

REVUE INTERNATIONALE DES ECONOMISTES DE LANGUE FRANÇAISE

RIELF 2021, Vol. 6, N°2

Association Internationale
des Economistes de Langue Française



avec la collaboration de



UNIwersYTET
EKONOMICZNY
W POZNANIU

l'Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań



L'Université Bernardo O'Higgins - Chili

Directeur de la publication

Krzysztof MALAGA, rédacteur en chef, USEGP, Pologne

Comité éditorial

Alastair ALINSATO, Bénin
Camille BAULANT, France
Matouk BELATTAF, Algérie
Francis BISMANS, Belgique
Horst BREZINSKI, Allemagne
Abdelaziz CHERABI, Algérie
Bernard COUPEZ, France
Jean-Jacques EKOMIE, Gabon
Jules-Roger FEUDJO, Cameroun
Camelia FRATILA, Roumanie
Marian GORYNIA, Pologne
Driss GUERRAOUI, Maroc
Juliana HADJITCHONEVA, Bulgarie
Vidal IBARRA-PUIG, Mexique
Nafii IBENRISSOUL, Maroc
Michel LELART, France
Laura MARCU, Roumanie
Boniface MBIH, France

Isabel MOCOROA-VEGA, Espagne
Mbodja MOUGOUE, États-Unis
Thierry PAIRAULT, France
Jacques POISAT, France
Jean-Christophe POUTINEAU, France
Carlos QUENAN, Argentine
Marek RATAJCZAK, Pologne
Alain REDSLOB, France
Xavier RICHEL, France
Jeannette ROGOWSKI, États-Unis
Paul ROSELE CHIM, France
Claudio RUFF ESCOBAR, Chili
Baiba ŠAVRINA, Lettonie
Lansana SEYDI, Brésil
Viatcheslav SHUPER, Russie
Abdou THIAO, Sénégal
Roger TSAFACK NANFOSSO, Cameroun
François VAILLANCOURT, Canada

Comité de rédaction

Krzysztof MALAGA, rédacteur en chef, USEGP, Pologne
Małgorzata MACUDA, secrétaire de rédaction, USEGP, Pologne

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

© Copyright by Association Internationale des Economistes de Langue Française, Université des Sciences Economiques et de Gestion de Poznań
Paris, Poznań 2021

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

ISSN 2551-895X
e-ISSN 2727-0831

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

TABLE DES MATIÈRES

Avant-propos (Krzysztof Malaga)	3
IDRYS FRANSMEL OKOMBI	
Courbe de Laffer de la relation entre la dette publique et la croissance en Afrique : importance de la qualité institutionnelle.....	9
THIERRY PAIRAULT	
L'endettement des pays de l'UEMOA à l'égard de la Chine	37
FRANCK MONDESIR TSASSA MBOUAYILA	
Effets des politiques conjoncturelles sur la croissance économique en Zone franc .	51
THIERNO THIOUNE	
Écart de production dans la Zone UEMOA : analyse comparative d'une estimation par la fonction de production, le filtre de Kalman et le VAR structurel bayésien	77
TOMONDJI DAYANE THIERNAUD BEHANZIN, MAMADOU ABDOULAYE KONTE	
Impact de l'ouverture commerciale sur la croissance économique dans l'UEMOA	106
KOSSI ATTSUTSÈ DZIÉDZOM TSOMDZO, YACOBOU SANOUSSI, KWAMI OSSADZIFO WONYRA	
Déterminants des dépenses publiques de santé en Afrique subsaharienne.....	126
ESSOSINAM FRANCK KARABOU, KOMLAN AMETOWOYO ADEVE, KPATCHAA SONGHAÏ	
L'effet des politiques d'aide à la santé sur le développement sanitaire et économique en Afrique subsaharienne.....	142
YACOBOU SANOUSSI, KOMLAN AMETOWOYO ADEVE, KWAMI OSSADZIFO WONYRA	
Urbanisation et inégalités de revenu en Afrique subsaharienne : quel rôle pour la gouvernance traditionnelle et la e-gouvernance ?	162
SEGNON AGUEY, YÉZIDOU ALI, AKOÉTÉ EGA AGBODJI	
Effets de la stratégie de relance post-COVID-19 de la BCEAO sur les agrégats économiques au Togo.....	183
FOUSSÉNI NAPO, KOFFI BIOVA ESSIOMLE	
Soutenabilité de la dette publique post-initiative pays pauvres très endettés (PPTE) : une évidence empirique au Togo.....	216

