

REVUE INTERNATIONALE DES ECONOMISTES DE LANGUE FRANÇAISE

RIELF 2024, Vol. 9, N°2

Association Internationale
des Economistes de Langue Française



avec la collaboration de



UNIVERSITÉ DES SCIENCES
ÉCONOMIQUES ET DE GESTION
DE POZNAŃ

l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań



L'Université Bernardo O'Higgins - Chili

Rédacteur en chef

Krzysztof MALAGA, USEGP, Pologne

Rédactrice adjointe

Małgorzata MACUDA, USEGP, Pologne

Comité éditorial

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

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

Bureau de rédaction

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

© Copyright 2024 by the Authors

La RIELF offre son contenu complet en accès libre sous licence Creative Commons BY NC SA 4.0
<https://creativecommons.org/licenses/by-nc-sa/4.0/deed.fr>



ISSN 2551-895X
e-ISSN 2727-0831

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

COVID-19, mesures de liquidité et offre de crédit dans l'UEMOA

COVID-19, liquidity measures and credit supply in the WAEMU

Kolotioloman SORO¹

Université Peleforo Gon Coulibaly (Korhogo), Côte d'Ivoire

sorokolotioloman@gmail.com

<https://orcid.org/0009-0008-7655-5324>

Abstract

Purpose: This article aims to analyse the effect of the COVID-19 pandemic on the dynamics of the supply of bank credit in WAEMU countries.

Design/methodology/approach: Based on monthly panel data from the BCEAO, we conducted a Pooled Means Group (PMG) analysis and FMOLS and DOLS for robustness check.

Findings: The results of our statistical and econometric analyses show that COVID-19 has a significantly negative effect on the supply of long-term bank credit in each of the WAEMU countries. Furthermore, the injection of liquidity by the BCEAO coupled with the facilities of lending and crediting rates have enabled some economies in the union to be resilient against the health crisis. The results suggest that the BCEAO maintain and strengthen its monetary ease policy, given the persistence and multiple waves of the pandemic. In addition, it must stay the course on its targeting inflation policy which is very crucial for the price stability and growth of the WAEMU economies.

Originality/value: This study uses monthly data to highlight the cyclical components while assessing the short- and long-term effects of the pandemic on the dynamics of the supply of bank credit in each WAEMU country.

Keywords: COVID-19, bank credits, liquidity injection, WAEMU, BCEAO.

Résumé

Objectif : Cet article vise à analyser l'effet de la pandémie de COVID-19 sur la dynamique de l'offre de crédits bancaires dans les pays de l'UEMOA.

¹ Université Peleforo, BP 1328, Korhogo, Côte d'Ivoire.

Conception/méthodologie/approche : Sur la base des données de panel mensuelles de la BCEAO, nous avons fait une analyse en Pooled Means Group (PMG) et vérifié la robustesse des résultats avec le FMOLS et le DOLS.

Résultats : Des résultats de nos analyses statistiques et économétriques il ressort que la COVID-19 a un effet significativement négatif sur l'offre de crédit bancaire à long terme dans chacun des pays de l'UEMOA. Par ailleurs, l'injection de liquidités effectuée par la BCEAO, associée aux modalités favorables des taux débiteurs et créditeurs, a permis à certaines économies de l'union de faire preuve de résilience face à la crise sanitaire. Les résultats suggèrent à la BCEAO de maintenir et de renforcer sa politique d'aisance monétaire, compte tenu de la persistance et des multiplicités des vagues de la pandémie. De plus, elle doit garder le cap sur sa politique de ciblage d'inflation qui est très cruciale pour la stabilité des prix et la croissance des économies de l'UEMOA.

Originalité/valeur : Cet étude utilise les données mensuelles permettant de ressortir les composantes cycliques tout en évaluant les effets de court et de long terme de la pandémie sur la dynamique de l'offre de crédit bancaire dans chaque pays de l'UEMOA.

Mots-clés : COVID-19, crédits bancaires, injection de liquidité, UEMOA, BCEAO.

JEL classification : C222, G220, O555.

Introduction

En tant que choc sanitaire et économique mondial, la pandémie de COVID-19, causée par le virus SARS-CoV-2, a eu des répercussions qui vont bien au-delà de la santé humaine. Elle a déclenché une crise économique sans précédent depuis la Grande Dépression (Baldwin & di Mauro, 2020), perturbant les chaînes d'approvisionnement mondiales et forçant des millions de personnes à cesser leurs activités. Afin de freiner la propagation du virus, des confinements stricts et des restrictions de déplacement ont été imposés dans la majorité des pays, entraînant une chute drastique de l'activité économique et des revenus des entreprises (IMF, 2020). Ces mesures ont fortement affecté les économies en développement, où la capacité de résilience est limitée et où la majeure partie de la population dépend d'activités informelles pour leur subsistance (World Bank, 2020).

La pandémie a exposé la vulnérabilité des systèmes économiques et financiers à des chocs exogènes. Dans les pays de l'Union Économique et Monétaire Ouest-Africaine (UEMOA), où le secteur bancaire joue un rôle central dans le financement des ménages et des entreprises, les banques ont été confrontées à un risque accru de défaut de paiement et à des retraits massifs de dépôts (Lagoarde-Segot & Leoni, 2013 ; Ozili, 2020). Selon la Banque mondiale, environ 160 milliards de dollars ont été alloués pour soutenir les économies des pays en développement durant cette crise (World Bank, 2020), tandis que le Fonds monétaire international

a enregistré plus de 100 milliards de dollars en demandes d'assistance financière (IMF, 2020).

Au niveau national, les banques et les institutions de financement ont vu leurs activités fortement perturbées par la difficulté d'interaction avec les emprunteurs et les restrictions d'accès physique aux agences, rendant le suivi des prêts et l'octroi de nouveaux crédits plus complexes (CGAP, 2020). Par ailleurs, une baisse de la demande de crédit s'est fait sentir, les emprunteurs étant réticents à engager des fonds dans un contexte d'incertitude économique (Beck, 2020). Pour compenser ces effets, des institutions ont proposé des mécanismes de soutien et de liquidités afin de stabiliser les systèmes financiers et éviter une crise bancaire généralisée (Cunliffe, 2020 ; Drehmann et al., 2020).

Cependant, dans un contexte où les secteurs économiques étaient relativement solides avant la pandémie, l'application stricte de mesures telles que l'augmentation des provisions pour pertes sur prêts pourrait s'avérer contre-productive en fragilisant davantage les entreprises affectées par la crise (Kahn & Wagner, 2020). Une aide directe aux entreprises pourrait en effet préserver leur capital organisationnel et leur permettre de rebondir plus rapidement une fois la pandémie maîtrisée (Hamermesh & Pfann, 1996). Face à cette situation, plusieurs experts suggèrent que les gouvernements agissent comme « payeurs de dernier recours » pour soutenir les entreprises en difficulté (Bénassy-Quéré et al., 2020 ; Saez & Zucman, 2020).

Cette étude s'inscrit dans ce contexte en examinant l'effet de l'injection de liquidité par les autorités monétaires de l'UEMOA et l'impact de la COVID-19 sur l'offre de crédit dans la région. Contrairement à d'autres recherches limitées à des cadres nationaux, notre analyse multi-pays avec un modèle PMG (Pooled Mean Group) permet d'évaluer les effets à court et à long terme de la pandémie sur la dynamique de crédit dans chaque pays de l'UEMOA. Ce travail explore ainsi l'importance du soutien monétaire et financier pour stabiliser l'économie pendant les crises.

Le reste de l'article est organisé comme suit. La Section 2 présente un bref état des lieux des indicateurs monétaires dans l'UEMOA. La section 3 propose une synthèse de revue de la littérature. La Section 4 présente la méthodologie et la section 5 analyse les résultats des estimations et discussions. Enfin, une conclusion est présentée à la dernière section de l'article.

