union contre 77,78 %, des crédits octroyés en 2002.

Dans la littérature économique en matière du canal étroit du crédit, il est admis que la politique monétaire influence le niveau du financement bancaire. Ainsi, dans la lignée des travaux d'Adams et Amel (2005), nous faisons usage dans notre étude, du logarithme du montant du crédit offert par les banques de la zone UEMOA.

Ensuite, l'instrument de la politique monétaire considéré dans ce travail est le taux moyen annuel du marché monétaire par voie d'adjudication. Ce choix n'est pas anodin, car ce taux est le principal instrument qu'utilise la BCEAO pour la conduite de sa politique monétaire à côté du taux marginal. Notons, cependant, qu'entre 2002 et 2006 la banque centrale n'a effectué aucune action d'injonction ou de reprise de liquidité, compte tenu de la liquidité bancaire existante (rapport annuel de la BCEAO, 2002 à 2006). Nous avons, donc, complété la série avec le taux de prise de pension, qui était jadis le principal instrument de la banque centrale. Ainsi, une baisse de ce taux de la part de la banque centrale est considérée comme un levier pour les intermédiaires financiers en matière d'offre de crédit bancaire. Il s'en suit une hausse du crédit bancaire. Le signe attendu pour le coefficient de cette variable est négatif.

Suivant Adams et Amel (2005) et plus récemment Khan et al. (2016) nous introduisons dans notre modèle un indicateur du pouvoir de marché. Vu la structure fortement oligopolistique du système financier de l'union, nous retenons des mesures structurelles. Les mesures retenues sont l'indice de concentration de Herfindahl-Hirschman (HHI), les ratios de concentration CR5 et CR3, utilisés dans les chapitres précédents. Le premier indicateur mesure la part de marché de toutes les banques en exercice au cours d'une période donnée, tandis que les ratios mesurent les parts de marché des cinq et trois plus grandes banques. Formellement, ces indicateurs sont obtenus de la manière suivante :

$$HHI = \sum_{i=1}^n S_i^2, \text{ et } CR_k = \sum_{i=1}^k S_i$$

Avec n le nombre total de firmes bancaires présentes sur le marché année par année, les k plus grandes banques et S_i la part de marché de banque i . Selon le modèle théorique de Baglioni (2007) le pouvoir de marché réduit l'offre des fonds prêtables et affaiblit, également, la transmission monétaire par le canal du crédit. Donc, nous espérons avoir un signe négatif pour la relation entre l'indice et le montant du crédit et un signe positif pour le terme d'interaction.

Pour capter l'impact des caractéristiques propres aux banques dans la transmission monétaire, nous retenons trois variables couramment utilisées dans la littérature économique. Les variables retenues sont la taille des banques, le niveau de capitalisation et la liquidité disponible. Toutes ces variables sont des facteurs de risque pour les établissements financiers. Ce qui nous permet de tester l'hypothèse de l'effet des facteurs de risques dans la transmission par le canal du crédit bancaire.

Pour la taille, nous retenons le total des actifs du bilan bancaire pris en logarithme. Il existe une corrélation positive entre le bilan et le crédit bancaire. Autrement dit, l'encours de l'offre du crédit augmente avec la taille. En outre, au regard de la littérature les banques de grandes tailles répercutent moins les impulsions monétaires. Par conséquent, le signe du coefficient du terme d'interaction entre l'indicateur de risque et le taux monétaire est attendu positif.

Ensuite, le ratio de capitalisation est utilisé comme caractéristique de la variable capitalisation dans notre modèle. Ce ratio est le rapport des fonds propres détenus par la banque sur le total des actifs. La capitalisation représente la capacité de financement de la banque. Une banque bien capitalisée permet à celle-ci de disposer d'importantes ressources pour continuer son activité de prêt. Son influence sur le montant de crédit dépend du mode de financement du crédit par la banque. En effet, si la banque finance ses activités de crédit à l'aide des capitaux extérieurs le signe attendu est positif, parce que le capital de la banque augmente en même temps que les crédits bancaires. Tandis qu'un engagement, par la banque, de ses propres capitaux, réduit ces

derniers par conséquent il ressortira un signe négatif. Toutefois, quel que soit le mode financement de l'économie la capitalisation amoindrie l'efficacité de la politique monétaire.