WOULAMÉ OUDJIM, YACOBOU SANOUSSI, KODJO EVLO Déterminants de la malnutrition des enfants au Togo : une analyse par les disparités selon le milieu de résidence	239
JACQUES KIAMBU DI TUEMA, FLORENT JEAN DÉSIRÉ KABIKISSA, FERDINAND MOUSSAVOU, CLAUDE LOMAMA LOMBOTO, ÉTIENNE KIYUNGA TCHANDEMA Banques et opérateurs de téléphonie mobile dans l'inclusion financière en République Démocratique du Congo : concurrence et innovations	261

AVANT-PROPOS

C'est avec une réelle joie que nous remettons aux lecteurs le 11^{ème} numéro de la RIELF. Numéro 2/2021 de la RIELF est unique à sa manière, car il traite entièrement des problèmes actuels et importants pour l'Afrique y compris la pandémie de COVID-19. Les articles qui y sont présentés concernent l'ensemble du continent africain, la Zone Franc, l'UEMOA, l'Afrique subsaharienne ou certains de ses pays.

Courbe de Laffer de la relation entre la dette publique et la croissance en Afrique : importance de la qualité institutionnelle d'**Idrys Fransmel OKOMBI** concerne la question de l'existence d'un niveau d'endettement (point de retournement), au-delà duquel la dette publique commence à réduire la croissance économique. Toutefois, le seuil estimé varie selon les études et donne un aperçu incomplet du niveau d'endettement qui maximise la croissance. Selon l'auteur aucune étude n'a expliqué les causes de cette variation dans le contexte des pays d'Afrique. Cette étude vise à montrer que le seuil de la dette qui maximise la croissance dépend du niveau de la corruption, de la qualité de la démocratie et de l'efficacité du gouvernement. Pour y parvenir on a pris appui sur un échantillon de 45 pays africains, pour la période couvrant 1996–2018. Les résultats, obtenus par les méthodes d'estimations LSDVC et GMM-SYS suggèrent que les niveaux d'endettement public au-dessus desquels la croissance diminue, varient en fonction de la qualité des institutions. Plus précisément, lorsque la qualité institutionnelle est bonne, l'effet négatif de la dette publique sur la croissance se produit à des taux d'endettement plus élevés.

Dans *L'endettement des pays de l'UEMOA à l'égard de la Chine*, **Thierry PAIRAULT** constate que la conjoncture sanitaire de l'année 2020 a contraint le FMI et la Banque Mondiale à publier des informations qui autrement n'étaient pas rendues publiques pour justifier un allègement de la dette des pays dont l'endettement pourrait être jugé trop dangereux. Dans ces circonstances où tout se dit que ce soit pour louer ou diaboliser les financements chinois en Afrique, l'auteur tente juste de rassembler les données disponibles en particulier celles nouvellement publiées, pour nous interroger sur le poids réel de la dette des huit pays de l'UEMOA à l'égard de la Chine, et sur la signification de cet endettement pour les stratégies de développement.

L'article *Effets des politiques conjoncturelles sur la croissance économique en Zone Franc* de **Franck Mondesir TSASSA MBOUAYILA** trouve son affiliation dans la théorie budgétaire du niveau des prix. L'auteur propose l'étude simultanée des

chocs conjoncturels en Zone franc, à l'aide d'un modèle PVAR structurel regroupant l'activité, les prix, un taux d'intérêt réel de court terme, le solde budgétaire primaire et la dette extérieure. Les effets et les délais de transmission des impulsions budgétaires et monétaires sur le PIB apparaissent différenciés dans les deux unions monétaires à court terme. Les composantes cycliques des taux de refinancement de la BEAC et BCEAO sont positivement liées à celles des déficits primaires dans la Zone Franc. Les politiques budgétaires agissent négativement sur la croissance du PIB. Cependant les politiques monétaires produisent des chocs positifs sur l'évolution de la croissance économique dans ces deux Unions monétaires. D'après l'auteur il est donc nécessaire que les autorités monétaires allègent les règles de politique monétaire en réduisant les taux d'intérêt, ce qui va également relancer l'activité. Et les gouvernements n'ont alors aucune incitation à accroître leur déficit.