1. État des lieux des indicateurs monétaires dans l'UEMOA

L'analyse de l'état des indicateurs monétaires pendant la pandémie de COVID-19 dans l'Union Économique et Monétaire Ouest-Africaine révèle des fluctuations significatives dans les domaines de la liquidité, des crédits bancaires, et de la stabilité

monétaire. Les restrictions et l'incertitude économique ont fortement influencé les dynamiques monétaires dans la région, posant des défis importants pour les politiques économiques et les banques centrales.

1.1. Évolution de la liquidité bancaire

La pandémie a entraîné une hausse significative de la demande de liquidités, due à des retraits de dépôts et à une volatilité accrue des marchés financiers. En réponse à cette situation, la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) a procédé à des injections de fonds supplémentaires afin de soutenir les établissements bancaires et d'éviter une crise de liquidité. La BCEAO a notamment réduit le taux directeur à 2,5% pour faciliter l'emprunt et stabiliser l'accès au crédit (BCEAO, 2020a). En complément de cette baisse du taux directeur, des liquidités ont été directement injectées pour renforcer la capacité des banques à octroyer des prêts aux entreprises et aux ménages, dans le but d'atténuer les impacts négatifs de la pandémie sur l'activité économique. En avril 2020, des facilités de refinancement supérieures à 3000 milliards de francs CFA ont été mises à disposition des banques de la région (BCEAO, 2020b).

1.2. Crédits bancaires et prêts aux entreprises

Les données indiquent une augmentation temporaire des crédits bancaires, en particulier vers les secteurs les plus touchés par la pandémie, tels que le commerce, le transport et les services. Toutefois, cette croissance des crédits a été contenue par l'incertitude économique et le risque accru de défaillance des emprunteurs (Beck, 2020). Les crédits destinés aux petites et moyennes entreprises (PME) ont été particulièrement affectés par la crise, les risques accrus ralentissant l'octroi de prêts à ce segment clé de l'économie de l'UEMOA. Des programmes de soutien spécifiques ont été instaurés pour stimuler le crédit aux PME, bien que les résultats aient varié entre les pays membres. La BCEAO a encouragé l'emploi de garanties publiques afin de réduire les risques pour les banques lors de l'octroi de prêts, représentant un mécanisme essentiel pour préserver la résilience des PME face aux chocs économiques (IMF, 2020).

1.3. Stabilité monétaire et pression inflationniste

La pandémie de COVID-19 a engendré des pressions inflationnistes modérées, principalement en raison des perturbations au niveau des chaînes d'approvisionnement et de l'augmentation des coûts des biens importés. Toutefois, ces pressions

ont été partiellement atténuées grâce aux politiques de soutien mises en œuvre par la BCEAO, qui ont contribué à limiter l'inflation moyenne dans la région à environ 2,5% en 2020 (BCEAO, 2021). Les effets inflationnistes ont varié selon les secteurs, avec une augmentation significative des prix des produits de première nécessité, aggravant ainsi les défis liés à la sécurité alimentaire dans certains pays de l'Union. La BCEAO a adopté une approche prudente afin de prévenir une inflation excessive tout en favorisant la reprise économique régionale (World Bank, 2021).

1.4. Évolution du taux de change et réserves de change

Les réserves de change de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) ont été affectées par une baisse des recettes d'exportation et une diminution des flux de capitaux, en raison de l'incertitude économique mondiale. Néanmoins, ces réserves ont été partiellement stabilisées grâce aux financements d'urgence fournis par le Fonds Monétaire International (FMI), ce qui a permis de maintenir la parité fixe avec l'euro (IMF, 2021). La stabilité du taux de change a joué un rôle crucial dans la prévention de dévaluations susceptibles d'accroître l'inflation dans la région. Cependant, la dépendance à l'égard de ressources externes pour assurer la stabilité monétaire pourrait représenter un défi en termes de durabilité à moyen terme, surtout si les économies de la région ne parviennent pas à rétablir un équilibre budgétaire et commercial après la pandémie.

2. Revue de la littérature

Deux catégories de chocs sont identifiées dans la littérature. Il s'agit des chocs idiosyncratiques et les chocs covariés (Calvo & Dercon, 2005 ; Dercon, 2005). Les premiers sont spécifiques aux individus et peuvent être une maladie, une perte d'emploi ou un décès alors que les seconds affectent toute une communauté à savoir une inondation, une épidémie ou une pandémie comme la COVID-19 (Calvo & Dercon, 2005 ; Dercon, 2005 ; Krueger et al., 2016). Les chocs de santé rendent généralement les populations et les structures concernées vulnérables étant donné les interactions qui existent dans la société. Ainsi, un choc qui affecte les individus est susceptible d'affecter le système bancaire dans lequel ces individus vont constituer leur épargne, faire des emprunts et solliciter autres services d'intermédiation.

La littérature empirique qui examine les conséquences de la crise du COVID-19 se développe rapidement (Acharya & Steffan, 2020 ; Candelon & Moura, 2023 ; Kaftan et al., 2023). Acharya et Steffan (2020) ont montré que pendant les crises sanitaires, les banques augmentent leurs prêts beaucoup plus si elles avaient des engagements de prêt plus élevés. Les auteurs montrent que bien que les banques

aient augmenté leur offre de prêts, leur offre totale de crédit (c'est-à-dire le total des prêts plus les engagements) n'a pas changé. De même, Greenwald et al. (2020) montrent que les banques qui subissent des prélèvements plus importants sur les lignes de crédit restreignent davantage les prêts à terme pendant la crise du COVID-19. Aldasoro et al. (2020) dans le même sens analysent les effets de la COVID-19 sur le secteur bancaire Européen et Américain. Ils découvrent que l'ampleur de la crise de COVID-19 signifie qu'aucune banque ne restera intacte. La réaction initiale du système financier a été un tsunami qui a englouti un peu aveuglément de nombreuses banques. Ils évoquent également la difficulté des conditions financières d'octroi des prêts, malgré la modeste stabilisation des politiques macroéconomiques et financières, l'incertitude qui pèse sur le système financier renforce la méfiance à l'égard des perspectives à plus long terme du secteur bancaire, en particulier sur ses segments les plus risqués.

Des auteurs ont montré que la propagation du virus entraîne une réduction de l'activité économique dans le monde et que cette dernière pose de nouveaux risques à la stabilité financière (Boot et al., 2020 ; Candelon & Moura, 2023 ; Kaftan et al., 2023). Ces auteurs attirent l'attention sur l'urgence de stratégies d'atténuation ciblées au niveau Européen et suggèrent de prendre des mesures budgétaires coordonnées pour fournir des liquidités aux entreprises touchées, car les interruptions de trésorerie liées à l'incertitude de COVID-19 pourraient provoquer une autre crise financière à grande échelle. Ils soulignent qu'il est peu probable que les mesures de politique monétaire atténuent les pénuries de liquidités au niveau des entreprises individuelles. Une action macroéconomique coordonnée est essentielle pour éviter que les systèmes financiers ne perdent confiance dans la résilience des banques, en particulier dans les pays à capacité budgétaire limitée.

Leissa (2020) utilise le cadre d'entrées-sorties pour explorer les impacts de la pandémie de COVID-19 sur le système bancaire éthiopien et pour éclairer les interventions et réponses politiques. Son résultat montre que la pandémie a un impact à la fois sur le bilan et sur le compte de résultat des banques. Il identifie un besoin immédiat de liquidités pour les banques afin qu'elles puissent confortablement répondre aux besoins des clients. Il a conclu que le profil des banques sera d'une importance capitale pour la solidité durable du système bancaire. En outre, des programmes de réforme et de restructuration du secteur financier devraient être envisagés afin de s'adapter à ces changements et d'accélérer le processus de reprise.