Enfin, la liquidité bancaire est le troisième facteur de solvabilité bancaire retenu dans cette étude. Ce ratio est obtenu par le rapport de la liquidité disponible sur le total des actifs de la banque. Dans la littérature économique plusieurs travaux théoriques et empiriques montrent que l'excès de liquidité nuit à l'offre de crédit bancaire et également à la transmission monétaire par ce canal. En effet, Khemraj (2008) concède que l'excès de liquidité entraîne un dysfonctionnement des instruments de la politique monétaire. En ce sens, nous attendons un signe négatif du paramètre lié au ratio de liquidité et, de surcroît, un coefficient positif du terme croisé stipulant que le niveau de liquidité affecte la transmission monétaire.

Comme variables exogènes mettant en lumière la situation macroéconomique des pays de l'union, nous désignons le produit intérieur brut (PIB) pris en logarithme et l'indice des prix à la consommation comme proxy de l'inflation. Le PIB disponible en valeur nominal a été déflaté de l'inflation pour obtenir la valeur du PIB réel. L'introduction du niveau de production dans le modèle traduit l'effet de la demande sur l'offre du crédit. Dans la théorie du cycle de crédit, l'offre du financement intermédié va de pair avec le cycle d'activité donc nous objectons un signe positif au paramètre du PIB. Un niveau général de prix élevé freine l'incitation des banques sur le marché du crédit, parce qu'une telle conjecture amenuise les rendements futures des prêts accordés par les banques⁴. Fort de ce constat, le signe du coefficient attendu est négatif.

V. Résultats des estimations

Les résultats du modèle dynamique estimé par la méthode du GMM en système de Blundell, R. et Bond, S. (1998) sont renseignés dans les tableaux 1 et 2.

Avant de passer aux commentaires des résultats obtenus, nous examinons, au préalable, l'effectivité des conditions nécessaires à l'usage de l'estimateur GMM en système. Dans un premier temps, on remarque que les p-values des statistiques du test d'autocorrélation d'ordre 2 d'Arellano et Bover (1995) dans les spécifications de (1) à (5) ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle d'absence d'autocorrélation résiduelle à l'ordre 2 au seuil de 5%. Dans un second temps, les variables retardées d'ordre 2 utilisées comme instruments dans les régressions sont valides, comme en témoigne les résultats du test de sur-identification de Sargen sous l'hypothèse nulle que les instruments utilisés sont valides. En effet, les p-values de la statistique de Sargen dans toutes les estimations sont supérieures au seuil critique de 5%. Cela signifie que les instruments sont valides. Vu le respect des hypothèses fondamentales de l'usage du GMM en système, nous pouvons à présent interpréter les résultats obtenus.

Un premier commentaire, validé par les estimations, est l'existence d'une transmission monétaire par l'offre du crédit bancaire dans l'UEMOA. En effet, les spécifications (2) à (5) présentent des paramètres négatifs et statiquement significatifs à 1%, tandis que la première équation sans variables de contrôle présente un coefficient négatif non significatif. Ce dernier résultat peut s'expliquer par un biais d'omission des variables pertinentes dans la régression. Quoiqu'il en soit nos estimations sont conformes aux appréhensions théoriques énoncées dans cette étude (Baglioni, 2007). Dès lors, une politique monétaire expansionniste, jugée par un assouplissement des conditions de refinancement a pour conséquence une hausse de crédit bancaire gage de croissance économique.

En outre, le modèle permet d'analyser l'effet direct du pouvoir de marché sur l'offre de crédit. Visiblement, le coefficient de l'indice de concentration HHI est négatif et significatif dans deux équations, en dehors de la spécification (3) dans laquelle le coefficient est du signe attendu mais non significatif. Dans l'ensemble, ces résultats traduisent l'idée qu'un marché bancaire concentré constitue un frein à l'offre de crédit bancaire. Selon Baglioni (2007) ce résultat est typique à la structure oligopolistique du marché. En effet, dans un marché oligopolistique où règne une concurrence à la Cournot, les banques réduisent leurs offres en anticipant la hausse de l'offre de crédit des banques concurrentes, ce qui aboutit à un équilibre sous optimal. Ouédraogo (2011) pour le compte de l'UEMOA et récemment Khan et al. (2016) pour les pays asiatiques du Sud-Est trouvent pareil résultats.