Thierno THIOUNE dans son article *Écart de production dans la Zone UEMOA : analyse comparative d'une estimation par la fonction de production, le filtre de Kalman et le VAR structurel bayésien* prétend que notions de production potentielle et d'écart de production (output gap) constituent des outils importants permettant aux banques centrales et en particulier à la Banque centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) de prévoir l'inflation dans la poursuite de leur objectif prioritaire de maîtrise de l'inflation. Le choix d'une méthode d'estimation de l'inflation s'avère délicat. Dans ce papier on propose une estimation de la production potentielle par les méthodes à composantes inobservables, l'approche de Watson (1986) et celle de Kuttner (1994), ainsi que par une méthode de modélisation économique, notamment le VAR structurel bayésien. L'auteur propose également une comparaison de ces différentes méthodes avec la fonction de production très utilisée dans la littérature et reconnue comme meilleure méthode d'estimation de la production potentielle pour les pays de l'UEMOA. D'après l'auteur les résultats indiquent que les différentes approches ainsi que la fonction de production expliquent les différentes périodes de crise recensées au sein de l'union. L'analyse comparative, contre toute attente, révèle que seul l'output gap obtenu par la fonction de production n'explique pas l'inflation.

Tomondji Dayane Thiernaud BEHANZIN et Mamadou Abdoulaye KONTE dans leur papier *Impact de l'ouverture commerciale sur croissance économique dans l'UEMOA* essayent de déterminer l'effet de l'ouverture commerciale sur la croissance économique dans les pays de l'UEMOA en mettant un accent sur l'existence d'un effet seuil et sur l'incidence de la qualité des exportations. Pour ce faire, un modèle en panel a été estimé à partir de l'approche Pool Mean Group (PMG) et les résultats ont montré que l'ouverture commerciale a un impact positif sur la croissance économique lorsque le degré d'ouverture mesuré par (Exportations biens et services + Importations biens et services) / PIB est inférieur à 61,2% du PIB. Au-delà de ce seuil, l'impact de l'ouverture commerciale sur la croissance économique devient négatif. Les résultats permettent également de mettre en évidence qu'en

l'absence de la prise en compte de l'effet seuil, l'ouverture commerciale a un impact négatif sur la croissance économique. En outre, les résultats de l'étude mettent en exergue que l'amélioration de la qualité des exportations combinée à l'ouverture commerciale affecte positivement de la croissance économique dans l'UEMOA.

Kossi Atsutsè Dziédzom TSOMDZO, Yacobou SANOUSSI et Kwami Ossadzifo WONRYA dans l'article *Déterminants des dépenses publiques de santé en Afrique subsaharienne* tentent d'analyser les déterminants des dépenses publiques de santé en Afrique subsaharienne. A cet effet, un modèle de panel dynamique a été utilisé pour un échantillon de 32 pays d'Afrique subsaharienne couvrant la période 2009 à 2018, subdivisé ensuite en quatre sous-groupes pour une analyse approfondie. L'estimation du modèle à effet fixe et l'approche par l'estimateur SGMM ont été utilisés pour obtenir les résultats dans le contexte africain. Cependant, l'estimateur LSDV-corrigé a été utilisé pour les résultats concernant les différentes régions. Les résultats issus des estimations montrent que les dépenses publiques de santé sont principalement influencées positivement par le produit intérieur brut, les politiques qui visent à améliorer l'état de santé de la population telle que mesurée par les taux de mortalité infantile et infanto-juvénile, la proportion de la population de moins de 15 ans et la densité de la population en milieu rural.