Par ailleurs, certains auteurs ont montré que le manque de crédit à l'économie a induit une baisse de la rentabilité des entreprises, une baisse des investissements des entreprises et par ricochet une vague de défaillances d'entreprises (Elenev et al., 2020 ; Segura & Villacorta, 2020). Pour ces auteurs, certaines banques pourraient connaître des pertes si importantes qu'elles pourraient faire faillite. Leur faillite pourrait déprimer encore plus le crédit, ce qui entraînerait de nouvelles difficultés

dans le secteur des entreprises, réduirait la formation de capital et la production au cours des périodes suivantes et prolongerait ainsi la crise (Elenev et al., 2020 ; Segura & Villacorta, 2020). Dans ces conditions, certains pays ont mis en œuvre une politique de ralentissement de l'économie jusqu'à la maîtrise parfaite de la pandémie en utilisant des interventions politiques pour compenser certaines des nombreuses pertes auxquelles l'économie doit faire face.

En effet, lors d'une crise financière classique, si le secteur bancaire ferme et que les banques cessent d'accorder des prêts, certaines entreprises sont en mesure de remplacer les prêts bancaires par des financements obligataires (Becker & Ivashina, 2014 ; Cortina et al., 2020). Cependant, pendant la crise du COVID-19, tous les marchés de tous les pays ont été touchés simultanément et les financements provenant à la fois des banques et des marchés de capitaux se sont taris pour de nombreuses entreprises. Les entreprises se sont peut-être retrouvées sans source de financement évidente à une période où l'accès au financement pouvait déterminer leur propre survie.

Certaines banques centrales ont accordé des lignes de liquidité aux banques à un faible coût, les incitant à accroître les prêts à l'économie réelle. Néanmoins, contrairement à ce qui se passe dans une crise financière classique, les banques n'ont généralement pas rencontré de problèmes de liquidité majeurs (Zigrand et al., 2020). Elles ont plutôt dû faire face à une augmentation discrète du risque de crédit des entreprises, qui dépend de l'ampleur et de la durée du choc pandémique. En fait, l'utilisation massive des lignes de crédit par les grandes entreprises au début du choc de la pandémie pourrait indiquer que ces entreprises ont anticipé à une réduction des prêts à mesure que la crise progressait et que le risque de crédit augmentait (Ashworth & Goodhart, 2020 ; Li et al., 2020). Dans ce contexte, les politiques de liquidité ne fonctionneraient que dans la mesure où les banques transmettent aux entreprises les liquidités accrues de la banque centrale.

En conséquence, la pandémie de COVID-19 a mis en évidence la fonction fondamentale d'assurance de liquidité du système bancaire (Santos & Viswanathan, 2020). Le choc de trésorerie ayant coïncidé avec des perturbations sur les principaux marchés de financement, les entreprises ont prélevé des montants importants sur leurs lignes de crédit préexistantes auprès des banques (Acharya & Steffen, 2020). La baisse du crédit et le durcissement des normes de prêt suggèrent que les prélèvements sur les lignes de crédit ont pu affecter l'attitude des banques à l'égard de la prise de risque pendant la crise, les incitant à être plus prudentes dans leurs décisions de prêt. Le recul de la prise de risque peut également avoir été causé par les effets immédiats ou attendus des prélèvements sur les bilans bancaires, malgré le fait que les banques soient entrées dans la crise avec des positions financières solides (Li et al., 2020). Ceci confirme les travaux de Cornett et al. (2011) qui ont montré que les banques augmentent leurs liquidités pour gérer leur risque de liquidité avant de fournir des prêts en temps de crise. De même, Greenwald

et al. (2020) montrent que les banques qui subissent des tirages plus importants restreignent davantage les prêts à terme que les autres banques, évinçant ainsi le crédit aux petites entreprises.

Dans l'UEMOA, la BCEAO a élargi ses mécanismes de refinancement, permettant aux banques commerciales d'accéder à des liquidités à faible coût pour soutenir les entreprises et les ménages (IMF, 2021). Les mesures de liquidité mises en œuvre par la BCEAO ont joué un rôle stabilisateur crucial dans l'UEMOA. Cependant, leur impact a été limité par des contraintes structurelles, notamment la prédominance de l'économie informelle et l'accès inégal aux financements. La pandémie souligne la nécessité d'une approche intégrée, combinant politiques monétaires, fiscales et numériques pour renforcer la résilience économique à long terme.

3. Méthodologie

3.1. Données

Pour mettre en exergue la dynamique du financement de l'économie pendant la période des crises sanitaires, l'étude a exploité les données mensuelles principalement tirées de l'annuaire statistique de la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO). Les données concernent les huit pays de l'UEMOA sur la période de Janvier 2015 à Décembre 2020 soit 120 mois. Les principales variables utilisées sont consignées dans les tableaux A1 et A2 de l'annexe. La variable dépendante est le montant de crédit à l'économie. Les variables d'intérêts sont le montant de l'injection de la liquidité et la variable binaire COVID qui prend 1 pour la période de COVID-19 et 0 sinon. Les autres variables de contrôle sont le taux d'intérêt créditeur, le taux d'intérêt débiteur et le taux d'inflation.

3.2. Test de racine unitaire de panel

Cette étude exploitant des données de panel dont la dimension temporelle est relativement élevée (120 mois), il est vraisemblable que ces séries macroéconomiques suivent un processus de racine unitaire (Nelson & Plosser, 1982). Il est donc nécessaire de faire des tests de racine unitaire en panel pour déterminer l'ordre d'intégration des variables. Dans cette étude, nous utilisons un test de racine unitaire largement répandu, proposé par Im et al. (2003), ci-après dénommé IPS. L'IPS est moins restrictif et plus adapté que les tests de racine unitaire développés par Levin et al. (2002) ; qui ne permettent pas l'hétérogénéité du coefficient autorégressif. IPS fournit une solution au problème de corrélation sérielle de Levin et Lin en supposant l'hétérogénéité entre les unités dans un cadre de panel dynamique. IPS

spécifie une régression Dickey-Fuller augmentée (ADF) avec un intercept individuel et une tendance temporelle pour chaque section transversale, comme suit :

$$\Delta y_{it} = \gamma_i + \delta_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{\delta_i} \varnothing_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \mu_{i,t}; \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1)$$

où y_{it} est une variable sélectionnée dans le pays i et l'année t , γ_i est l'effet fixe individuel et t est sélectionné pour rendre les résidus non corrélés dans le temps. L'hypothèse nulle est que $\delta_i = 0$ pour tous les i alors que l'hypothèse alternative est que $\delta_i < 1$ pour certains $i = 1, 2, \dots, N_1$ et $\delta_i = 0$ pour $i = N_{1+1}, \dots, N$ et $\delta_i = 0$ pour $i = N_{1+1}, \dots, N$. La statistique IPS est basée sur la moyenne des statistiques individuelles Augmented Dickey-Fuller (ADF) pour produire un test standardisé, et peut être écrite comme suit :

$$\bar{t} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{iT}$$

où t_{iT} est la statistique t ADF pour le pays i basée sur la régression ADF spécifique au pays, comme dans l'équation (1). La statistique t est supposé être normalement distribuée sous H_0 et les valeurs critiques pour des valeurs données de N et T sont fournies dans Im et al. (2003).

3.3. Test de stationnarité et de cointégration

Le tableau 1 présente le test de racine unitaire sur les variables de l'étude. Bien que l'ordre d'intégration des séries ne soit pas important avec l'estimation de l'ARDL, du fait que les séries sont stationnaire soit à niveau ou en première différence (Pesaran, 1997 ; Pesaran et al., 1999 ; Pesaran & Smith, 1995), nous faisons le test de racine unitaire pour nous assurer que les séries ne sont pas intégrées d'un ordre supérieur à 1. Nous adoptons l'approche IPS de Im et al. (2003). Les statistiques du test suggèrent que les séries sont soit non stationnaires à niveau ou en première différence. En effet, en dehors des variables crédit à l'économie et injection de

Tableau 1. Tests de stationnarité

Variables	A niveau	Première différence
ln crédit à l'économie	-1,13	-23,36***
ln Injection de liquidité	1,18	-27,29***
ln Masse monétaire	-18,79***	-24,49***
ln Dépôt	-18,48***	-25,80***
Taux d'intérêt créditeur	-18,73***	-27,18***
Taux d'intérêt débiteur	-20,20***	-29,06***
COVID	-23,21***	-24,94***

Source : élaboration propre.

liquidité qui sont stationnaires en première différences, toutes les autres variables sont stationnaires à niveau. Nous pouvons donc conclure que les données de panel sont intégrées d'ordre 1.

