

Déterminants de la demande de refinancement des banques commerciales de l'UEMOA

Determinants of the Refinancing Demand of Commercial Banks in the WAEMU

SAWADOGO T. Roger

Doctorant

Facultés des sciences économiques et de gestion
Université Norbert ZONGO
Laboratoire d'Economie Appliqué (LABEA)
Burkina Faso

DIARRA Mahamadou

Enseignant chercheur

Facultés des sciences économiques et de gestion
Université Norbert ZONGO
Laboratoire d'Economie Appliqué (LABEA)
Burkina Faso

Date de soumission : 18/05/2026

Date d'acceptation : 13/07/2026

Pour citer cet article :

SAWADOGO. T.R. & DIARRA. M. (2026) « Déterminants de la demande de refinancement des banques commerciales de l'UEMOA », Revue Française d'Economie et de Gestion « Volume 7 : Numéro 8 » pp : 856-879.

Author(s) agree that this article remain permanently open access under the terms of the Creative Commons Attribution License 4.0 International License



Résumé

Cet article analyse les déterminants de la demande de refinancement des banques commerciales de l'UEMOA auprès de la BCEAO. Il mobilise un panel cylindré de sept pays observés annuellement entre 2005 et 2021, soit 119 observations. Le modèle à effets fixes pays avec erreurs standard clustérisées constitue l'estimateur principal. L'estimateur de Driscoll-Kraay, robuste à la dépendance entre pays, en confirme les résultats. Le crédit accordé au secteur privé est le déterminant le plus stable de la demande de refinancement. Une hausse d'un point de pourcentage du ratio crédit sur PIB accroît le refinancement de 0,355 point de PIB. Ce résultat résiste à toutes les spécifications testées, y compris lorsque les variables explicatives sont retardées d'une période. Les titres publics détenus par les banques exercent un effet positif de 0,110 point, plus sensible au choix de l'estimateur. Le coefficient de réserves obligatoires réduit le refinancement de 0,594 point. Ces résultats valident les trois motifs de refinancement identifiés dans la littérature et soutiennent la lecture postkeynésienne de la monnaie endogène. La progression des titres publics dans le bilan bancaire pose la question d'une éviction du crédit productif par le financement de l'État.

Mots-clés : refinancement bancaire ; monnaie endogène ; titres publics ; réserves obligatoires ; UEMOA.

Abstract

This article examines the determinants of commercial banks' demand for refinancing in the West African Economic and Monetary Union (WAEMU) over the period 2005–2022. Drawing on Post-Keynesian theories of endogenous money, we estimate an individual fixed-effects model with country-level clustered standard errors. The results indicate that commercial banks' refinancing decisions are primarily driven by the real financing needs of the economy and by profitability considerations. Government securities serve as collateral, while the spread between the market interest rate and the marginal lending rate acts as an incentive for refinancing. The analysis also highlights the importance of prudential regulations and the role of the Central Bank of West African States (BCEAO) in ensuring liquidity and maintaining banking-system stability. One of the main limitations of the study is the unavailability of microeconomic data on individual banks' refinancing behaviour. The findings suggest that the institutional and macroeconomic environment, the structure of the banking market, and monetary policy strongly influence the demand for refinancing. Strengthening financial regulation and adequately considering the economy's financing needs are therefore essential to improving the efficiency of the banking system.

Keywords: bank refinancing, commercial banks, WAEMU, endogenous money, profitability.

1. Introduction

Le refinancement des banques commerciales de l'UEMOA auprès de la BCEAO est passé de 0,02 % du produit intérieur brut en 2005 à 9,07 % en 2021 (BCEAO, 2022). Sur la même période, les titres publics détenus par ces banques sont passés de 0,70 % à 23,43 % du produit intérieur brut. Le crédit accordé au secteur privé a progressé beaucoup plus lentement, de 11,33 % à 18,35 %. Le bilan des banques de la zone s'est donc transformé en quinze ans, et les guichets de la banque centrale y occupent une place croissante. Comprendre ce qui alimente cette demande de refinancement est le problème traité dans cet article.

Deux lectures théoriques s'opposent sur cette question. La première considère que le refinancement est une contrainte préalable au crédit. Les banques ne peuvent prêter que des ressources déjà mobilisées. La banque centrale contrôle alors l'offre de crédit en contrôlant l'accès à la liquidité. Cette lecture prolonge la théorie des fonds prêtables et la position de la Currency School puis l'approche orthodoxe de la monnaie exogène. La seconde considère que le refinancement est une conséquence du crédit (Ohlin, 1937 ; Friedman, 1968). Les banques accordent des prêts en fonction de la demande solvable, ce qui crée simultanément des dépôts. Elles se tournent ensuite vers la banque centrale pour couvrir le besoin de liquidité que cette opération a créé. C'est la lecture de la monnaie endogène s'aligne aux approches hétérodoxes développées par les économistes postkeynésiens (Le Bourva, 1962 ; Kaldor, 1982, Moore, 1988). Schumpeter (1954) résume l'opposition en distinguant la monnaie comme marchandise (monnaie exogène) et la monnaie comme dette (monnaie endogène).

Un troisième élément complique cette alternative dans le cas de l'UEMOA. La suppression des avances directes de la BCEAO aux États en 2002 a réorienté le financement public vers le marché régional des titres. Les banques de la zone en sont les principales acquéreuses. Ces titres sont éligibles au collatéral exigé par la BCEAO en contrepartie de ses opérations de refinancement (BCEAO, 2024). Une banque qui acquiert des titres publics augmente donc simultanément son actif rémunéré et sa capacité d'accès aux guichets. Si le rendement des titres dépasse le coût du refinancement, l'opération dégage un profit. Ce mécanisme est documenté dans la zone euro par Acharya et Steffen (2015). Il pose une question directe pour l'UEMOA. La question de recherche est donc la suivante. Dans quelle mesure le crédit accordé au secteur privé, la détention de titres publics et les instruments de politique monétaire déterminent-ils la demande de refinancement des banques commerciales de l'UEMOA auprès de la BCEAO ? Cette formulation inscrit l'étude dans une démarche confirmatoire. Elle conduit à tester trois hypothèses issues du cadre théorique. La première pose que le crédit accordé au secteur privé

exerce un effet positif sur la demande de refinancement, ce qui correspond au motif de financement de l'activité économique. La deuxième pose que la détention de titres publics exerce un effet positif, ce qui correspond au motif de profitabilité. La troisième pose que le coefficient de réserves obligatoires exerce un effet négatif, ce qui correspond au motif prudentiel.

L'UEMOA offre un terrain adapté pour tester ces hypothèses. Les sept pays partagent la même banque centrale, le même taux directeur et la même réglementation prudentielle. La dimension transversale isole donc les comportements bancaires nationaux du cadre monétaire commun.