Quel est l'incidence du pouvoir de marché dans la transmission monétaire à l'offre de crédit ?

Cette question est l'hypothèse centrale de cet article. La réponse à cette question est donnée par le coefficient du terme d'interaction entre le taux monétaire et l'indicateur de concentration. Si le coefficient du terme d'interaction est positif et significatif, on n'en déduit que le pouvoir de marché amoindrit l'efficacité de la transmission monétaire par le canal du crédit bancaire. A rebours, des coefficients négatifs et significatifs signifient que le pouvoir de marché amplifie la transmission monétaire. A lumière du tableau 4.4 les coefficients estimés sont positifs et significatifs dans toutes les estimations. Cela induit que la concentration d'une structure bancaire affecte les répercussions des décisions des autorités monétaires par les banques secondaires en matière d'offre de crédit. Ce résultat confirme les travaux théoriques de Baglioni (2007), ainsi que les études empiriques sur données agrégées et micro-bancaires d'Adams et Amel (2005 ; 2011), d'Olivero et al. (2011a), d'Ouédraogo (2011) et Khan et al. (2016).

Cependant, l'analyse de l'effet de la concentration bancaire dans la transmission monétaire par le canal du crédit ne se limite pas à savoir si les paramètres estimés sont significatif ou pas. Sans conteste, on peut s'interroger l'hétérogénéité de cette incidence.

A cet égard, nous calculons l'effet d'une variation de la politique monétaire sur l'offre de prêt bancaire en considérant deux niveaux majeurs du pouvoir de marché. Il s'agit, explicitement, de mesurer les variations de la transmission monétaire par le canal du crédit en considérant deux économies distinctes. D'un côté, une économie moins concentrée représentée par le premier quartile du niveau moyen de la concentration de notre échantillon, d'un autre côté, une économie dans laquelle le degré de concentration est plus élevé, soit le troisième quartile de la moyenne de l'indicateur de concentration. Le tableau 3 répertorie les variations de l'offre de crédit suite à une contraction de 1% de la politique monétaire. Les résultats de cet exercice montrent qu'en valeur absolue, les économies dans lesquelles la structure bancaire est fortement concentrée, la transmission monétaire est moins importante. En d'autre terme, on peut dire qu'il existe des perspectives d'un renforcement important de la politique de la BCEAO via une réduction de la nature oligopolistique des industries bancaires.

Outre les effets du pouvoir de marché dans la transmission monétaire. Cette étude se focalise, en parallèle, sur l'influence des facteurs du risque bancaire dans l'efficacité de la politique monétaire. Les variables de risque retenues sont la capitalisation, la liquidité et la taille. L'influence de ces facteurs est observée par le biais des coefficients des variables croisées obtenues en multipliant ces facteurs au taux monétaire. Bien que, l'effet de la capitalisation ne soit pas significatif dans les spécifications (3) et (4), les résultats des estimations suggèrent, en général, que des niveaux élevés de liquidité, de capitalisation et des banques de grande taille réduisent les répercussions de la politique monétaire sur l'offre de crédit bancaire. En effet, les coefficients des termes croisés sont tous du signe attendu, c'est-à-dire positif et significatif. Cela suppose qu'une banque bien capitalisée peut passer outre la politique monétaire et continuer son activité de financement de l'économie, ensuite, la substituabilité de l'offre de crédit par la détention de liquidité des banques secondaires en vue d'assurer la résilience de ces derniers affecte la politique monétaire, enfin, les banques de grandes tailles peuvent répercuter une politique monétaire austère sur leurs marges d'intérêt plutôt que sur l'offre de crédit. Du reste, ces résultats sont en droite ligne avec ceux préalablement établis dans la littérature.