3.4. Test de cointégration en panel

Ensuite, nous effectuons un test de cointégration en panel après avoir identifié l'ordre de cointégration. Dans cette étude, nous utilisons le test de cointégration en panel préconisé par Westerlund (2007) qui nous permet d'éviter le problème de restriction du facteur commun. L'hypothèse nulle est que les variables ne sont pas cointégrées. L'hypothèse nulle est testée en déduisant si le terme de correction d'erreur dans un modèle de correction d'erreur conditionnelle est égal à zéro. Si l'hypothèse nulle d'absence de correction d'erreur est rejetée, alors l'hypothèse nulle d'absence de cointégration est également rejetée.

Westerlund (2007) a proposé quatre statistiques différentes pour tester la cointégration en panel en se basant sur les estimations par les moindres carrés de α_i et son rapport t . Ces statistiques peuvent être regroupées en deux : les statistiques de panel et les statistiques de moyenne de groupe. Les statistiques de panel sont basées sur la mise en commun des informations concernant la correction d'erreur le long de la dimension transversale du panel alors que les statistiques de moyenne de groupe n'exploitent pas ces informations. Alors que deux des quatre tests sont des tests de panel avec l'hypothèse alternative que l'ensemble du panel est cointégré (H1: $\alpha_i = \alpha < 0$ pour tous les i), les deux autres tests sont des tests de moyenne de groupe qui testent contre l'hypothèse alternative qu'il y a une preuve de cointégration pour au moins une unité de section transversale (H1: $\alpha_i = \alpha < 0$ pour au moins un i). Les statistiques de panel, désignées par P_τ et P_α , testent l'hypothèse nulle d'absence de cointégration contre l'alternative simultanée selon laquelle le panel est cointégré, tandis que les statistiques de moyenne de groupe de P_τ et G_α , testent l'hypothèse nulle d'absence de cointégration contre l'alternative, à savoir qu'au moins un élément du panel est cointégré. Un avantage de l'utilisation des

Tableau 2. Tests de cointégration

Statistique*	Valeur	Valeur de Z	Probabilité
G_t	-4,243	-5,682	0,000
G_α	-38,837	-9,987	0,000
P_t	-12,794	-6,114	0,000
P_α	-74,438	-23,619	0,000

* G_t et G_α sont les statistiques des moyennes des groupes qui test l'hypothèse nulle de non-cointégration contre l'hypothèse alternative de cointégration parmi certains des pays. P_t et P_α sont les statistiques de panel qui testent l'hypothèse nulle de non-cointégration contre l'hypothèse alternative entre tous les pays.

Source : élaboration propre.

tests de cointégration en panel de Westerlund (2007) est que les séries temporelles peuvent être de longueur inégale.

Le tableau 2 résume les résultats du test de Westerlund. Tous les tests suggèrent de rejeter l'hypothèse nulle de non-cointégration au seuil de 1%. Ainsi, il existe une cointégration entre les séries et ces dernières sont supposées avoir une relation de long terme.

3.5. Estimation par Pooled Mean Group

Afin d'estimer les effets de l'infrastructure des TIC sur la croissance économique, cette étude applique la méthode d'estimation par groupes moyens regroupés (PMGE) de panels hétérogènes dynamiques de Pesaran et al. (1999). L'analyse de panel sur la spécification non restreinte du modèle ARDL (autoregressive distributed lag) pour les périodes de temps $t = 1, 2, \dots, T$ et les groupes $i = 1, 2, \dots, N$; et la variable dépendante y est :

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^q \xi'_{ij} x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

où y_{it} est une variable dépendante scalaire, $x_{i,t}$ est le vecteur $k \cdot 1$ des variables explicatives pour le groupe i , μ_i désigne les effets fixes, λ_{ij} sont des coefficients scalaires des variables dépendantes retardées, ξ'_{ij} sont des vecteurs de coefficients $k \cdot 1$.

La forme reparamétrée de l'équation (2) peut être formulée comme suit :

$$\Delta y_{it} = \varnothing_i y_{i,t-1} + \beta'_i x_{i,t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \xi'_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

On suppose que les termes de perturbation ε_{it} sont distribués indépendamment entre i et t , avec des moyennes nulles et des variances $\sigma_i^2 > 0$. On suppose en outre que $\varnothing_i < 0$ pour tous les i . Ainsi, il existe une relation à long terme entre y_{it} et x_{it} qui est définie par

$$y_{it} = \theta' x_{it} + \eta_{it}; \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 1, 2, \dots, T$$

où θ' , est le vecteur $k \cdot 1$ des coefficients à long terme et η_{it} sont stationnaires avec des moyennes éventuellement non nulles (y compris les effets fixes). Par conséquent, l'équation (3) peut être écrite comme suit :

$$\Delta y_{it} = \phi_i \eta_{it-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \xi'_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

où η_{it-1} est le terme de correction d'erreur donné par l'équation (4) et donc ϕ_i est le coefficient du terme de correction d'erreur mesurant la vitesse d'ajustement vers l'équilibre de long terme. Ce paramètre devrait être significativement négatif, ce qui implique que les variables reviennent à un équilibre de long terme.

La méthode d'estimation PMGE permet aux coefficients à court terme, aux intercepts et aux variances d'erreur de varier entre les pays mais contraint les coefficients à long terme à être égaux. Cela implique que θ_j pour tous les i . Afin d'estimer les coefficients à court terme et les coefficients communs à long terme, Pesaran et al. (1999) ont adopté l'approche de l'estimation du maximum de vraisemblance (MLE) en supposant que les perturbations ε_{it} sont normalement distribuées. Les estimateurs sont dénotés par :

$$\hat{\phi}_{PMG} = \frac{\sum_{i=1}^N \hat{\phi}_i}{N}; \quad \hat{\beta}_{PMG} = \frac{\sum_{i=1}^N \hat{\beta}_i}{N}; \quad \hat{\lambda}_{PMG} = \frac{\sum_{i=1}^N \hat{\lambda}_i}{N}; \quad j = 1, \dots, p-1 \quad \text{et}$$

$$\hat{\xi}_{PMG} = \frac{\sum_{i=1}^N \hat{\xi}_i}{N}; \quad j = 0, \dots, q-1, \quad \hat{\theta}_{PMG} = \tilde{\theta}$$

Pour tester la robustesse de nos résultats, nous re-estimons le PMG sur les groupes des pays selon le niveau de développement. Nous construisons donc deux clusters dont le premier est constitué de la Côte d'Ivoire, du Sénégal, du Bénin et du Burkina Faso qui sont considérés comme des pays à revenu intermédiaire de la tranche inférieure. Le second cluster est constitué de la Guinée Bissau, du Mali, du Niger et du Togo qui sont considérés comme des pays à faible revenu. De plus, nous estimons un modèle de panel à Effet Fixe Dynamique (Dynamics Fixed Effect Panel) pour comparer les résultats du PMG.