L'apport de cet article par rapport à la littérature existante sur la zone se situe à quatre niveaux. La référence empirique la plus proche est Ameganvi (2015), qui étudie la même question sur l'UEMOA. Notre travail s'en distingue d'abord par les données. Nous mobilisons un panel cylindré couvrant 2005 à 2021, alors que l'étude antérieure repose sur des données non cylindrées et s'arrête avant la réforme du cadre opérationnel de la politique monétaire de la BCEAO. Il s'en distingue ensuite par le traitement du risque de simultanéité entre refinancement et crédit, par variables retardées et par représentation à correction d'erreur. Cette dimension est absente des travaux antérieurs sur la zone. Il s'en distingue par ailleurs par la prise en compte de la dépendance entre pays, confirmée par le test de Pesaran et traitée par l'estimateur de Driscoll-Kraay, ce qu'aucune étude sur l'UEMOA n'avait fait pour cette question. Il s'en distingue enfin par la hiérarchisation des motifs. La littérature présente les trois motifs comme équivalents. Nos résultats montrent que le motif de financement de l'activité économique est plus robuste que les deux autres, ce qui constitue une information nouvelle sur le fonctionnement du système bancaire de la zone.

La suite de l'article comporte sept sections. La deuxième présente le cadre théorique et les travaux antérieurs. La troisième décrit les données et les variables. La quatrième expose la stratégie économétrique et les tests préliminaires. La cinquième présente les résultats. La sixième rassemble les tests de robustesse. La septième discute les résultats et leurs implications. La huitième conclut.

2. Revue de littérature

L'approche de la monnaie exogène repose sur la théorie des fonds prêtables. Les banques y sont des intermédiaires qui transfèrent l'épargne des agents excédentaires vers les agents déficitaires. Le taux d'intérêt équilibre l'offre d'épargne et la demande d'investissement, dans la lignée de Wicksell (1898) et d'Ohlin (1937). La quantité de monnaie dépend de la base monétaire contrôlée par la banque centrale, l'effet multiplicateur assurant la transmission au crédit.

Friedman (1968) en tire la recommandation d'un contrôle strict de la croissance monétaire. Cette construction, héritière de la Currency School et des thèses bullionistes du début du dix-neuvième siècle, fait du refinancement une contrainte préalable au crédit.

Cette construction rencontre une difficulté logique dès que l'on observe le refinancement. Si les banques ne prêtent que des ressources préalablement collectées, elles n'ont pas de raison de se refinancer. Le fait même qu'elles le fassent indique qu'elles ont accordé des crédits avant de disposer des ressources correspondantes. C'est l'argument le plus solide en faveur de la lecture postkeynésienne, dont les racines remontent à la Banking School de Tooke (1844) et Fullarton (1845).

Dans cette seconde lecture, l'octroi d'un prêt crée simultanément un dépôt. Le crédit précède l'épargne. Moore (1988) formalise cette proposition. Deux variantes coexistent. La variante horizontaliste, défendue par Kaldor (1982) et Moore (1983), considère que la banque centrale fixe le taux d'intérêt de façon exogène et fournit passivement la liquidité demandée. Le refinancement intervient après l'octroi du crédit. La variante structuraliste, associée à Davidson (1988), reconnaît la création monétaire par les banques mais souligne que la banque centrale conserve des instruments d'encadrement. Le refinancement peut alors constituer une contrainte effective.

Cette distinction a une conséquence directe pour l'identification économétrique, qu'il faut énoncer avant les résultats. Sous l'hypothèse horizontaliste, l'offre de refinancement de la banque centrale est parfaitement élastique au taux directeur. La quantité observée de refinancement est alors entièrement déterminée par la demande des banques. C'est l'hypothèse identifiante qui autorise à interpréter l'équation estimée comme une relation de demande. Nous la retenons explicitement. Elle n'est pas testable directement avec les données disponibles. Sans elle, les coefficients estimés décrivent un équilibre entre offre et demande et non une fonction de comportement.

La littérature identifie trois motifs de recours au refinancement. Le motif de financement de l'activité économique est le plus fondamental dans une logique de monnaie endogène. Les banques accordent des crédits en réponse aux besoins de l'économie, puis se refinancent pour couvrir leurs besoins de liquidité (Bikker et Hu, 2002). Le motif de profitabilité découle du principe d'essentialité de la monnaie défendu par les postkeynésiens (Cottin-Euziol, 2013). Les banques étant des entreprises, elles se refinancent dès lors qu'un différentiel de taux leur permet de dégager un bénéfice. Le motif prudentiel renvoie au respect des normes imposées par l'autorité monétaire (Gammadigbe, 2018). Il est moins déterminant dans une posture

hétérodoxe, où les banques accordent d'abord les crédits puis se préoccupent des réserves requises.

La littérature empirique sur l'UEMOA reste limitée. Ameganvi (2015) constitue la référence la plus directe. Son étude trouve que les crédits à l'économie exercent l'effet dominant, une hausse de 1 % des crédits à court terme accroissant la demande de refinancement de 3,24 %. Les titres publics utilisés comme collatéral jouent aussi un rôle, avec des élasticités comprises entre 0,08 et 0,33. Le différentiel entre le taux des titres publics et celui du guichet de prêt marginal exerce un effet positif de 0,66, ce qui suggère un comportement d'arbitrage. Les dépôts, les réserves et les fonds propres réduisent la demande. Trois limites affectent ce travail. Les données ne sont pas cylindrées. Le risque d'endogénéité n'est pas traité. La période s'arrête avant les réformes récentes du cadre opérationnel. Melesse (2011) analyse le comportement des banques lors des adjudications de liquidité de la BCEAO entre février 2007 et décembre 2010, sur 204 opérations. Les réserves libres réduisent la probabilité de participation, avec un coefficient de -0,0077. La taille de la banque l'augmente, avec un coefficient de 1,0059. L'écart entre le taux interbancaire et le taux d'adjudication ressort avec un coefficient de 0,4884, ce qui confirme le comportement d'arbitrage. Cette étude ne porte que sur les banques participant aux adjudications, ce qui restreint sa portée.

Gammadigbé (2018) étudie 141 banques de l'UEMOA entre 2003 et 2015 et montre que le ratio de capitalisation détermine leur recours au refinancement. Ce résultat rejoint Kishan et Opiela (2000, 2006) sur données américaines. Un resserrement monétaire de 100 points de base réduit le crédit de 1,5 % pour les petites banques faiblement capitalisées, contre 0,5 % pour les grandes banques bien capitalisées. Dabla-Norris et Floerkemeier (2007) obtiennent un résultat proche sur 18 pays d'Afrique subsaharienne et d'Asie du Sud-Est. Chaque point de baisse de l'efficacité opérationnelle accroît le spread d'intérêt de 0,8 point et le recours au refinancement central.

Le canal des titres publics est éclairé par une littérature récente sur la zone euro. Acharya et Steffen (2015) documentent un comportement de portage par lequel les banques se refinancent auprès de la banque centrale à faible coût pour acquérir de la dette souveraine mieux rémunérée. Altavilla, Pagano et Simonelli (2017) montrent que ce comportement est plus marqué chez les banques faiblement capitalisées. Becker et Ivashina (2018) établissent que l'expansion de la dette publique détenue par les banques s'accompagne d'une contraction du crédit aux entreprises. Ces travaux fournissent le cadre pour interpréter la progression des titres publics dans le bilan des banques de l'UEMOA.