Tableau 2 : Résultats des estimations

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Logarithme du crédit bancaire (Lncredit)					
Lncredit ₁	1,048***	1,024***			
	(0,004)	(0,004)			
Taux monétaire (Tmm)	-0,253***	-0,148***			
	(0,023)	(0,015)			
Indice CR5	-1,223***				
	(0,106)				
Tmm×indice CR5	0,365***				
	(0,030)				
Tableau 1 : Résultats par la méthode de GMM en système					
Indice CR3					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Logarithme du crédit bancaire (Lncredit)					
Lncredit ₁	0,9704***	1,023***	0,7170***	0,380***	0,397***
Constante	(0,0080)	(0,003)	0,1889	0,014	(0,060)
Taux monétaire (Tmm)	-0,0003	-0,724***	-0,723***	-0,664***	-0,078**
	(0,0025)	(0,092)	602 (0,265)	602 (0,323)	(0,041)
Concentration	Instruments	-0,86***	42 -0,331	42 -0,374	
	P-value (Sargan)	(0,087)	0,4574 (0,223)	0,4468 (0,336)	
Tmm×concentration	P-value (AR1)	0,235***	0,0003	0,170***	0,0003
	P-value (AR2)	(0,03)	0,0722 (0,067)	0,0898 (0,092)	
Capitalisation	Nombre de banques		43 0,23***	43 0,224	0,228***
	Notes : le tableau reporte les résultats du GMM en système en deux étapes. ***, **, * indique les significativités des paramètres au seuil de 1 %, 5 % et 10 %.		(0,085)	(0,209)	(0,075)
Tmm×capitalisation			0,003	0,005	-0,006
			(0,026)	(0,054)	(0,021)
Liquidité			0,121***	0,148***	-1,25***
			(0,059)	(0,05)	(0,206)
Tmm×liquidité			0,204***	0,215***	0,154***
			(0,015)	(0,015)	(0,050)
Taille	Tableau 3: Analyse économique de l'effet de la concentration bancaire dans la transmission monétaire				
			0,516***	0,585***	0,65***
			(0,038)	(0,035)	(0,026)
Tmm×taille			0,033***	0,029***	0,012**
			(0,017)	(0,008)	(0,006)
Production				0,074***	0,089***
				(0,012)	(0,009)
Inflation	Logarithme du crédit bancaire				
					-0,002***
Constante	Concentration (25 %)	-0,3959	-0,5049	-0,7402	(0,0001)
	Concentration (75 %)	0,1979***	2,58***	1,57*	2,54**
		(0,0475)	(0,258)	(0,873)	(1,18)
	Note : les valeurs moyennes sont calculées de la manière suivante : $\beta + \phi \cdot \overline{PM}$ avec les paramètres issus de la régression confinés dans le tableau 4.4.				
Observations	602	602	602	602	602
Instruments	40	42	48	49	48
P-value (Sargan)	1,0000	0,5171	0,4979	0,3967	0,4883
P-value (AR1)	0,0002	0,0004	0,0012	0,0017	0,0015
P-value (AR2)	0,0640	0,0912	0,1548	0,1574	0,1439
Nombre de banque	43	43	43	43	43

Notes : le tableau reporte les résultats du GMM en système en deux étapes. ***, **, * indique les significativités des paramètres au seuil de 1 %, 5 % et 10 %. Les valeurs entre parenthèses désignent les écarts-types.

Enfin, l'effet de la dynamique macroéconomique corrobore à notre a priori théorique. En effet, les sensibilités de la croissance économique et de l'inflation à l'offre du crédit bancaire sont significatives avec les signes attendus. Le cycle d'activité est positivement corrélé avec l'offre des prêts. Théoriquement, Patrick (1966) soutient que le développement économique exerce un effet positif sur le développement financier. Précisément, l'augmentation des revenus, consécutive à une hausse de la production, favorise la hausse de l'épargne, qui par ricochet augmente la détention des actifs financiers. En outre, les théoriciens du cycle d'activité attribuent l'effet positif de la croissance économique sur l'offre du crédit, par la présence des frictions sur le marché du crédit. L'inflation, pour sa part, exerce un effet négatif sur l'offre de crédit bancaire. Ce dénouement rejoint les résultats des travaux relatifs à cette thématique. L'explication plausible est qu'un environnement macroéconomique défavorable à travers un niveau d'inflation élevé agit négativement sur la qualité du portefeuille et la rentabilité des banques car les banques n'arrivent pas à évaluer avec précision le risque de crédit et le risque de marché. Ainsi, les banques auront moins d'engouement à augmenter leurs offres de crédit en période d'inflation.