4. Résultats et discussion

4.1. Évolution de l'offre de crédit bancaire de 2015 à 2020 dans les pays de l'UEMOA

Les banques sont indispensables surtout lorsque l'économie nationale subit les conséquences néfastes d'une crise à l'instar de la pandémie de COVID-19. Elles doivent financer l'activité économique en accordant des crédits en particulier aux entreprises, qui demeurent les principaux acteurs créateurs de richesse nationale. Celles-ci ont, en effet, besoin de ressources financières suffisantes pour accroître la quantité et la qualité de biens et services produits et répondre ainsi à une demande

nationale et étrangère de plus en plus diversifiée et exigeante. La figure 1 présente l'évolution mensuelle des crédits bancaires avant et pendant la COVID-19 (2015–2020). L'existence fort probable d'effets cycliques ou saisonniers du crédit suggère de comparer l'évolution des crédits sur une période mensuelle identique. Il ressort de la figure 1 que la pandémie de COVID-19 a sérieusement affecté l'offre de crédit du système bancaire dans l'UEMOA. Les crédits bancaires sont constitués du stock initial de crédits augmenté des nouvelles mises en place de crédits nets des remboursements opérés. Tous les pays de l'union ont connu une tendance baissière du volume de crédit entre fin 2019 et 2020.

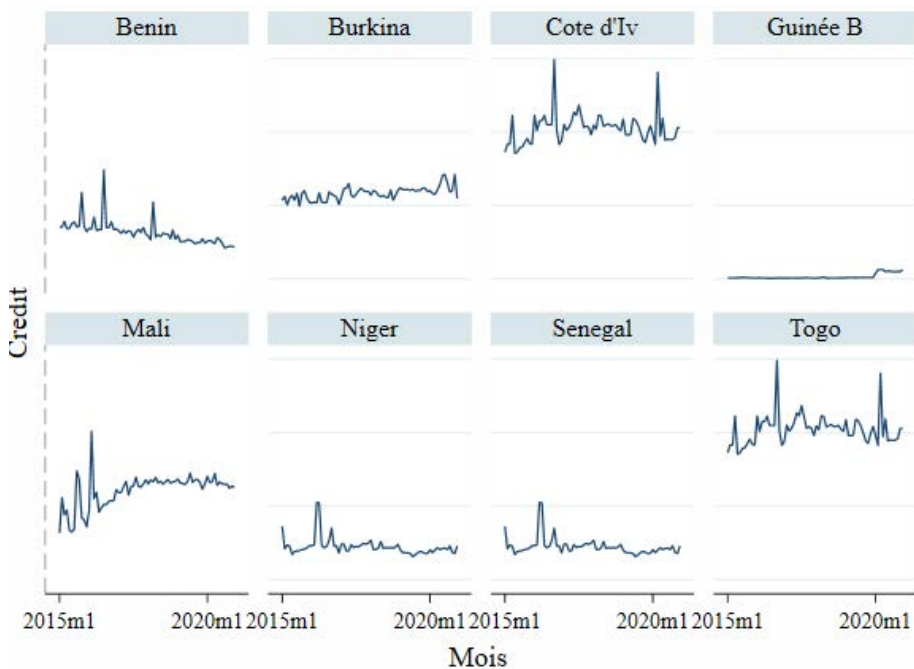


Figure 1. Évolution du volume de crédit à l'économie de janvier 2015 à décembre 2020

Source : élaboration propre.

L'offre de crédit a connu une fluctuation plus ou moins forte dans toutes les économies de l'UEMOA. Cependant, cette fluctuation est moins forte pour le Bénin, le Burkina Faso, la Guinée, le Niger et le Sénégal ces dernières années. Cette dynamique peut être expliquée par la politique monétaire pro-active de la BCEAO de même que le dynamisme de certaines économies comme la Côte d'Ivoire. En mettant un focus sur la crise sanitaire de COVID-19, il ressort une instabilité dans l'évolution de l'offre de crédit à l'économie. Dans certains pays de l'UEMOA, le

volume de crédits octroyés à la clientèle a augmenté au cours du second semestre de 2019, avec un léger repli au mois d'août 2019. Dans d'autres, il est constaté une diminution des crédits bancaires malgré le frémissement noté vers fin 2020. L'avènement de la pandémie de COVID-19 a engendré une rupture du dynamisme des banques en matière d'octroi de crédits. En effet, à l'avènement de la crise, la BCEAO a pris un certain nombre de mesure visant à injecter de la liquidité dans l'économie comme stratégie de survie à la crise.

4.2. Résultat des régressions du Pooled Means Group

Le tableau 3 présente les résultats de la regression par l'estimateur de PMG. Nous testons l'homogénéité des coefficients de long terme avec le test de Hausman (1978). Les probabilités associées au test de Hausman sont toutes supérieures à 5% ; ce qui ne rejette pas l'hypothèse de restriction d'homogénéité de long terme. Tous les coefficients ont les signes espérés et sont significativement différent de zéro au seuil de 5%.

L'avènement de la pandémie du COVID-19 a eu de graves répercussions tant sur les humains que sur les moyens d'existence matériels et financiers. Ceci est confirmé par les résultats des estimations du PMG qui suggèrent que le COVID-19 affecte négativement et significativement le financement bancaire dans les pays de l'UEMOA. En effet, à long terme, il ressort que l'offre de crédit à l'économie dans les pays de l'UEMOA pourrait baisser de près de 11% si des mesures sérieuses ne sont pas prises par les autorités monétaires. Cependant, les résultats suggèrent qu'à court terme, les pays comme le Bénin et le Sénégal sont les plus affectés par la pandémie en termes d'offre de crédit à l'économie alors que le Burkina Faso et le Mali sont les plus résilients. Les résultats sont nos concluants pour les autres pays de l'UEMOA. Une des interprétations plausibles de ces résultats serait d'imputer cette situation au comportement attentiste des entrepreneurs. En effet, l'incertitude plus ou moins radicale pesant sur les économies de l'UEMAO et le contexte international peut légitimement justifier le pessimisme des entrepreneurs opérant dans les pays de l'UEMOA, les conduisant à reporter leurs investissements et à réduire drastiquement leur demande de crédits bancaires.

Par ailleurs, les résultats révèlent que l'injection de liquidité par la BCEAO a un effet mitigé sur le financement des économies de l'UEMOA. A long terme, elle influence positivement et significativement le montant du crédit de l'ensemble des économies de l'UEMOA. À court terme, cet effet varie d'un pays à un autre. En effet, les résultats suggèrent que les économies du Burkina Faso et du Mali répondent favorablement à l'injection de liquidité de la BCEAO. Par contre, elle s'est avérée non concluante pour les autres économies du fait de la non-significativité des coefficients. Ce résultat nous conduit à conclure que soit la politique

Tableau 3. Résultats de la régression par l'estimateur de PMG

Variables	ec	Bénin	Burkina Faso	CI	Guinée	Mali	Niger	Sénégal	Togo
L. ln crédit à l'économie		-0,691*** (0,000)	-0,289*** (0,001)	-1,017*** (0,000)	-0,895*** (0,000)	-0,530*** (0,000)	-1,072*** (0,000)	-1,165*** (0,000)	-1,051*** (0,000)
D. ln Injection de liquidité		0,034 (0,300)	0,101*** (0,001)	-0,019 (0,631)	-0,014 (0,839)	0,046*** (0,006)	0,026 (0,438)	0,009 (0,773)	-0,039 (0,313)
D. ln Masse monétaire		-0,126 (0,577)	-0,005 (0,926)	0,174*** (0,006)	-0,011 (0,989)	0,650*** (0,000)	0,122 (0,525)	0,311*** (0,000)	0,200*** (0,001)
D. Taux créditeur		-0,002 (0,915)	-0,034** (0,020)	-0,010 (0,187)	-0,051 (0,384)	-0,012 (0,617)	-0,030** (0,049)	0,045 (0,126)	-0,021 (0,265)
D. Taux débiteur		-0,020 (0,338)	0,009 (0,466)	-0,006 (0,728)	-0,029 (0,740)	0,008 (0,784)	-0,025 (0,256)	-0,018 (0,408)	-0,048 (0,113)
D. COVID		-0,127*** (0,006)	0,090*** (0,000)	-0,024 (0,439)	0,261 (0,215)	0,101*** (0,009)	-0,037 (0,324)	-0,068** (0,042)	-0,024 (0,432)
ln Injection de liquidité	0,221*** (0,000)								
ln Masse monétaire	-0,077 (0,203)								
Taux créditeur	0,003 (0,740)								
Taux débiteur	0,013 (0,432)								
COVID	-0,109*** (0,000)								
Constant		8,006*** (0,000)	3,500*** (0,001)	13,192*** (0,000)	7,568*** (0,000)	6,621*** (0,000)	11,983*** (0,000)	13,148*** (0,000)	13,488*** (0,000)
Observations	568	568	568	568	568	568	568	568	568
Stat. Hausman		1,91 (0,68)	2,54 (0,46)	6,52 (0,08)	1,97 (0,58)	5,46 (0,12)	6,56 (0,09)	3,89 (0,23)	1,58 (0,75)