3. Données et variables

Les données sont annuelles et couvrent la période 2005-2021, soit dix-sept années. Elles forment un panel cylindré de sept pays de l'UEMOA : Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Mali, Niger, Sénégal et Togo. La Guinée-Bissau est écartée en raison de lacunes dans les séries bancaires disponibles, incompatibles avec la construction d'un panel cylindré. Ce pays représente moins de 2 % du produit intérieur brut de l'union, de sorte que son exclusion ne modifie pas la portée des résultats. Les sources sont les statistiques de la BCEAO et la base Financial Development and Structure. L'échantillon comporte 119 observations. Le choix de la période se justifie par la suppression des concours directs aux États en 2002, qui a réorienté le financement public vers le marché des titres, et par la disponibilité continue des séries harmonisées à partir de 2005.

La variable expliquée est le refinancement obtenu auprès de la BCEAO, rapporté au produit intérieur brut. Le choix des variables explicatives suit directement les trois motifs identifiés dans la littérature, ce qui garantit la cohérence entre le cadre théorique et la spécification empirique. Le crédit accordé au secteur privé mesure le motif de financement de l'activité économique. C'est la variable qui traduit le plus directement la proposition postkeynésienne selon laquelle le crédit précède le refinancement. Le taux de croissance du produit intérieur brut réel complète ce motif en captant la conjoncture réelle.

Les titres publics détenus par les banques mesurent le motif de profitabilité. Le choix de cette variable repose sur un double mécanisme institutionnel propre à l'UEMOA. Ces titres constituent le principal actif éligible au collatéral exigé par la BCEAO, ce qui lie mécaniquement leur détention à la capacité d'accès aux guichets. Ils offrent par ailleurs un rendement supérieur au coût du refinancement, ce qui rend l'opération profitable. Le rendement des capitaux propres complète ce motif. Il est retenu plutôt que la rentabilité des actifs parce qu'il intègre l'effet de levier bancaire, dimension centrale dans une décision de refinancement. Cette préférence est vérifiée empiriquement en section 6. Le coefficient de réserves obligatoires mesure le motif prudentiel. Il agit directement sur la liquidité disponible dans le système bancaire. Le taux du guichet de prêt marginal mesure le coût du refinancement. Il est retenu plutôt que le taux des appels d'offres parce qu'il constitue le taux plafond de la facilité permanente, donc le coût de référence pour une banque contrainte en liquidité.

Tableau N°1 : Variables, mesure, motif rattaché et signe attendu

Variable	Libellé	Mesure	Motif	Signe attendu
REFI	Refinancement BCEAO	% du PIB	Variable expliquée	-
CREDIT	Crédit accordé au secteur privé	% du PIB	Financement de l'activité	+
TITRE	Titres publics détenus par les banques	% du PIB	Profitabilité	+
ROE	Rendement des capitaux propres	%	Profitabilité	+
CRO	Coefficient de réserves obligatoires	%	Prudentiel	-
TPM	Taux du guichet de prêt marginal	%	Prudentiel et coût	+
TPIB	Taux de croissance du PIB réel	%	Financement de l'activité	+

Source : auteurs, données BCEAO (2022).

Les variables REFI, CREDIT et TITRE sont exprimées en pourcentage du produit intérieur brut. Ce choix facilite la comparaison entre pays de tailles différentes. Les autres variables sont conservées en taux, car elles s'interprètent directement en points de pourcentage.

Tableau N°2 : Statistiques descriptives, UEMOA, 2005-2021

Variable (N = 119)	Définition	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum
REFI	Refinancement BCEAO (% du PIB)	4,552	4,029	0,000	14,064
CREDIT	Crédit secteur privé/PIB (%)	18,587	7,261	3,755	40,056
TITRE	Titres publics/PIB (%)	8,902	10,988	0,006	73,493
CRO	Réserves obligatoires (%)	5,493	2,643	3,000	15,000
TPM	Taux du guichet de prêt marginal (%)	4,079	0,593	3,220	5,130
ROE	Rendement des capitaux propres (%)	14,208	8,684	-18,072	60,803
TPIB	Croissance du PIB réel (%)	4,675	2,857	-4,670	15,690

Source : auteurs, données BCEAO (2022).

Le refinancement représente en moyenne 4,55 % du produit intérieur brut. Son écart-type de 4,03 est presque égal à sa moyenne, ce qui indique des comportements très différents entre pays et entre années. Les titres publics présentent la dispersion la plus forte, avec un maximum de 73,49 % du produit intérieur brut. Le coefficient de réserves obligatoires varie de 3 % à 15 %, ce qui reflète les phases successives de la politique monétaire et la différenciation par pays appliquée jusqu'en 2010. Le rendement des capitaux propres prend des valeurs négatives, ce qui correspond à des épisodes de pertes bancaires.

Tableau N°3 : Évolution comparée des principales variables, UEMOA, 2005-2021

Variable	2005	2010	2015	2020	2021	Moyenne	Variation
Refinancement BCEAO/PIB (%)	0,02	1,21	6,70	8,83	9,07	4,55	+9,05
Crédit secteur privé/PIB (%)	11,33	16,30	23,10	22,61	18,35	18,59	+7,02
Titres publics/PIB (%)	0,70	12,46	6,93	20,61	23,43	8,90	+22,73
Taux du guichet de prêt marginal (%)	3,72	3,71	3,75	3,22	3,81	4,08	+0,09

Source : auteurs, données BCEAO (2022).

Trois faits ressortent. Le refinancement progresse de 9,05 points de produit intérieur brut. Les titres publics progressent de 22,73 points, soit trois fois plus que le crédit accordé au secteur privé. Le coût du refinancement reste pratiquement stable, avec une variation de 0,09 point sur dix-sept ans.

Les trajectoires nationales diffèrent. En 2021, le Burkina Faso et le Togo atteignent respectivement 13,2 % et 11,3 % du produit intérieur brut. Le Bénin atteint 10,3 % et le Mali 10,4 %. La Côte d'Ivoire et le Niger restent en dessous de 5,5 %. Ces écarts justifient une approche en panel avec effets fixes pays. Les corrélations simples vont dans le sens attendu. Le refinancement est corrélé positivement au crédit, avec un coefficient de 0,579 significatif au seuil de 1 %, et aux titres publics, avec un coefficient de 0,341 également significatif à 1 %. La corrélation avec le taux du guichet de prêt marginal est de -0,042 et n'est pas significative. Ces coefficients mesurent une association et non une causalité.