Essosinam Franck KARABOU, Komlan Ametowoyo ADEVE, Kpatchaa SON-GHAÏ dans leur papier *L'effet des politiques d'aide à la santé sur le développement sanitaire et économique en Afrique subsaharienne* font une tentative d'analyser l'effet des politiques d'aide à la santé sur le développement sanitaire et économique en Afrique subsaharienne sur la période 2002–2018. La méthodologie adoptée repose sur la méthode des moments généralisés (GMM) en système en panel dynamiques. Les résultats après estimations révèlent que, seules les aides accordées à la santé de base et à la santé de la reproduction améliorent l'état de santé des populations. Pour une augmentation de 1% de ces aides, on peut sauver respectivement environ 6 et 2 vies sur 1000 naissances vivantes. Les résultats révèlent également que le capital santé (taux de mortalité infanto-juvénile) a un effet négatif sur le niveau du PIB à hauteur de 0,003%. Il ressort également que le service de la dette impacte négativement le PIB à hauteur de 0,003%. Cette recherche recommande donc l'orientation des politiques d'aide à la santé dans les pays de l'Afrique subsaharienne vers les dépenses pro-pauvre tels que la santé de base, la santé de la reproduction tout en allégeant les services de la dette pour permettre la capacité des pays pauvres à investir dans le capital humain tel que la santé.

L'article *Urbanisation et inégalités de revenu en Afrique subsaharienne : quel rôle pour la gouvernance traditionnelle et la e-gouvernance ?* de **Yacobou SANOUSSI, Komlan Ametowoyo ADEVE et Kwami Ossadzifo WONRYA** vise à analyser le rôle de la gouvernance traditionnelle et le e-gouvernance dans la relation urbanisation-gouvernance-inégalités de revenu dans les pays de l'Afrique subsaharienne. Pour y parvenir, les données de panel sont mobilisées sur 48 pays couvrant la

période 2005–2016. Une modélisation dynamique est adoptée et la méthode LSDVC est utilisée pour estimer le modèle. Les résultats relèvent que l’urbanisation renforce les inégalités dans les pays de l’Afrique subsaharienne. Cependant, l’utilisation des services de télécommunications et la qualité des services publics croisées avec l’urbanisation réduisent les inégalités de revenu.

D’après **Segnon AGUEY, Yézidou ALI, Akoété Ega AGBODJI** dans leur article *Effets de la stratégie de relance post-COVID-19 de la BCEAO sur les agrégats économiques au Togo*, les conséquences des mesures barrières anti COVID-19 ont été dommageables sur l’activité économique. Afin de stimuler la relance économique, la BCEAO propose une réduction de 20% de son taux directeur (2,5% à 2%). Notre étude propose une pré-évaluation des effets de cette politique monétaire sur les agrégats économiques au Togo. À partir d’un modèle DSGE intégrant les restrictions d’accès au crédit de l’informel, nous analysons les canaux de transmission de la baisse du taux directeur de la BCEAO jusqu’aux agrégats économiques. La réduction de 20% du taux directeur engendrerait une baisse du taux de base des banques commerciales de près de 3%, ce qui stimulera l’investissement pour un effet additionnel de 2% sur la croissance du PIB. Toutefois, la croissance sera essentiellement drainée par le secteur formel, principal bénéficiaire du crédit additionnel. Le secteur informel en sera même négativement affecté, sous l’hypothèse de la substituabilité des facteurs entre les secteurs d’activité. On note une baisse de 0,9% de l’emploi informel et une réduction de 0,7% de la production informelle. La stratégie de relance de la BCEAO pourrait ainsi permettre aux États de la zone ouest-africaine d’initier un changement structurel pour un meilleur développement autre que celui à forte propension informelle.

Fousséni NAPO, Koffi Biova ESSIOMLE dans leurs article *Soutenabilité de la dette publique post-initiative pays pauvres très endettés (PPTE) : une évidence empirique au Togo* tentent d’analyser la soutenabilité de la dette publique du Togo à long terme après initiative Pays Pauvres Très Endettés (PPTE). La période d’étude couvre de 1994 à 2019. À partir des tests de stationnarité et cointégration, les résultats montrent que la dette du Gouvernement togolais est faiblement soutenable à long terme. En effet, la persistance du déficit budgétaire suite à l’insuffisance de ressources internes pour faire face à la hausse des dépenses budgétaires, notamment celles des dépenses d’investissement, a obligé l’État togolais à faire appel aux emprunts, entraînant alors l’accroissement du niveau de la dette ces dernières années. Au regard de ces résultats, une rigueur budgétaire est plus qu’une nécessité à travers, la contraction des dépenses budgétaires, mais surtout, la fiscalisation progressive du secteur informel et une mobilisation plus accrue des impôts sur le foncier.