VI. Conclusion

Dans ce chapitre, nous avons analysé l'effet de la concentration bancaire sur la transmission monétaire par le canal de crédit au sein de l'UEMOA. Sur la base du modèle théorique de Baglioni (2007), qui au demeurant concède qu'en situation d'oligopole l'incidence globale de la politique monétaire est faible, il a été question de vérifier empiriquement que la transmission monétaire par le canal étroit de crédit dans un contexte marqué par une série de réformes prudentielles contraignantes est altérée par la structure du marché bancaire.

A cet effet, à l'instar d'Adams et Amel (2005) nous avons intégré dans une équation d'offre de crédit bancaire, contenant un indicateur de concentration Herfindahl-Hirschman (HHI), un terme croisé entre l'indice de concentration HHI et le principal taux de refinancement de la BCEAO à savoir le taux moyen du marché monétaire par voie d'adjudication. Dès lors, l'équation obtenue est estimée sur une base de données micro, composée de 43 banques présentes sur le marché depuis 2002 jusqu'en 2016, par la technique d'estimation en panel dynamique, à savoir le GMM en système d'Arellano et Bover (1995). De plus, nous nous sommes essayés de tester la sensibilité de nos résultats. A cet égard, nous avons vérifié leurs robustesses en procédant, d'une part, au remplacement de l'indicateur de concentration HHI par deux indices alternatifs de pouvoir de marché que sont le CR5 et CR3, ainsi que le taux du marché monétaire par le taux du marché interbancaire, d'autre part, à l'adoption d'une technique économétrique prenant en compte la non stationnarité des séries. La stratégie d'estimation en panel non stationnaire retenue est le DFE (l'effet fixe dynamique). Cet estimateur est fondé sur l'hypothèse que les coefficients estimés sont homogènes à long terme

Il ressort, d'emblée, de ces différentes estimations, que la concentration bancaire amoindrit la politique monétaire par le canal du crédit bancaire à court et à long terme. De surcroît, cette déconnection du taux monétaire à l'offre de prêt va de concert avec le niveau concentration. Ce résultat est rendu possible par le calcul des effets moyens en considérant deux économies, l'une caractérisée par un niveau de concentration faible et l'autre avec en son sein un secteur bancaire plus concentré. En d'autre terme, si le secteur bancaire est davantage concentré, la politique du canal du crédit devient de plus en plus inopérante. En revanche, un renforcement de la concurrence, se traduisant par un relâchement du pouvoir de marché, dû à l'entrée, par exemple de nouvelles firmes bancaires sur le marché bancaire, devrait stimuler l'offre du crédit bancaire.

Dès lors, il ressort de cette étude que la structure oligopolistique du secteur bancaire de l'UEMOA n'est pas favorable aux objectifs de la banque centrale en matière de stabilisation macroéconomique. En effet, l'efficacité de la politique monétaire passe par le relais des impulsions monétaires de la banque centrale par les banques secondaires donc il appartient aux autorités monétaires d'établir des plans d'actions en prenant en compte l'influence de la structure du marché bancaire.