4. Stratégie économétrique et tests préliminaires

Sous l'hypothèse identifiante énoncée en section 2, la relation estimée s'écrit :

$$REFI_{it} = \alpha_i + \beta_1 \cdot CREDIT_{it} + \beta_2 \cdot TITRE_{it} + \beta_3 \cdot CRO_{it} + \beta_4 \cdot TPM_{it} + \beta_5 \cdot TPIB_{it} + \beta_6 \cdot ROE_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

L'indice i désigne le pays et l'indice t l'année. Le terme $\alpha(i)$ représente l'effet fixe pays. Il capte tout ce qui distingue durablement un pays des autres sans varier dans le temps, comme la profondeur du système financier ou les pratiques de gestion de liquidité. Le terme $\varepsilon(it)$ est le terme d'erreur.

Une remarque doit accompagner cette spécification. Le taux du guichet de prêt marginal est fixé par la BCEAO pour l'union entière. Il ne varie donc pas entre pays. Son coefficient est identifié uniquement par la variation temporelle commune à la zone, qui se confond avec l'ensemble des chocs communs de la période. Introduire des effets fixes année réglerait ce problème mais rendrait cette variable parfaitement colinéaire avec les indicatrices annuelles. Le coefficient β_4 doit donc être lu avec prudence. La section 7 revient sur ce point.

Le choix de l'estimateur repose sur une séquence de tests, conformément aux recommandations de Baltagi (2005) et Wooldridge (2010). Le test F sur les effets individuels donne $F(6, 106) = 25,08$ avec une p-value de 0,000. L'hypothèse d'homogénéité entre pays est rejetée. Le test de dépendance transversale de Pesaran (2004) donne $CD = 17,17$ avec une p-value de 0,000. L'hypothèse d'indépendance entre pays est rejetée. Ce résultat est attendu dans une union monétaire où sept pays partagent la même banque centrale et le même marché de titres. Il impose un estimateur robuste à la corrélation entre pays.

Le tableau 4 présente les tests de racine unitaire. Un test de racine unitaire vérifie si une série revient vers une valeur moyenne stable après un choc. Une série stationnaire y revient. Une série non stationnaire ne revient pas et sa variance croît avec le temps. Trois tests sont appliqués, avec pour hypothèse nulle commune l'existence d'une racine unitaire.

Tableau N°4 : Tests de racine unitaire en panel

Variable	IPS W-t-bar (p)	Fisher-ADF Pm (p)	LLC t* (p)	Conclusion
REFI	0,896 (0,815)	-1,038 (0,850)	-0,659 (0,255)	I(1)
CREDIT	0,815 (0,793)	-0,950 (0,829)	-1,577 (0,057)	I(1)
TITRE	3,458 (0,999)	-2,291 (0,989)	1,431 (0,924)	I(1)
CRO	1,602 (0,946)	-1,818 (0,965)	-0,972 (0,166)	I(1)
TPM	-	-2,646 (0,996)	-2,149 (0,016)	I(1)
TPIB	-0,620 (0,268)	0,103 (0,459)	-1,598 (0,055)	I(1)
ROE	-1,969 (0,025)	3,353 (0,000)	-3,082 (0,001)	I(0)

Note : IPS (Im, Pesaran et Shin, 2003), Fisher-ADF (Maddala et Wu, 1999), LLC (Levin, Lin et Chu, 2002).

Source : auteurs.

Le rendement des capitaux propres est stationnaire en niveau selon les trois tests. Les autres variables ne le sont pas en niveau mais le deviennent en différence première. Ce mélange impose de tester la cointégration avant d'estimer en niveaux. Deux séries non stationnaires peuvent entretenir une relation de long terme stable. On dit alors qu'elles sont cointégrées, et la régression en niveaux reste valide.

Tableau N°5 : Test de cointégration par approche résiduelle

Test	Statistique	p-value
IPS (W-t-bar)	-1,627	0,052
Fisher-ADF (Pm)	1,991	0,023
LLC (t*)	-3,058	0,001

Source : auteurs.

Les tests Fisher-ADF et LLC rejettent l'hypothèse de racine unitaire dans les résidus de la relation de long terme. Le test IPS est à la limite du seuil de 5 %. Ces résultats sont compatibles avec l'existence d'une relation de long terme. Une réserve doit les accompagner. Les valeurs critiques utilisées sont celles des tests appliqués à des séries observées et non à des résidus estimés. La distribution des statistiques change dans ce dernier cas et dépend du nombre de régresseurs (Phillips et Ouliaris, 1990). Les p-values reportées sont donc trop favorables au rejet. La conclusion de cointégration est présentée comme une indication et non comme une démonstration.

La représentation à correction d'erreur confirme le mécanisme d'ajustement. Conformément au théorème de représentation d'Engle et Granger (1987), l'existence d'une cointégration implique celle d'une représentation à correction d'erreur. Le coefficient associé au résidu retardé de la relation de long terme est négatif et significatif au seuil de 1 % sous les deux modes de calcul des écarts-types. Environ 36 % de tout écart par rapport à la relation de long terme se résorbe chaque année. Parmi les variables en différence première, seul le rendement des capitaux propres reste significatif à court terme. Le crédit n'est pas significatif en variation annuelle, ce qui indique que sa relation avec le refinancement s'exprime dans l'ajustement de long terme plutôt que dans les fluctuations d'une année sur l'autre.

Le recours aux estimateurs Mean Group ou Pooled Mean Group dans un cadre CS-ARDL aurait constitué une alternative adaptée aux panels hétérogènes non stationnaires. Ces estimateurs exigent une dimension temporelle importante par rapport à la dimension individuelle. Avec sept pays et dix-sept années, cette condition n'est pas remplie.

Tableau N°6 : Tests de spécification du modèle

Test	Statistique	p-value
Homogénéité (F sur effets fixes)	F(6, 106) = 25,08	0,000
Dépendance transversale (Pesaran CD)	CD = 17,17	0,000
Hétéroscédasticité (Wald modifié)	Chi ² (7) = 61,46	0,000
Autocorrélation (Wooldridge)	F(1, 6) = 21,041	0,004
Hausman (effets fixes contre effets aléatoires)	Chi ² (5) = 10,73	0,057
Normalité des résidus (Skewness-Kurtosis)	Chi ² (2) = 1,42	0,491
Multicolinéarité (VIF moyen/maximum)	1,16/1,27	-
Significativité globale	F(6, 6) = 31,41	0,000

Source : auteurs.

Le test de Wald modifié (Greene, 2000) rejette l'homoscédasticité. La variance des erreurs n'est donc pas constante entre pays. Le test de Wooldridge (2002) détecte une autocorrélation d'ordre un. L'erreur d'une année est corrélée à celle de l'année précédente. Ces deux problèmes ne biaisent pas les coefficients mais rendent les écarts-types usuels incorrects. Ils sont traités par des écarts-types clustérisés au niveau pays.