L’objectif de papier *Déterminants de la malnutrition des enfants au Togo : une analyse par les disparités selon le milieu de résidence* de **Woulamé OUDJIM, Yacobou SANOUSI, Kodjo EVLO** est d’analyser les principaux déterminants susceptibles

d'influencer le statut nutritionnel des enfants de moins de cinq ans au Togo. La régression logistique est utilisée pour analyser l'effet des facteurs socioéconomiques sur la malnutrition et ensuite, une méthode de décomposition des facteurs (décomposition d'Oaxaca et de Blinder) a permis d'analyser les sources de l'écart de la prévalence de la malnutrition chronique dans le milieu urbain et rural du Togo. Les données utilisées proviennent de l'enquête MICS (2017). Les enfants résidant en milieu rural et dont l'âge est compris entre 6 et 59 mois sont susceptibles de manifester le retard de croissance. La richesse des ménages et le niveau d'éducation des mères sont également liés à la malnutrition chronique. Un enfant né avec un intervalle de naissance inférieur ou égal à 2 ans a 59% de chance de manifester le retard de croissance. Les résultats de la décomposition montrent que la différence dans la prévalence du retard de croissance provient des caractéristiques spécifiques à ces milieux. L'écart expliqué dans cette décomposition est en majorité l'inégalité des revenus mesurée par l'indice de richesse.

Jacques KIAMBU DI TUEMA, Florent Jean Désiré KABIKISSA, Ferdinand MOUSSAVOU, Claude LOMAMA LOMBOTO, Étienne KIYUNGA TCHANDEMA dans l'article *Banques et opérateurs de téléphonie mobile dans l'inclusion financière en République Démocratique du Congo : concurrence et innovations* analysent la concurrence entre les banques et les opérateurs de téléphonie mobile (OTM) dans l'inclusion financière en République Démocratique du Congo (RDC) sur un marché où les services sont différenciés horizontalement. Ils utilisent le modèle de Hotelling (1929), pour étudier les conséquences de cette concurrence sur le développement des services financiers. La conclusion est que la concurrence entre les banques et les OTM ne favorise ni la baisse des prix, ni l'inclusion financière massive. Elle accentue plutôt une diffusion polarisée des services financiers à travers le territoire national, compte tenu des faibles niveaux de revenus de la population et de l'importance du secteur informel qui caractérisent l'économie congolaise.

Krzysztof Malaga

COURBE DE LAFFER DE LA RELATION ENTRE LA DETTE PUBLIQUE ET LA CROISSANCE EN AFRIQUE : IMPORTANCE DE LA QUALITÉ INSTITUTIONNELLE

Laffer curve of the relationship between public debt and growth in Africa: The importance of institutional quality

IDRYS FRANSMEL OKOMBI¹

Université Marien Ngouabi, Congo-Brazzaville
Faculté des Sciences Économiques, Département de Master
idrysfransmel@gmail.com
ORCID : <https://orcid.org/0000-0002-5511-1440>

Abstract: Several studies support the idea that there is a debt level (turning point), beyond which public debt starts to reduce economic growth. However, the estimated threshold varies between studies and gives an incomplete picture of the level of debt that maximises growth. To the best of our knowledge, no study has explained the causes of this variation in the context of African countries. This study aims to show that the threshold of growth-maximising debt depends on the level of corruption, the quality of democracy and the effectiveness of government. To do so, we used a sample of 45 African countries for the period 1996–2018. Our results using the LSDVC and GMM-SYS estimation methods suggest that the levels of public debt above which growth declines vary with institutional quality. More precisely, when institutional quality is good, the negative effect of public debt on growth occurs at higher debt levels.

Keywords: public debt, growth, institutions.