Références bibliographiques

- [1]. Adams, R. M. et Amel, D. F. (2005). The effects of local banking market structure on the banking-lending channel of monetary policy. US: Board of Governors of the Federal Reserve System (Retrieved 02 November, 2015)
- [2]. Altunbaş, Y., Fazylov, O. et Molyneux, P. (2002). Evidence on the bank lending channel in Europe. *Journal of Banking & Finance*, 26(11), 2093–2110.
- [3]. Altunbas, Y., Gambacorta, L. et Marques-Ibanez, D. (2010). Bank risk and monetary policy. *Journal of Financial Stability*, 6(3), 121–129.
- [4]. Amidu, M. et Wolfe, S. (2013). The effect of banking market structure on the lending channel: Evidence from emerging markets. *Review of Financial Economics*, 22(4), 146–157.
- [5]. Arellano, M. et Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297.
- [6]. Arellano, M. et Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*
- [7]. Ariss, R. T. (2010). On the implications of market power in banking: Evidence from developing countries. *Journal of Banking and Finance*, 765–775.
- [8]. Baglioni, A. (2007). Monetary policy transmission under different banking structures: The role of capital and heterogeneity. *International Review of Economics & Finance*, 16(1), 78–100.
- [9]. Baumol, W., Panzar, J., et Willig, R. (1983). Contestable markets: an uprising in the theory of industry structure: reply. *The American Economic Review*, 73(3):491-496.
- [10]. Bernanke, B. S. (1983). Non-monetary effects of the financial crisis in the propagation of the Great Depression. 103, 170.
- [11]. Bernanke, B. S. et Blinder, A. S. (1988). Credit, Money, and Aggregate Demand. *The American Economic Review*, 435–439.
- [12]. Bernanke, B. S. et Mihov, I. (1998). Measuring monetary policy. *Quarterly Journal of Economics*, 869-902.
- [13]. Bernanke, B.S. et Blinder, A.S. (1992). The federal funds rate and the channels of monetary policy transmission. *American Economic Review* 82, pp. 910–921.
- [14]. Bernanke, B.S. et Gertler, M. (1995). Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission. *Journal of Economic Perspectives*, Vol 9, pp. 27-48.
- [15]. Blundell, R. et Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
- [16]. Brissimis, S. N., Delis, M. et Iosifidi, M. (2012). Bank Market Power and Monetary Policy Transmission. MPRA Paper 49206. University Library of Munich.
- [17]. Derreumaux, P. (2013a). Développement financier et intégration régionale: quelques interactions en Zone Franc. *Les Echos*, 11/12.
- [18]. Derreumaux, P. (2013b). Le renouveau du secteur bancaire en Afrique. *Secteur Privé et Développement : La revue de PROPARGO*, 16 :2-5.
- [19]. Dickey, D. A. et Fuller, W. A. (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American statistical association*, 74 p.427-431.
- [20]. Diop P. L. (1998). L'impact des taux directeurs de la BCEAO sur les taux débiteurs des banques. BCEAO, note d'information statistique, No483-484, juillet-août-septembre p 19.
- [21]. Doumbia, S. (2011). Surliquidité bancaire et sous-financement de l'économie : une analyse du paradoxe de l'UEMOA. *Revue du tiers monde* No205, p. 151-170.
- [22]. Ehrmann, M. et al. (2001). Financial systems and the role of banks in monetary policy transmission in the euro area. Working paper no. 105. European Central Bank.
- [23]. Gambacorta, L. (2005). Inside the bank lending channel. *European Economic Review*, 49, 1737–1759.
- [24]. Gambacorta, L. et Marques-Ibanez, D. (2011). The bank lending channel: lessons from the crisis. *Economic Policy*, 26, 135-182.
- [25]. Gammadigbe, V. (2013). New capital requirements of WEAMU banks, banking concentration and cost of credit in Togo. MPRA Paper No. 44633, posted 28. <http://mpa.ub.uni-muenchen.de/44633/>
- [26]. Granger, C. W. et Newbold, P. (1974). Spurious regression in econometrics. *Journal of econometrics*, 2(2): 111-120.
- [27]. Group of Ten, 2001. Report on Consolidation in the Financial Sector. ISBN 92-9131-611-3 January.
- [28]. Gunji, H., Miura, K. et Yuan, Y. (2009). Bank competition and monetary policy. *Japan and the World Economy*, 21(1), 105–115.
- [29]. Hannan, T.H. et Berger, A.N. (1991). The rigidity of prices: Evidence from the banking industry. *American Economic Review* 81, 938–945.
- [30]. Hannan, T.H. et Liang, J.N. (1993). Inferring market power from time-series data: The case of the banking firm. *International Journal of Industrial Organization* 11, 205–218.
- [31]. Hirschman, A. O. (1964). The paternity of an index. *The American economic review*, 54(5): 761.
- [32]. Hurlin, C. et Mignon, V. (2005). Une synthèse des tests de racine unitaire sur données de panel, *Economie et Prévision*, 169-170-171, pp. 253-294.
- [33]. Hurlin, C. et Mignon, V. (2008). Une synthèse des tests de cointégration sur données de panel. *Economie et prévisions*. (4) :241-265.
- [34]. Im, K. S., Pesaran, M. H. et Y. Shin (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of econometrics* 115 (1), 53–74.
- [35]. Kakes, J. et Sturm, J. E. (2002). Monetary policy and bank lending: evidence from German banking groups. *Journal of econometrics et finance*, 26(11): 2077-2092.
- [36]. Kashyap, A. K. et Stein, J. C. (1995). The impact of monetary policy on bank balance sheets. Paper presented at the Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy.
- [37]. Khan, H. H., Ahmed, R. B. et Gee, C. S. (2016). Bank competition and monetary policy transmission through the bank lending channel: Evidence from ASEAN. *International Review of Economics and Finance* 44 19–39.
- [38]. Kao, C. (1999). Spurious regression and residual –based tests for cointegration in panel data. *Journal of econometrics*, 90, pp.1-44.
- [39]. Khemraj, T. (2008). —Excess liquidity, oligopolistic loan markets and monetary policy in L-DCs. DESA Working Paper No. 64ST/ESA/2008/DWP/64 UN/DESA Working Papers.
- [40]. Kishan, R. P. et Opiela, T. P. (2000). Bank size, bank capital, and the bank lending channel. *Journal of Money, Credit and Banking*, 121–141.
- [41]. King, R. G. et Levine, R. (1993). Finance, entrepreneurship and growth. *Journal of Monetary Economics*, 32(3):513–542.
- [42]. Leroy, A. (2014). Competition and the bank lending channel in Eurozone. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 31, 296-314.