Le test de Hausman (1978) donne une p-value de 0,057. Il ne rejette pas formellement les effets aléatoires au seuil de 5 %. Les effets fixes sont retenus pour deux raisons. La dépendance transversale confirmée rend peu crédible l'hypothèse d'orthogonalité entre effets individuels et régresseurs. La nature macroéconomique des données rend par ailleurs probable une corrélation entre les caractéristiques structurelles des pays et leurs variables bancaires. Ce choix suit Wooldridge (2010). Les tests de normalité et de multicollinéarité ne signalent pas de difficulté. Le facteur d'inflation de la variance, qui mesure de combien la variance d'un coefficient est gonflée par la corrélation entre régresseurs, vaut 1,16 en moyenne, loin du seuil d'alerte de 10. L'estimateur retenu est le modèle à effets fixes avec écarts-types clustérisés au niveau pays. L'estimateur de Driscoll et Kraay (1998) est estimé en parallèle. Ses écarts-types sont robustes à l'hétéroscédasticité, à l'autocorrélation et à la dépendance transversale. Une limite doit être signalée. L'inférence par clusters repose sur une asymptotique en nombre de groupes. Avec sept groupes, les écarts-types sont sous-estimés et les p-values trop petites (Cameron, Gelbach et Miller, 2008). Les seuils de significativité doivent donc être lus avec prudence.

5. Résultats

Le tableau 7 présente quatre spécifications. La colonne (1) est le modèle principal. La colonne (2) retire la croissance du produit intérieur brut. La colonne (3) ajoute le logarithme des fonds propres bancaires. La colonne (4) applique l'estimateur de Driscoll-Kraay.

Tableau N°7 : Déterminants de la demande de refinancement bancaire auprès de la BCEAO

Variable	(1) FE principal	(2) FE parcimonieux	(3) FE avec FPB	(4) Driscoll-Kraay
Crédit au secteur privé (CREDIT)	0,355*** (0,089)	0,353*** (0,086)	0,349*** (0,107)	0,355*** (0,049)
Titres publics (TITRE)	0,110** (0,045)	0,110** (0,044)	0,107** (0,044)	0,110*** (0,028)
Réserves obligatoires (CRO)	-0,594*** (0,056)	-0,595*** (0,055)	-0,606*** (0,064)	-0,594*** (0,103)
Taux prêt marginal (TPM)	0,921** (0,360)	0,905** (0,345)	0,910** (0,357)	0,921** (0,385)
Croissance du PIB (TPIB)	-0,021 (0,083)	-	-0,033 (0,076)	-0,021 (0,038)

Rendement capitaux propres (ROE)	0,061** (0,023)	0,060** (0,022)	0,060** (0,023)	0,061** (0,026)
Log fonds propres (lnFPB)	-	-	-0,296 (0,707)	-
Constante	-4,284* (2,402)	-4,262* (2,336)	-3,319 (4,231)	-4,284** (2,042)
Observations	119	119	119	119
R² within	0,719	0,718	0,720	0,719

*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$. Écarts-types entre parenthèses, clustérisés au niveau pays pour les colonnes (1) à (3), écarts-types de Driscoll-Kraay pour la colonne (4).

Source : auteurs, données BCEAO (2022).

Le modèle principal explique 71,9 % de la variance intra-pays du refinancement. Cinq variables sur six sont significatives.

Le crédit accordé au secteur privé exerce l'effet le plus net, avec un coefficient de 0,355 significatif au seuil de 1 %. Une hausse d'un point de pourcentage du ratio crédit sur produit intérieur brut accroît le refinancement de 0,355 point de produit intérieur brut, les autres variables étant maintenues constantes. L'intervalle de confiance à 95 % s'étend approximativement de 0,181 à 0,529. Rapporté aux moyennes de l'échantillon, ce coefficient signifie qu'une progression du crédit d'un écart-type, soit 7,26 points de produit intérieur brut, accroît le refinancement de 2,58 points, soit 57 % de son écart-type. L'effet est donc économiquement substantiel et pas seulement statistiquement détectable. L'hypothèse H1 est validée. Ce résultat rejoint l'ordre de grandeur trouvé par Ameganvi (2015).

Les titres publics exercent un effet positif de 0,110, significatif au seuil de 5 %. Une hausse d'un point de pourcentage du ratio titres publics sur produit intérieur brut accroît le refinancement de 0,110 point. Le mécanisme est double. Ces titres constituent le collatéral éligible aux guichets de la BCEAO, ce qui augmente mécaniquement la capacité d'accès des banques. Ils offrent par ailleurs un rendement supérieur au coût du refinancement, ce qui rend l'opération profitable. Cette configuration correspond au comportement de portage documenté par Acharya et Steffen (2015). L'hypothèse H2 est validée. Une limite doit être signalée. Le modèle ne comporte aucune variable mesurant le risque de perte en cas de baisse de la valeur des titres sur le marché secondaire.

Le coefficient de réserves obligatoires exerce l'effet négatif le plus marqué, avec un coefficient de -0,594 significatif au seuil de 1 %. Une hausse d'un point du coefficient réduit le refinancement de 0,594 point de produit intérieur brut. Des exigences de réserves plus élevées contraignent la capacité de prêt des banques et réduisent le besoin de liquidité qui en découle. L'hypothèse H3 est validée. La BCEAO dispose donc d'un instrument opérant sur ce plan.

Le taux du guichet de prêt marginal ressort avec un coefficient positif de 0,921 significatif au seuil de 5 %. Ce signe est contre-intuitif pour une relation de demande et fait l'objet d'une discussion détaillée en section 7.

Le rendement des capitaux propres exerce un effet positif de 0,061 significatif au seuil de 5 %. L'effet est faible en magnitude. Une hausse d'un écart-type du rendement, soit 8,68 points, accroît le refinancement de 0,53 point, soit 13 % de son écart-type. Ce résultat porte sur des agrégats nationaux et non sur des banques individuelles. Il n'établit donc pas que les banques les plus rentables se refinancent davantage. Il indique que les systèmes bancaires nationaux les plus rentables une année donnée recourent davantage aux guichets cette année-là.

Le taux de croissance du produit intérieur brut réel n'est pas significatif, avec un coefficient de -0,021 et une p-value de 0,812. Ce résultat est stable dans toutes les spécifications et fait l'objet d'une discussion en section 7.

La constante est négative dans les quatre colonnes. Elle ne signifie pas que le refinancement serait négatif. Dans un modèle à effets fixes, la constante correspond au niveau prédit lorsque toutes les variables explicatives valent zéro. Cette configuration n'existe pas dans les données, puisque le coefficient de réserves obligatoires vaut au minimum 3 %. La constante joue un rôle d'ajustement statistique sans interprétation économique directe.

Tableau N°8 : Effets fixes pays issus du modèle principal

Pays	Effet fixe	Constante spécifique	Refinancement moyen	Groupe	
Bénin	4,589	0,305	5,835	Demande élevée	structurelle
Mali	1,572	-2,713	6,566	Demande élevée	structurelle
Burkina Faso	1,273	-3,011	6,247	Demande élevée	structurelle
Niger	0,976	-3,308	2,083	Demande élevée	structurelle
Côte d'Ivoire	-1,362	-5,647	2,362	Demande faible	structurelle
Sénégal	-2,905	-7,189	3,219	Demande faible	structurelle
Togo	-4,143	-8,427	5,551	Demande faible	structurelle

Source : auteurs, à partir des estimations du modèle à effets fixes.