Résumé : Plusieurs travaux soutiennent l'idée selon laquelle il existe un niveau d'endettement (point de retournement), au-delà duquel la dette publique commence à réduire la croissance économique. Toutefois, le seuil estimé varie selon les études et donne un aperçu incomplet du niveau d'endettement qui maximise la croissance. Selon l'état de nos connaissances, aucune étude n'a expliqué les causes de cette variation dans le contexte des pays d'Afrique. Cette étude vise à montrer que le seuil de la dette qui maximise la croissance dépend du niveau de la corruption, de la qualité de la démocratie et de l'efficacité du gouvernement. Pour y parvenir, nous avons pris appui sur un échantillon de 45 pays africains,

¹ Université Marien Ngouabi, BP. 69-Brazzaville, République du Congo.

pour la période couvrant 1996–2018. Nos résultats, obtenus par les méthodes d'estimations LSDVC et GMM-SYS suggèrent que les niveaux d'endettement public au-dessus desquels la croissance diminue, varient en fonction de la qualité des institutions. Plus précisément, lorsque la qualité institutionnelle est bonne, l'effet négatif de la dette publique sur la croissance se produit à des taux d'endettement plus élevés.

Mots-clés : dette publique, croissance, institutions.

JEL classification : H68, O10, O43, O55.

Introduction

La littérature économique sur la relation entre la dette et la croissance économique a connu une nouvelle tendance depuis l'étude de Reinhart et Rogoff (2010) et un regain d'intérêt suite à la crise de la dette souveraine au sein de la zone euro et les initiatives PPTE. En théorie, les arguments qui sous-tendent l'existence d'une courbe de Laffer² de la relation entre la dette publique et la croissance sont mis en avant par Bertola et Drazen (1993) et Sutherland (1995). Pour ces derniers, lorsque la dette publique demeure assez faible, la production s'accroît par le canal d'effet demande ; cependant, un niveau d'endettement élevé réduit la production par le canal d'effets d'offre.

Bien que la présence d'une courbe de Laffer de la croissance soit admise au plan théorique, les travaux empiriques menés sur ce thème se sont avérés peu probants. En ce qui concerne les pays développés, les niveaux d'endettement au-delà desquels la croissance diminue, varient entre 85% et 100% du PIB (Reinhart & Rogoff, 2010 ; Checherita & Rother, 2010 ; Cecchetti, Mohanty, & Zampolli, 2011 ; Baum, Checherita-Westphal, & Rother, 2013). En revanche, les niveaux d'endettement, qui maximisent la croissance dans les pays en développement varient entre 10% et 60% du PIB (Pattillo, Poirson, & Ricci, 2002 ; Cordella, Ricci, & Ruiz-Arranz, 2005 ; Mupunga & Le Roux, 2015 ; Chudik, Mohaddes, Pesaran, & Raissi, 2017 ; Mensah, Allotey, Sarpong-Kumankoma, & Coffie, 2020 ; Agbekponou & Kebalo, 2019 ; Sanusi, Hassan, & Meyer, 2019). Un tel constat laisse supposer qu'il n'existe pas de seuil unique au-delà duquel le ratio d'endettement compromet gravement les perspectives de croissance économique (Pescatori, Sandri, & Simon, 2014). L'existence des points de retournement de la relation entre la dette publique et

² La courbe de Laffer illustre l'arbitrage entre le taux d'imposition et les recettes fiscales, et symbolise l'adage trop d'impôt tue l'impôt.

la croissance, variant d'une étude à l'autre (Panizza & Presbitero, 2013) donne un aperçu incomplet du niveau de la dette publique qui maximise la croissance. Partant de ce constant, certaines recherches ont tenté de tenir compte des facteurs qui déterminent la variation du point de retournement de la relation entre la dette publique et la croissance.