[43]. Leroy, A. et Lucotte, Y. (2014). Heterogeneous monetary transmission process in the eurozone: Does banking competition matter? National Bank of Poland Working Papers 171.

[44]. Levin, A., Lin, C.-F. et Chu, J. C.-S. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics* 108 (1), 1– 24.

[45]. Mishkin, F. S. (1996). The Channels of Monetary Transmission: Lessons for Monetary Policy. Banque de France, Bulletin: Digest No. 27, pp. 33–44.

[46]. Mishra, P. et Montiel, P. (2012). How Effective Is Monetary Transmission in Developing Countries? A Survey of the Empirical Evidence. November, 2012, (IMF Working Paper No.12/143), *Economic Systems*, 2013, Elsevier, Vol. 37(2), pp. 187-216.

[47]. Mishra, P., Montiel, P., Pedroni, P., et Spilimbergo, A., (2014) Monetary Policy and Bank Lending Rates in Low-Income Countries: Heterogeneous Panel Estimates. July 2014, forthcoming, *Journal of Development Economics*.

[48]. Mishra, P. et al. (2016). Monetary Transmission in Developing Countries: Evidence from India. IMF Working Paper. WP/16/167.

[49]. Mondigliani, F. et Miller, M. (1958). The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment. *American economic review*, 48 261-297.

[50]. Nubukpo, K. (2002). L'impact de la variation des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO sur l'inflation et la croissance dans l'UEMOA. Notes d'Information et Statistiques, Série Etudes et Recherches, BCEAO, Dakar, N°526, juin, 32 pp.

[51]. Nubukpo, K. (2007a). L'efficacité de la Politique Monétaire en Situation d'Incertitude et d'Extraversion : Le Cas de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA), *The European Journal of Development Research*, Vol.19, No.3, September 2007, pp.480-495.