Ces effets captent les caractéristiques propres à chaque pays qui ne varient pas dans le temps et ne figurent pas dans le modèle. Un effet positif indique un recours supérieur à ce que prédisent

les variables explicatives. Le classement obtenu ne reproduit pas celui des niveaux moyens observés. Le Togo affiche un refinancement moyen élevé, à 5,55 % du produit intérieur brut, mais un effet fixe négatif de -4,143. Son niveau élevé s'explique donc entièrement par son crédit au secteur privé et ses titres publics, sans supplément structurel une fois ces facteurs pris en compte. Ce tableau mesure un écart après contrôle des autres variables et non un classement brut.

6. Tests de robustesse

Le tableau 9 présente cinq spécifications alternatives.

Tableau N°9 : Tests de robustesse, UEMOA, 2005-2021

Variable	(1) FE 2005-2012	(2) FE 2013-2021	(3) FE avec HHI	(4) FE avec ROA	(5) PCSE
Crédit secteur privé (CREDIT)	0,136 (0,109)	0,039 (0,185)	0,375*** (0,093)	0,362*** (0,099)	0,221*** (0,056)
Titres publics (TITRE)	0,035 (0,027)	0,068 (0,038)	0,104** (0,040)	0,102** (0,040)	0,061 (0,038)
Réserves obligatoires (CRO)	-0,237 (0,159)	-0,376 (0,243)	-0,623*** (0,046)	-0,580*** (0,052)	-0,245 (0,199)
Taux prêt marginal (TPM)	0,834 (0,521)	0,880** (0,308)	0,684 (0,388)	0,771** (0,359)	0,421 (0,468)
Croissance du PIB (TPIB)	-0,011 (0,027)	-0,143 (0,131)	-0,001 (0,073)	-0,007 (0,076)	-0,011 (0,049)
Rendement capitaux propres (ROE)	0,065** (0,022)	0,036 (0,022)	-	-	0,054*** (0,017)
Concentration (HHI)	-	-	0,002 (0,001)	-	-
Rentabilité des actifs (ROA)	-	-	-	0,020 (0,313)	-
Observations	56	63	119	119	119

*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

Le modèle PCSE est présenté à titre comparatif. Il ne corrige pas la dépendance transversale.

Source : auteurs, données BCEAO (2022).

L'estimateur de Driscoll-Kraay, reporté en colonne (4) du tableau 7, confirme l'ensemble des résultats principaux. La stabilité de ces résultats sous deux hypothèses différentes concernant la structure des erreurs constitue le premier élément de robustesse.

Les estimations sur sous-périodes donnent des résultats plus faibles. Sur 2005-2012, seul le rendement des capitaux propres reste significatif. Sur 2013-2021, seul le taux du guichet de prêt marginal l'est. Cette perte de significativité ne traduit pas une instabilité du modèle. Avec 56 et

63 observations, sept pays, six régresseurs et les effets fixes, la puissance des tests est faible. Les signes des coefficients restent conformes au modèle principal sur les deux sous-périodes, ce qui est l'information utile. Un test formel de rupture structurelle par interaction des régresseurs avec une indicatrice de période constituerait une vérification plus rigoureuse que le découpage de l'échantillon.

Une dernière spécification remplace le rendement des capitaux propres par l'indice de Herfindahl-Hirschman, qui mesure la concentration du marché bancaire. Ce test vérifie si le refinancement s'explique par la structure du marché plutôt que par la seule rentabilité des banques. Le crédit, les titres publics et les réserves obligatoires conservent leurs signes et leur significativité. L'indice de concentration n'est pas significatif. Le recours au refinancement ne dépend donc pas du degré de concentration du marché bancaire. Ce résultat conforte le modèle principal, dans lequel la profitabilité mesurée par le rendement des capitaux propres reste préférée comme variable du motif de profit.

La spécification avec la rentabilité des actifs confirme les trois résultats principaux. La rentabilité des actifs n'est pas significative. Le rendement des capitaux propres apparaît donc comme la mesure la plus pertinente, ce qui s'explique par la prise en compte de l'effet de levier bancaire. Le modèle PCSE confirme le crédit et le rendement des capitaux propres mais pas les titres publics. Il ne corrige pas la dépendance transversale et n'est pas retenu comme estimateur principal.

Le tableau 10 traite le risque de simultanéité. La causalité peut aller dans les deux sens. Le crédit accordé peut susciter un besoin de refinancement. Le refinancement obtenu peut en retour permettre d'accorder davantage de crédit. Retarder les variables explicatives d'une période réduit le risque que les deux soient déterminées la même année. L'échantillon passe de 119 à 112 observations.

Tableau N°10. Robustesse par variables explicatives retardées

Variable	(a) L.CREDIT seul	(b) Tout retardé, clusters	(c) Tout retardé, Driscoll-Kraay
CREDIT (t-1)	0,409*** (0,072)	0,407*** (0,079)	0,407*** (0,053)
TITRE	0,086 (0,050)	-	-
TITRE (t-1)	-	0,090 (0,062)	0,090** (0,041)
CRO	-0,480*** (0,083)	-	-

CRO (t-1)	-	-0,473*** (0,060)	-0,473*** (0,093)
TPM	0,657** (0,252)	-	-
TPM (t-1)	-	0,238 (0,456)	0,238 (0,308)
TPIB	-0,044 (0,087)	-	-
TPIB (t-1)	-	-0,018 (0,083)	-0,018 (0,025)
ROE	0,038 (0,021)	-	-
ROE (t-1)	-	0,037 (0,022)	0,037** (0,014)
Constante	-4,037*** (1,010)	-2,197 (1,903)	-2,197 (1,765)
Observations	112	112	112

*** $p < 0,01$; ** $p < 0,05$; * $p < 0,10$.

Source : auteurs, données BCEAO (2022).

Le crédit retardé reste positif et significatif au seuil de 1 % dans les trois spécifications, avec un coefficient de 0,407 à 0,409, proche de la valeur contemporaine de 0,355. Le crédit accordé l'année précédente prédit donc le refinancement de l'année courante. Cette séquence temporelle soutient la lecture postkeynésienne selon laquelle le crédit précède le refinancement. Le coefficient de réserves obligatoires reste robuste. Les titres publics ne sont significatifs que sous l'estimateur de Driscoll-Kraay. Le taux du guichet de prêt marginal et le rendement des capitaux propres perdent leur significativité une fois retardés.