Notes : Les valeurs des probabilités sont entre parenthèses.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Sources : élaboration propre.

d'injections de liquidité est inopérante ; soit il existe un décalage quant à la réaction des banques commerciales de ces pays vis-à-vis de la politique monétaire de la BCEAO. Ceci peut être due à une faiblesse relative des injections rendant les banques commerciales de l'union peu sensibles à l'égard de celles-ci. Ces résultats quoique mitigés dans le contexte de l'UEMOA semble en ligne avec les résultats des travaux réalisés dans les pays occidentaux qui montrent que les politiques d'achat de la banque centrale à travers l'open market permet de lever les contraintes de liquidité pour les banques et de réduire les risques de défauts pour les entreprises. C'est le cas de la banque centrale américaine (FED) durant la crise financière mondiale (Carpenter et al., 2015 ; Neely, 2015) et la banque centrale européenne durant la crise de dette souveraine (Eser & Schwaab, 2016 ; Koetter, 2019 ; Krishnamurthy et al., 2018). De plus, l'achat par la banque centrale américaine (FED) des bonds des entreprises permet de faciliter le financement des entreprises emprunteuse et d'assurer la stabilité bancaire.

De même, les variables masse monétaire, taux d'intérêt créditeur et débiteur influencent diversement le financement de chacune des économies de l'UEMOA. À part le Bénin, le Burkina et la Guinée dont le financement de l'économie à travers l'offre de crédit à l'économie répond négativement à la masse monétaire, tous les autres pays ont un coefficient positif associé à la masse monétaire. Ces résultats sont en ligne avec ceux trouvés dans la littérature récente sur les effets des chocs exogènes sur le crédit à l'économie (Acharya & Steffen, 2020 ; Greenwald et al., 2020 ; Li et al., 2020). Ainsi, la baisse du crédit et le durcissement des normes de prêt suggèrent que les prélèvements sur les lignes de crédit ont pu affecter l'attitude des banques à l'égard de la prise de risque pendant la crise, les incitant à être plus prudentes dans leurs décisions de prêt.

4.3. Analyse de robustesse

Pour vérifier la robustesse de nos résultats, nous utilisons deux approches. La première consiste à refaire les estimations du PMG sur les sous échantillons des pays de l'UEMOA. Le premier sous échantillon inclue les pays à revenu intermédiaire à savoir le Bénin, la Côte d'Ivoire et le Sénégal (tableau A3, A6). Le second sous échantillon inclue les pays à faible revenu dont le Burkina Faso, la Guinée Bissau, le Mali, le Niger, le Togo (tableau A4, A6). Les résultats des estimations des PMG sur les deux sous échantillon soutiennent l'effet négatif global de long terme de la pandémie sur l'offre de crédit bancaire dans l'UEMOA. Cependant, cet effet est négatif pour les pays à revenu intermédiaire et positif pour la plupart des pays à faible revenu à l'exception du Togo. De plus, l'ampleur de l'effet de l'injection de liquidité est plus élevée pour les pays à revenu intermédiaire. Cela supporte le point de vue de certain auteur qui montrent que l'injection de liquidité est favorable à la croissance de l'offre de crédit dans les économies dynamiques.

La seconde approche consiste à estimer un DFE (*Dynamic Fixed Effect*), un FMOLS (*Full Modified Least Square*) et un DOLS (*Dynamics Ordinary Least Square*) sur l'ensemble des pays de l'UEMOA et sur les clusters de pays afin de voir la consistance des résultats. En effet, le DFE sont aussi appropriés pour les panels dynamiques avec une dimension temporelle plus élevée que la dimension individuelle comme dans notre cas. Ainsi, les estimations du DFE confirment les effets de long terme du Corona virus sur l'offre de crédit bancaire dans l'UEMOA (tableau A5). L'analyse des estimations FMOLS et DOLS pour les données des pays de l'UEMOA confirme la robustesse globale des résultats obtenus via le modèle Pooled Mean Group. Les coefficients associés à la masse monétaire sont significatifs et cohérents pour toutes les catégories (ensemble, revenus faibles, revenus intermédiaires), soulignant son rôle central dans l'expansion de l'offre de crédit pendant la pandémie. De même, les effets négatifs de la COVID-19 sur l'offre de crédit sont significatifs dans les pays à revenu intermédiaire, où la dépendance à la conjoncture économique semble plus marquée. Les différences observées dans les coefficients pour les taux créditeurs et débiteurs, notamment entre les groupes de revenus, reflètent des structures financières hétérogènes au sein de l'UEMOA.

Les résultats DOLS et FMOLS sont globalement proches, renforçant la robustesse méthodologique et la validité des conclusions. Les variations mineures entre les deux méthodes, comme une meilleure capture des dynamiques temporelles par le DOLS, ne remettent pas en cause les relations établies. Toutefois, l'analyse met en évidence l'importance de contextes spécifiques, tels que la vulnérabilité des pays à faible revenu et la résilience relative des pays à revenu intermédiaire, dans la réponse des systèmes bancaires et financiers aux mesures de liquidité. Ces résultats justifient une approche différenciée des politiques monétaires et financières au sein de l'UEMOA.

Conclusion et implications de politiques économiques

La COVID-19 a eu de graves impacts sur toutes les économies du monde. Des stratégies de résiliences à la crise ou de relance économique ont été mises en œuvre dans la plupart des pays. Les pays de l'UEMOA ont eux aussi adopté des mesures de ripostes y compris les interventions de la BCEAO pour la relance des économies de la zone. Cet article a pour objectif d'analyser l'effet de la COVID-19 sur l'offre de crédit bancaire à l'économie dans les pays de l'UEMOA. Sur la base des données de panel mensuelles de la BCEAO, nous avons fait une analyse en PMG afin de mettre en évidence les effets de court et de long terme de la pandémie sur le financement des économies de l'UEMOA. Des résultats de nos analyses statistiques il ressort à première vue que le système bancaire de l'UEMOA a maintenu inchangé son

offre de crédits malgré l'avènement de la pandémie de la COVID-19. Ceci peut être justifié par les différentes mesures d'assouplissement des conditions monétaires de la BCEAO et de soutien des gouvernements des différents Etats de l'union.

Les résultats des estimations du PMG montrent que la COVID-19 a eu un effet significativement négatif sur l'offre de crédit bancaire à court et à long terme dans chacun des pays de l'UEMOA. Par ailleurs, l'injection de liquidité opérée par la BCEAO de même que la réduction des taux créditeurs ont permis à certaines économies de l'union d'être résiliée contre la crise sanitaire. Plusieurs implications de politiques économiques émergent de ces résultats. Elles consistent, pour la BCEAO, à maintenir et renforcer sa politique d'aisance monétaire, compte tenu de la persistance et des multiplicités des vagues de la pandémie. De plus, elle doit maintenir sa politique de ciblage d'inflation qui est très cruciale pour la stabilité des prix et la croissance des économies de l'UEMOA malgré la COVID-19.