[52]. Olivero, M. P., Li, Y. et Jeon, B. N. (2011b). Consolidation in banking and the lending channel of monetary transmission: Evidence from Asia and Latin America. *Journal of International Money and Finance*, 30(6), 1034–1054.

[53]. Ouédraogo, S. (2011). Banques et transmission monétaire dans l'UEMOA: effets des bilans bancaires, de la concentration bancaire et l'excès de liquidité bancaire sur l'efficacité de la politique monétaire de la BCEAO. *Economie et finance*, université d'Auvergne-Clermont Ferrand I.

[54]. Pedroni, P. (1999). Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61, 607–629.

[55]. Pedroni, P. (2004). Panel cointegration: asymptotic and finite sample properties of pooled time series tests with an application to the PPP hypothesis. *Econometric Hypothesis*, 20, 597-625.

[56]. Peltzman, S. (1969). The banking structure and the transmission of monetary policy. *The Journal of Finance*, 24(3), 387–411.

[57]. Pesaran, M. H., Shin, Y. et Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446):621–634.

[58]. Pesaran, H. (2003). A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence. *Cambridge Working Papers in Economics* 0346, Faculty of Economics (DAE), University of Cambridge.

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

[60]. Phillips, P. C. B. et Hansen, B. E. (1990). Statistical inference in instrumental variables regression with I(1) processes. *Review of economic studies*, Wiley Blackwell, vol. 57(1), p. 99-125.

[61]. Saxegaard, M., (2006). Excess Liquidity and Effectiveness of Monetary Policy: Evidence from Sub-Saharan Africa. IMF Working Paper 06/115 (Washington, DC: International Monetary Fund).

[62]. Sodokin, K. et Gammadigbe, V. (2013). A la recherche de la dynamique du pass-through des taux d'intérêt dans l'UEMOA. BCEAO, revue économique et monétaire No 13, juin 2013, p.9.

VII. Annexe

Tableau 4 : Ventilation des parts de marché des banques de l'échantillon

Pays	Nombre de banques	Parts de marché en 2002		Parts de marché en 2016	
		Actif	Crédit	Actif	Crédit
Benin	4	79,86	75,77	60,80	52,36
Burkina Faso	6	63,90	60,68	73,79	77,00
Côte d'Ivoire	9	83,31	84,53	72,83	72,04
Mali	6	50,88	51,25	50,37	48,71
Niger	5	95,51	96,98	67,08	64,49
Sénégal	8	76,27	78,88	63,59	65,01
Togo	5	84,43	80,10	41,85	43,00
Total UEMOA	43	73,94	77,78	63,11	63,60

Source : L'auteur sur la base des données collectées.

Tableau 5 : Matrice de corrélation

Variables	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
(1) Crédit	1							
(2) Taux monétaire	-0,38***	1						
(3) Concentration	-0,52***	0,44***	1					
(4) Ratio du capital	-0,21***	0,09***	0,02	1				

Concentration bancaire et transmission monétaire par le canal étroit du crédit au sein de l'UEMOA

(5) Ratio de liquidité	-0,46***	0,23***	0,33***	0,07*	1			
(6) Taille (log actif)	0,96***	-0,43***	-0,50***	-0,23***	-0,32***	1		
(7) Production	0,06*	-0,27***	-0,04	0,004	-0,07*	0,08**	1	
(8) Inflation	0,42***	-0,89***	-0,52***	-0,12***	-0,25***	0,48**	0,27**	1
						*	*	

Note : les valeurs représentent le coefficient de corrélation de Pairwise. ***, **, * désigne respectivement la significativité des coefficients à 1%, 5% et 10%.

Tableau 6: Valeur moyenne des variables de l'étude

	Moyenne	Ecart-types	Observations
Crédit bancaire	4,8456	0,5236	645
Taux monétaire	3,649	0,75966	645
Indice HHI	3,146	0,1385	645
Indice CR5	0,742	0,1105	645
Indice CR3	0,5463	0,1106	645
Liquidité	0,2294	0,1218	645
Capitalisation	0,0925	0,1123	645
Taille	5,1190	0,4924	645
Production	15,117	0,8045	645
Inflation	96,846	10,0943	645

Note : l'auteur