Une réserve accompagne cette lecture. Retarder une variable explicative ne règle le problème de simultanéité que si les erreurs ne sont pas autocorrélées. Or le test de Wooldridge détecte une autocorrélation d'ordre un. La variable retardée reste donc potentiellement corrélée au terme d'erreur courant. Cette spécification teste la sensibilité des résultats à la simultanéité contemporaine sans constituer une correction de l'endogénéité. Le recours à la méthode des moments généralisés en système (Blundell et Bond, 1998) constituerait la solution habituelle. Elle n'est pas applicable ici. Cet estimateur repose sur une asymptotique en nombre d'individus, et avec sept pays les tests de suridentification de Hansen et les tests d'autocorrélation d'Arellano et Bond perdent toute fiabilité. Nous préférons signaler cette limite plutôt que produire des estimations dont les statistiques de diagnostic seraient ininterprétables.

Au terme de ces vérifications, deux résultats se dégagent avec des degrés de solidité différents. L'effet positif du crédit et l'effet négatif des réserves obligatoires résistent à toutes les spécifications où la puissance statistique est suffisante. L'effet positif des titres publics est présent partout en signe, mais sa significativité dépend de l'estimateur retenu.

7. Discussion et implications

Le résultat le plus solide est la relation entre crédit accordé au secteur privé et refinancement. Elle est présente en contemporain et en retardé, sous quatre estimateurs, avec une magnitude stable entre 0,35 et 0,41. Les banques accordent d'abord les crédits demandés par l'économie, puis se tournent vers la banque centrale pour couvrir le besoin de liquidité correspondant. Le refinancement apparaît comme la conséquence de l'activité de crédit et non comme sa condition préalable. Ce constat va contre la logique des fonds prêtables, dans laquelle la contrainte de ressources précéderait le prêt.

Le résultat sur le taux du guichet de prêt marginal mérite un traitement séparé. Un coefficient positif signifie qu'une hausse du coût du refinancement s'accompagne d'une hausse de la quantité demandée. Une fonction de demande ordinaire prédit l'inverse. Trois explications se combinent.

La première est économétrique et nous paraît dominante. Le taux du guichet de prêt marginal est fixé par la BCEAO pour l'union entière et ne varie pas entre pays. Son coefficient est donc identifié par la seule variation temporelle agrégée. Cette variation se confond avec l'ensemble des chocs communs aux sept pays sur la période, notamment la crise financière de 2008, la réforme du cadre opérationnel de 2012, l'essor du marché régional des titres et la crise sanitaire de 2020. Le coefficient de 0,921 capte donc une tendance commune autant qu'un effet de prix. Ce problème n'est pas corrigeable par l'introduction d'effets fixes année, qui rendraient la variable parfaitement colinéaire avec les indicatrices annuelles.

La deuxième explication tient à la variable elle-même. Ce qui détermine la décision de refinancement n'est pas le niveau du taux mais l'écart entre le rendement des titres publics et le coût du refinancement. Ameganvi (2015) trouve un coefficient de 0,66 sur ce différentiel et Melesse (2011) un coefficient de 0,4884 sur le spread entre taux interbancaire et taux d'adjudication. Notre modèle retient le coût sans le rendement. Il capte donc une moitié de l'arbitrage, ce qui suffit à produire un signe positif si le rendement des titres progresse plus vite que le coût du refinancement sur la période.

La troisième explication est comportementale. Les banques ayant un besoin de liquidité structurel ne disposent pas de substitut immédiat au refinancement de la banque centrale. Le

marché interbancaire de la zone reste étroit et segmenté. Leur demande est donc peu sensible au prix à court terme.

Le tableau 10 confirme la fragilité de ce résultat. Le taux du guichet de prêt marginal perd sa significativité une fois retardé. Nous ne le retenons donc pas comme un effet de prix établi. La construction d'une variable de différentiel entre rendement des titres et coût du refinancement constitue la voie de recherche indiquée par ce constat.

La non-significativité du taux de croissance du produit intérieur brut mérite également une discussion, car elle n'est pas un simple résultat manquant. Trois éléments l'expliquent. Le crédit accordé au secteur privé est déjà dans le modèle et capte le canal du financement de l'activité. Une fois cette variable contrôlée, la croissance n'apporte plus d'information supplémentaire. Le refinancement répond ensuite à un encours de crédit et non à un taux de variation annuel du produit intérieur brut. Les deux variables ne se situent pas sur la même échelle temporelle. La croissance du produit intérieur brut constitue enfin une approximation médiocre de la demande de crédit dans des économies à faible profondeur financière, où une part importante de l'activité relève du secteur informel et n'est pas financée par les banques. Ce résultat non significatif est donc informatif. Il indique que la transmission passe par le crédit et non par l'activité réelle prise globalement.

Le résultat sur les titres publics appelle une lecture prudente mais explicite. Leur coefficient est positif partout et significatif dans la plupart des spécifications. Sa magnitude est trois fois plus faible que celle du crédit. Ce résultat retient l'attention moins par sa taille que par ce qu'il révèle du bilan bancaire de la zone. Les titres publics ont gagné 22,73 points de produit intérieur brut en dix-sept ans, contre sept points pour le crédit au secteur privé. Une part croissante de la liquidité fournie par la BCEAO transite donc par un actif souverain. Becker et Ivashina (2018) montrent que l'expansion de la dette publique détenue par les banques s'accompagne d'une contraction du crédit aux entreprises. Nos données ne permettent pas de tester directement cette éviction. Elles montrent que la configuration qui la rendrait possible est présente. Rien dans nos estimations n'indique pour autant que le portage souverain aurait supplanté le financement de l'économie. Le canal dominant reste celui du crédit.

Quatre implications opérationnelles se dégagent. Le développement du marché secondaire des titres publics permettrait aux banques de gérer leur liquidité sans passer systématiquement par les guichets de la banque centrale, ce qui réduirait la dépendance mécanique entre détention de titres et accès au refinancement. La modulation du coefficient de réserves obligatoires apparaît comme l'instrument le plus efficace pour agir sur la liquidité bancaire, avec un effet estimé de

0,594 point, plus fort et plus stable que celui du taux du guichet de prêt marginal. Un suivi de la composition du refinancement selon la destination finale des ressources permettrait à la BCEAO de vérifier si ses guichets soutiennent le financement productif ou l'acquisition de titres souverains, distinction que les données agrégées actuelles ne permettent pas. Une communication plus explicite de la BCEAO sur les conditions de mobilisation du collatéral aiderait enfin les banques commerciales à planifier leur gestion de liquidité, ce qui réduirait le recours au guichet de prêt marginal, dont le coût est le plus élevé.

Quatre limites encadrent ces conclusions et définissent le programme de recherche qu'elles appellent. Les données sont des agrégats nationaux et non des données bancaires individuelles. Les résultats portent donc sur des systèmes bancaires et non sur des comportements d'établissements. Cette limite est la plus contraignante, car les décisions de refinancement se prennent au niveau de chaque banque. Un travail sur données individuelles, croisant portefeuille de titres, encours de crédit et recours aux guichets établissement par établissement, permettrait de trancher les questions laissées ouvertes ici. Le nombre de pays limite ensuite la précision de l'inférence par clusters. Le modèle ne comporte par ailleurs aucune variable de qualité du portefeuille bancaire ni de risque souverain. L'omission du ratio de créances en souffrance est la plus gênante, car cette variable est corrélée au crédit et au besoin de liquidité. Son absence peut gonfler le coefficient du crédit. Le taux du guichet de prêt marginal ne varie enfin pas entre pays, ce qui empêche d'isoler son effet des chocs communs à la zone.