Pour expliquer le différentiel des seuils d'endettement qui maximisent la croissance, plusieurs études mettent en avant le rôle joué par certains facteurs, dont l'un des plus importants est la qualité institutionnelle. À cet égard, les travaux suggèrent que le point de retournement de la relation entre la dette publique et la croissance est plus élevé lorsque la qualité des institutions est bonne. Plus précisément lorsque les institutions mesurées par le degré de corruption (Jalles, 2011), l'efficacité du gouvernement (Masuch, Moshammer, & Pierluigi, 2016 ; Butkus & Seputiene, 2018) et la qualité du service public (Megersa & Cassimon, 2015) sont de bonne qualité. Autrement dit, la dette publique produit des effets anti-keynésiens ou non-keynésiens sur la croissance à des niveaux d'endettement plus élevés, à condition que la qualité des institutions soit bonne. Derrière ces résultats, en apparence purement « factuelle », se cache en réalité l'idée, selon laquelle la bonne qualité des institutions est à la base de l'émergence conjointe de la participation à la politique (Weigel, 2020). Par exemple, en échange d'une plus grande participation politique, les citoyens procurent à l'État des recettes fiscales suffisantes (North & Weingast, 1989), permettant de garantir à la fois le financement des dépenses publiques productives et la soutenabilité de la dette. Tant que les agents sont assurés de ce que la dette publique reste soutenable, ils peuvent ignorer ses conséquences. Bien que plusieurs travaux aient contribué à nourrir la réflexion à propos du rôle des facteurs institutionnels sur le point de retournement de la relation entre la dette publique et la croissance, il n'existe pas à notre connaissance des recherches appliquées à l'Afrique sur ce sujet. En plus, l'importance de la démocratie sur le point de retournement de la relation entre la dette publique et la croissance est moins bien connue.

Cet article tente de combler cette lacune de la littérature, en examinant la relation non-linéaire entre la dette publique et la croissance en Afrique en fonction de la qualité institutionnelle. Plus précisément, l'objectif de cette étude est de montrer que la différence entre pays africains en matière de démocratie, de corruption et de l'efficacité du gouvernement, donne lieu à des niveaux d'endettement optimal différents. Le cas africain paraît particulièrement intéressant pour au moins trois raisons. Tout d'abord, le ratio dette publique/PIB atteint souvent des niveaux inquiétant en Afrique. En effet, certains observateurs ont récemment tiré la sonnette d'alarme à propos d'une crise imminente de la dette en Afrique (Gill & Karakūlah, 2018 ; Pilling, 2018), car depuis 2013, la dette de la région est en augmentation. Celle-ci est reflétée par un taux d'endettement médian en pourcentage du PIB, qui passe de 31% en 2012 à 53% en 2017 (Coulibaly, 2019). En plus, l'Afrique est l'une des régions du monde caractérisée par une mauvaise qualité de la démocratie

(Mattes, 2019) et un degré de corruption plus élevé (Transparency International et Afrobarometer, 2019). Enfin, le score moyen de l'efficacité du gouvernement est de -0.63 sur $2,25$ selon les indicateurs de gouvernance mondiale (Banque Mondiale).

Étant donné que la littérature considère la démocratie comme une méta institution, c'est-à-dire une institution à partir de laquelle naissent ou se renforcent les autres institutions dans un pays (Rodrik, 2000 ; Acemoglu, Johnson & Robinson, 2005), nous retenons la démocratie comme facteur déterminant de la relation non-linéaire entre la dette publique et la croissance. Dans le souci de tester la robustesse de notre analyse, nous tenons compte de l'indice de contrôle de la corruption et de l'indice de mesure de l'efficacité du gouvernement. Dans cette perspective, cet article contribue à la littérature spécifiquement sur deux points essentiels. Premièrement, nous avançons une nouvelle hypothèse qui met l'accent sur le rôle déterminant de la démocratie sur le point de retournement de la relation entre la dette publique et la croissance. Une telle hypothèse n'a pas encore fait l'objet d'une étude empirique robuste centrée sur les pays africains, et ce, malgré le fait que les pays africains sont caractérisés par une mauvaise qualité de la démocratie (Mattes, 2019). Deuxièmement, nous produisons une première preuve empirique du rôle de la corruption et de l'efficacité du gouvernement sur le niveau d'endettement qui maximise la croissance en Afrique. À cet effet, nous étudions dans un cadre commun, et avec un seul ensemble de données, les hypothèses selon lesquelles la corruption et l'efficacité du gouvernement affectent le niveau d'endettement au-dessus duquel la croissance diminue. Une telle démarche n'a pas été utilisée dans les travaux précédents. Afin d'explorer la courbe de Laffer de la dette conditionnée par la qualité institutionnelle, nous utilisons les méthodes d'estimations LSDVC et GMM-SYS sur un échantillon de 45³ pays africains pour la période 1996–2018. Nos résultats révèlent que les points de retournement de la relation entre la dette publique et la croissance varient en fonction de la qualité des institutions. Plus précisément, lorsque la qualité institutionnelle est bonne, l'effet de l'endettement sur la croissance se produit à des niveaux d'endettement plus élevés. En revanche, lorsque la qualité des institutions est mauvaise, l'effet négatif de la dette sur la croissance se produit à des taux d'endettement faibles.