Ce travail empirique présente, toutefois, des limites qui doivent être prises en compte dans les travaux à venir. Il s'agit particulièrement de la non-prise en compte de variables pertinentes pouvant influencer l'offre de crédit bancaires telles que les caractéristiques spécifiques aux banques à savoir leur niveau de fonds propres. De plus, la non-disponibilité des données couvrant une longue période d'expérience de la pandémie constitue une limite que les recherches futures pourraient corriger.

Annexes

Tableau A1. Statistiques descriptives (période pré COVID-19)

Variable	Observations	Moy	Écart type	Min	Max
Credit	400	1,011e+06	718240	9692	2,984e+06
TxcreditCT	400	7,887	1,431	4,320	11,08
TxdepotCT	400	5,144	0,772	2,336	6,380
InjectLiqui	400	34411	69649	71,44	738770
MasseMonA©	400	2763	2249	238,0	9724
Depots	400	2,003e+06	1,584e+06	97414	5,682e+06

Sources : élaboration propre.

Tableau A2. Statistiques descriptives (période de COVID-19)

Variable	Observations	Moy	Écart type	Min	Max
Credit	176	990619	725009	18865	2,811e+06
TxcreditCT	176	7,489	1,170	5,370	10,67
TxdepotCT	176	5,140	0,750	2,920	7,712
InjectLiqui	176	28435	15317	1081	115134
MasseMonA©	176	3693	3103	350,4	13043
Depots	176	2,066e+06	1,630e+06	127511	5,630e+06

Sources : élaboration propre.

Tableau A3. PMG pour les pays à revenu intermédiaire (Bénin, Côte d'Ivoire et Sénégal)

Variabes	ec	Bénin	Côte d'Ivoire	Sénégal
L. In crédit à l'économie		-0,663*** (0,000)	-0,987*** (0,000)	-1,153*** (0,000)
D. In Injection de liquidité		0,038 (0,251)	-0,024 (0,576)	0,009 (0,790)
D. In Masse monétaire		-0,106 (0,643)	0,235*** (0,001)	0,366*** (0,000)
D. Taux créditeur		-0,001 (0,964)	-0,007 (0,404)	0,046 (0,108)
D. Taux débiteur		-0,016 (0,476)	-0,003 (0,886)	-0,013 (0,582)
D. COVID		-0,138*** (0,003)	-0,032 (0,356)	-0,070* (0,057)
In Injection de liquidité	0,227*** (0,000)			
In Masse monétaire	0,186** (0,041)			
Taux créditeur	-0,002 (0,888)			
Taux débiteur	0,001 (0,981)			
COVID	-0,083** (0,015)			
Constant		8,267*** (0,000)	13,810*** (0,000)	14,114*** (0,000)
Observations	213	213	213	213

Notes : Les valeurs des probabilités sont entre parenthèses.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Sources : élaboration propre.

**Tableau A4. PMG pour les pays à faible revenu
(Burkina Faso, Guinée, Mali, Niger, Togo)**

Variables	ec	Burkina Faso	Guinée	Mali	Niger	Togo
L. ln crédit à l'économie		-0,737*** (0,000)	-0,926*** (0,000)	-0,664*** (0,000)	-0,824*** (0,000)	-0,998*** (0,000)
D. ln Injection de liquidité		0,053* (0,066)	0,014 (0,827)	0,045*** (0,010)	0,113*** (0,001)	0,046 (0,223)
D. ln Masse monétaire		-0,105** (0,049)	-0,234 (0,777)	0,528*** (0,000)	-0,105 (0,622)	0,129* (0,053)
D. Taux créditeur		-0,024* (0,079)	-0,042 (0,474)	-0,009 (0,729)	-0,027 (0,129)	-0,007 (0,743)
D. Taux débiteur		-0,011 (0,348)	-0,048 (0,581)	-0,004 (0,898)	-0,037 (0,129)	-0,055* (0,081)
D. COVID		0,078*** (0,000)	0,233 (0,280)	0,097** (0,011)	-0,054 (0,195)	-0,074** (0,019)
ln Injection de liquidité	0,149*** (0,000)					
ln Masse monétaire	0,159** (0,018)					
Taux créditeur	-0,016 (0,348)					
Taux débiteur	0,054*** (0,003)					
COVID	-0,081*** (0,003)					
Constant		8,020*** (0,000)	7,119*** (0,000)	7,474*** (0,000)	8,389*** (0,000)	11,709*** (0,000)
Observations	355	355	355	355	355	355

Notes : Les valeurs des probabilités sont entre parenthèses.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Sources : élaboration propre.

Tableau A5. Estimation du Dynamic Fixed Effects (DFE)

Variabes	ec	SR
L. ln crédit à l'économie		-1,009***
		(0,000)
D. ln Injection de liquidité		-0,039*
		(0,068)
D. ln Masse monétaire		0,282***
		(0,006)
D. Taux créditeur		-0,007
		(0,663)
D. Taux débiteur		-0,041*
		(0,078)
D. COVID		-0,099***
		(0,006)
ln Injection de liquidité	0,275***	
	(0,000)	
ln Masse monétaire	-0,121	
	(0,388)	
Taux créditeur	-0,028	
	(0,222)	
Taux débiteur	0,078**	
	(0,014)	
COVID	-0,098**	
	(0,045)	
Constant		11,346***
		(0,000)
Observations	.	.

Notes : Les valeurs des probabilités sont entre parenthèses.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Sources : élaboration propre.

Tableau A6. Estimation du FMOLS et DOLS

Variables	Ensemble		Revenu Faible		Revenu intermédiaire	
	ec	Burkina Faso	Guinée	Mali	Niger	Togo
ln crédit à l'économie	0,408 (0,263)	0,490 (0,376)	0,116 (0,205)	0,108 (0,297)	0,224** (0,098)	0,260*** (0,090)
ln Masse monétaire	0,939*** (0,256)	0,941*** (0,291)	1,415*** (0,318)	1,182*** (0,404)	0,606*** (0,103)	0,701*** (0,077)
Taux créditeur	-0,105 (0,160)	-0,078 (0,191)	-0,390** (0,154)	-0,465** (0,201)	0,344*** (0,043)	0,395*** (0,036)
Taux débiteur	0,007 (0,296)	-0,096 (0,423)	0,384 (0,295)	0,545 (0,485)	-0,260*** (0,094)	-0,153 (0,095)
COVID	-0,133 (0,434)	-0,281 (0,502)	-0,210 (0,383)	-0,315 (0,447)	-0,340*** (0,102)	-0,275*** (0,062)
Constant	2,854 (3,134)	2,379 (3,730)	3,022 (2,714)	4,588 (3,404)	5,258*** (1,699)	3,121** (1,478)
Observations	575	573	359	357	215	213
R-squared	0,024	0,625	0,099	0,858	0,497	0,930

Notes : Les valeurs des probabilités sont entre parenthèses.

*** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Sources : élaboration propre.

References

- Acharya, V. V., & Steffen, S. (2020). The risk of being a fallen angel and the corporate dash for cash in the midst of COVID. *The Review of Corporate Finance Studies*, 9(3), 430–471.
- Aldasoro, I., Fender, I., Hardy, B., & Tarashev, N. (2020). Effects of COVID-19 on the banking sector: The market's assessment. *BIS Bulletin*, 12.
- Ashworth, J., & Goodhart, C. (2020). *Coronavirus panic fuels a surge in cash demand*. CEPR Discussion Paper, 14910. <https://ssrn.com/abstract=3638014>
- Baldwin, R., & di Mauro, B. W. (2020). *Economics in the time of COVID-19*. CEPR Press.
- BCEAO. (2020a). *Communiqué de presse sur les mesures de la BCEAO pour faire face à la pandémie de COVID-19*. Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest.
- BCEAO. (2020b). *Rapport annuel de la BCEAO 2020*. Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest.
- BCEAO. (2021). *Perspectives économiques et monétaires de la zone UEMOA post-COVID-19*. Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest.
- Beck, T. (2020). Finance in times of COVID-19: What next? In R. Baldwin & B. W. di Mauro (Eds.), *Mitigating the COVID Economic Crisis: Act fast and do whatever it takes*. CEPR Press.
- Becker, B., & Ivashina, V. (2014). Cyclicity of credit supply: Firm level evidence. *Journal of Monetary Economics*, 62, 76–93.
- Bénassy-Quéré, A., Boot, A., Fatás, A., Fratzscher, M., Fuest, C., Giavazzi, F., Marimon, R., Martin, P., Pisani-Ferry, J., Reichlin, L., Schoenmaker, D., Teles, P., & di Mauro, B. W. (2020). A proposal for a COVID credit line. *VoxEU CEPR Offices*. <https://voxeu.org/article/proposal-covid-credit-line>
- Boot, A., Carletti, E., Haselmann, R., Kotz, H., Krahen, J., Pelizzon, L., Schaefer, S., & Subrahmanyam, M. G. (2020). The coronavirus and financial stability. *SAFE Policy Letter*, 78.
- Calvo, C., & Dercon, S. (2005). *Measuring individual vulnerability*. Department of Economics Discussion Paper Series, 229. https://www.researchgate.net/publication/5218283_Measuring_Individual_Vulnerability
- Candelon, B., & Moura, R. (2023). Sovereign yield curves and the COVID-19 in emerging markets. *Economic Modelling*, 127, 106453.
- Carpenter, S., Demiralp, S., Ihrig, J., & Klee, E. (2015). Analyzing Federal Reserve asset purchases: From whom does the FED buy? *Journal of Banking and Finance*, 52, 230–244.
- CGAP. (2020). *Microfinance and COVID-19: Principles for regulatory response*. Insights for Inclusive Finance.
- Cornett, M. M., McNutt, J. J., Strahan, P. E., & Tehranian, H. (2011). Liquidity risk management and credit supply in the financial crisis. *Journal of Financial Economics*, 101(2), 297–312.
- Cortina, J. J., Didier, T., & Schmukler, S. (2020). Global corporate debt during crises: Implications of switching borrowing across markets. *Journal of International Economics*, 131, 103487. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2021.103487>
- Cunliffe, J. (2020). *Financial system resilience: Lessons from a real stress*. <https://www.bankofengland.co.uk/speech/2020/jon-cunliffe-speech-at-investment-association>

- Dercon, S. (2005). Risk, poverty and vulnerability in Africa. *Journal of African Economics*, 14(4), 483–488.
- Drehmann, M., Farag, M., Tarashev, N., & Tsatsaronis, K. (2020, April 24). Buffering COVID-19 losses—the role of prudential policy. *BIS Bulletin*, 9. <https://www.bis.org/publ/bisbull09.pdf>
- Elenev, V., Quintero, L., Rebucci, A., & Simeonova, E. (2020). Staggered health policy adoption: Spillover effects and their implications. *Management Science* (in print). <https://doi.org/10.1287/mnsc.2023.01033>
- Eser, F., & Schwaab, B. (2016). Evaluating the impact of unconventional monetary policy measures: Empirical evidence from the ECB's Securities Markets Programme. *Journal of Financial Economics*, 119(1), 147–167.
- Greenwald, D. L., Krainer, J., & Paul, P. (2020). *The credit line channel*. Working Paper Series, 26. <https://doi.org/10.24148/wp2020-26>
- Hamermesh, D. S. & Pfann, G. A. (1996). Adjustment costs in factor demand. *Journal of Economic Literature*, 34(3), 1264–1292.
- Hausman, J. A. (1978). Specification tests in econometrics. *Econometrica*, 46(6), 1251–1272. <https://doi.org/10.2307/1913827>
- IMF. (2020). *Policy responses to COVID-19*. <https://www.imf.org/en/Topics/imf-and-covid19/Policy-Responses-to-COVID-19>
- IMF. (2021). *West African Economic and Monetary Union: Selected issues*. IMF Staff Reports. <https://www.elibrary.imf.org/view/journals/002/2021/050/article-A001-en.xml>
- Im, K. S., Pesaran, M. H., & Shin, Y. (2003) Testing for unit roots in heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 115, 53–74.
- Kaftan, V., Kandalov, W., Molodtsov, I., Sherstobitova, A., & Strielkowski, W. (2023). Socio-economic stability and sustainable development in the post-COVID era: Lessons for the business and economic leaders. *Sustainability*, 15(4), 2876.
- Kahn, C., & Wagner, W. (2020). Liquidity provision during a pandemic. *Journal of Banking & Finance*, 133, 106152. <https://doi.org/10.1016/j.jbankfin.2021.106152>
- Koetter, M. (2020). Lending effects of the ECB's asset purchases. *Journal of Monetary Economics*, 116, 39–52.
- Krishnamurthy, A., Nagel, S., & Vissing-Jorgensen, A. (2018). ECB policies involving government bond purchases: Impact and channels. *Review of Finance*, 22(1), 1–44.
- Krueger, D., Mitman, K., & Perri, F. (2016). Macroeconomics and household heterogeneity. In J. B. Taylor & H. Uhlig (Eds.), *Handbook of macroeconomics* (vol. 2, pp. 843–921). Elsevier. <https://doi.org/10.1016/bs.hesmac.2016.04.003>
- Lagoarde-Segot, T., & Leoni, P. L. (2013). Pandemics of the poor and banking stability. *Journal of Banking & Finance*, 37(11), 4574–4583.
- Lelissa, T. (2020). *The impact of COVID-19 on the Ethiopian private banking system*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3624944>
- Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite sample properties. *Journal of Econometrics*, 108, 1–24.
- Li, L., Li, Y., Macchiavelli, M., & Zhou, X. (2020). *Liquidity restrictions, runs and interventions in the time of COVID-19: Evidence from money funds*. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3607593>

- Neely, C. J. (2015). Unconventional monetary policy had large international effects. *Journal of Banking and Finance*, 52, 101–111.
- Nelson, C. R., & Plosser, C. R. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 10(2), 139–162.
- Ozili, P. K. (2020). Financial inclusion and Fintech during COVID-19 crisis: Policy solutions. *The Company Lawyer Journal*, 8. <https://doi.org/10.2139/ssrn.3585662>
- Pesaran, H. (1997). The role of econometric theory in modelling the long run. *Economic Journal*, 107(440), 178–191.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. P. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94, 621–634.
- Pesaran, H., & Smith, R. (1995). Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels. *Journal of Econometrics*, 68(1), 79–113.
- Saez, E., & Zucman, G. (2020). *Keeping business alive: The government as buyer of last resort*. Economists for Inclusive Prosperity Policy Brief.
- Santos, J. A., & Viswanathan, S. V. (2020). *Bank syndicates and liquidity provision*. NBER Working Paper, w27701.
- Segura, A., & Villacorta, A. (2020). Policies to support firms in a lockdown: A pecking order. *Covid Economics*, 25, 90–121. web.unicz.it/admin/uploads/2020/06/covideconomics25.pdf#page=95
- Westerlund, J. (2007). Testing for error correction in panel data. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 69(6), 709–748.
- World Bank. (2020, April). Assessing the economic impact of COVID-19 and policy responses in sub-Saharan Africa. *Africa's Pulse*, 21. api.developmentaid.org/api/frontend/cms/file/2020/04/9781464815683.pdf
- World Bank. (2021, October). Climate change adaptation and economic transformation in sub-Saharan Africa. *Africa's Pulse*, 24. <https://doi.org/10.1596/978-1-4648-1805-9>
- Zigrand, J. P., Macrae, R., Vayanos, D., & Danielsson, J. (2020). The coronavirus crisis is no 2008. *VoxEU CEPR Offices*. <https://cepr.org/voxeu/columns/coronavirus-crisis-no-2008>