8. Conclusion

Cet article a testé trois hypothèses sur les déterminants de la demande de refinancement des banques commerciales de l'UEMOA auprès de la BCEAO entre 2005 et 2021. Les trois sont validées, mais avec des degrés de solidité inégaux que la littérature antérieure n'avait pas établis.

Le crédit accordé au secteur privé constitue le déterminant le plus stable. Son coefficient de 0,355 reste positif et significatif au seuil de 1 % sous quatre estimateurs différents et lorsque la variable est retardée d'une période. Le coefficient de réserves obligatoires exerce un effet négatif de 0,594 point, également robuste. Les titres publics détenus par les banques exercent un effet positif de 0,110 point, dont la significativité dépend de l'estimateur retenu. Le taux du guichet de prêt marginal et le rendement des capitaux propres constituent les résultats les moins stables.

Cette hiérarchie est le principal apport empirique de l'article. Elle indique que la lecture postkeynésienne du refinancement s'applique à l'UEMOA sous sa forme structuraliste plutôt

qu'horizontaliste. Les banques accordent les crédits demandés par l'économie puis se refinancent, ce qui valide la proposition centrale de la monnaie endogène. La banque centrale conserve néanmoins un instrument d'encadrement effectif, ce que confirme l'effet des réserves obligatoires.

La progression des titres publics dans le bilan des banques constitue le fait marquant de la période. Ces titres ont gagné 22,73 points de produit intérieur brut en dix-sept ans, contre 7,02 points pour le crédit au secteur privé. Cette évolution crée les conditions d'un arbitrage entre financement de l'État et financement des entreprises. Nos estimations n'établissent pas qu'une éviction s'est produite. Elles montrent que la configuration qui la rendrait possible est en place. Un travail sur données bancaires individuelles, intégrant la qualité du portefeuille et le risque souverain, permettrait de trancher cette question.

Bibliographie

- Acharya, V. V. et Steffen, S. (2015). The greatest carry trade ever? Understanding eurozone bank risks. *Journal of Financial Economics*, 115(2), 215-236.
- Altavilla, C., Pagano, M. et Simonelli, S. (2017). Bank exposures and sovereign stress transmission. *Review of Finance*, 21(6), 2103-2139.
- Ameganvi, K. (2015). Les Determinants De La Demande De Refinancement Des Banques Aupres De La Banque Centrale (Document d'Etude et de Recherche N° DER/15/02). BCEAO.
- Baltagi, B. H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data* (3e éd.). Chichester : John Wiley and Sons.
- BCEAO (2022). *Annuaire statistique*. Dakar : Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest.
- BCEAO (2024). *Dispositif de mise en œuvre de la politique monétaire de la BCEAO*. Dakar : Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest.
- Becker, B. et Ivashina, V. (2018). Financial repression in the European sovereign debt crisis. *Review of Finance*, 22(1), 83-115.
- Bikker, J. A. et Hu, H. (2002). Cyclical patterns in profits, provisioning and lending of banks and procyclicality of the new Basel capital requirements. *BNL Quarterly Review*, 55(221), 143-175.
- Blundell, R. et Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115-143.
- Cameron, A. C., Gelbach, J. B. et Miller, D. L. (2008). Bootstrap-based improvements for inference with clustered errors. *The Review of Economics and Statistics*, 90(3), 414-427.
- Cottin-Euziol, E. (2013). Aspects monétaires et financiers de l'analyse post-keynésienne. *Revue de la régulation*, 13.
- Dabla-Norris, E. et Floerkemeier, H. (2007). Bank efficiency and market structure: what determines banking spreads in Armenia? *IMF Working Paper*, WP/07/134.
- Davidson, P. (1988). Endogenous money, the production process, and inflation analysis. *Économie appliquée*, 41(1), 151-169.
- Driscoll, J. C. et Kraay, A. C. (1998). Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent panel data. *The Review of Economics and Statistics*, 80(4), 549-560.
- Engle, R. F. et Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. *American Economic Review*, 58(1), 1-17.

- Fullarton, J. (1845). *On the Regulation of Currencies*. Londres : John Murray.
- Gammadigbe, V. (2018). Survie des banques de l'UEMOA : les nouvelles exigences de fonds propres sont-elles pertinentes ? *Revue économique et monétaire de la BCEAO*, 24, 45–67.
- Greene, W. H. (2000). *Econometric Analysis* (4e éd.). Upper Saddle River: Prentice Hall.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.
- Im, K. S., Pesaran, M. H. et Shin, Y. (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115(1), 53-74.
- Kaldor, N. (1982). *The Scourge of Monetarism*. Oxford: Oxford University Press.
- Kishan, R. P. et Opiela, T. P. (2000). Bank size, bank capital, and the bank lending channel. *Journal of Money, Credit and Banking*, 32(1), 121-141.
- Kishan, R. P. et Opiela, T. P. (2006). Bank capital and loan asymmetry in the transmission of monetary policy. *Journal of Banking and Finance*, 30(1), 259-285.
- Le Bourva, J. (1962). Création de la monnaie et multiplicateur du crédit. *Revue économique*, 13(1), 29-56.
- Levin, A., Lin, C. F. et Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties. *Journal of Econometrics*, 108(1), 1-24.
- Maddala, G. S. et Wu, S. (1999). A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61(S1), 631-652.
- Emiris, Marina, François Koulischer et Christophe Spaenjers. “Bank Competition and Bargaining over Refinancing.” *The Review of Corporate Finance Studies*, publié en ligne le 11 février 2025.
- Melesse (2011), “Modélisation du comportement de soumission des banques aux opérations d'openmarket de la BCEAO”, Document d'Etude et de Recherche, DRS/11/01, BCEAO, juillet 2011.
- Moore, B. J. (1983). Unpacking the post Keynesian black box: bank lending and the money supply. *Journal of Post Keynesian Economics*, 5(4), 537-556.
- Moore, B. J. (1988). *Horizontalists and Verticalists: The Macroeconomics of Credit Money*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Ohlin, B. (1937). Some notes on the Stockholm theory of savings and investment. *The Economic Journal*, 47(185), 53-69.
- Pesaran, M. H. (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. *Cambridge Working Papers in Economics*, 0435.

Phillips, P. C. B. et Ouliaris, S. (1990). Asymptotic properties of residual based tests for cointegration. *Econometrica*, 58(1), 165-193.

Schumpeter, J. A. (1954). *History of Economic Analysis*. New York: Oxford University Press.

Tooke, T. (1844). *An Inquiry into the Currency Principle*. Londres : Longman.

Wicksell, K. (1898). *Geldzins und Güterpreise*. Iéna : Gustav Fischer.

Wooldridge, J. M. (2002). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: MIT Press.

Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data* (2e éd.). Cambridge: MIT Press.