Le reste de l'article est organisé comme suit : la section 1 fait une brève revue de la littérature. La section 2 traite de la méthodologie de l'étude. La section 3 présente et discute les résultats. Enfin, la section 4 sert de conclusion et d'implications de politique économique.

³ En raison de la disponibilité des données sur les mesures de la qualité institutionnelle, l'échantillon ne couvre pas la totalité des 54 pays africains.

1. Relation non-linéaire entre la dette publique et la croissance : arguments théoriques et travaux empiriques

1.1. Relation non-linéaire entre la dette publique et la croissance : arguments théoriques

Au plan théorique, deux approches mettent en évidence l'existence d'une relation non-linéaire entre la dette publique et la croissance. La première défendue par Krugman (1988), Sachs (1989) et Cohen (1992) se fonde sur la théorie du surendettement. La deuxième approche soutenue par Bertola et Drazen (1993) et Sutherland (1995) plaide pour la réaction de la croissance à l'augmentation de la dette, à la fois par le canal keynésien et par le canal d'effet d'offre.

En ce qui concerne la première approche, Krugman (1988), Sachs (1989) et Cohen (1992) montrent qu'au-delà d'un certain seuil, la dette publique décourage la consommation et l'investissement, et par conséquent entraîne une diminution de la croissance. Prenant appui sur la courbe de Laffer, ils montrent que la relation entre valeur nominale et valeur de marché de la dette, se présente sous la forme d'une courbe en U inversé dont l'abscisse correspond à l'encours de la dette et l'ordonnée à la valeur attendue du remboursement. Selon ces auteurs, la hausse de la valeur nominale de la dette est associée à l'augmentation des anticipations de remboursement (partie ascendante de la courbe). Par ailleurs, un accroissement de la dette réduit ces anticipations (partie descendante de la courbe).

S'agissant de la deuxième approche formalisée tout d'abord par Bertola et Drazen (1993), la dette publique peut affecter la production par deux canaux distincts. Pour ces auteurs, la dette publique affecte la production selon le canal keynésien, tant que les agents sont rassurés de ce que l'endettement public reste soutenable. Dans ce cadre, ils peuvent ignorer les conséquences d'une accumulation de la dette. Cependant, lorsque la dette publique atteint des proportions insoutenables, les agents savent qu'un programme de stabilisation impliquant une augmentation des impôts va devoir être mis en place. En conséquence, ils augmentent leur épargne pour y faire face. Pour Sutherland (1995), la non-linéarité entre la dette publique et la croissance s'explique par l'incertitude quant à la distribution intergénérationnelle des impôts futurs. Dans son modèle construit avec des générations imbriquées, dans lequel les consommateurs raisonnent sur une durée finie, les agents se comportent de manière keynésienne tant que la dette publique reste faible pour que la charge de l'ajustement leur semble devoir être supportée par les générations futures. Dans ce cadre, la dette publique influe sur la croissance par le canal de l'effet demande. En revanche, le comportement des agents devient anti-keynésien à mesure que la probabilité de voir la dette peser sur eux même augmente.

1.2. Rôle des institutions dans la relation non-linéaire entre la dette publique et la croissance : synthèse des travaux empiriques

Plusieurs études suggèrent que l'influence de la dette sur la croissance peut varier selon les pays, en fonction de la différence de leurs qualités institutionnelles. Dans cette perspective, plusieurs indicateurs de mesure de la qualité institutionnelle sont utilisés. Par exemple, l'indice d'évaluation des politiques et des institutions nationales (CPIA) (Cordella et al., 2005, 2010 ; Megersa & Cassimon, 2015), la moyenne de l'efficacité du gouvernement, de la qualité de la réglementation, de l'état de droit et du contrôle de la corruption (Masuch et al., 2016). D'autres auteurs se sont concentrés sur des aspects spécifiques, tels que la corruption (Jalles, 2011) et l'efficacité du gouvernement (Butkus & Seputiene, 2018).

En utilisant la mesure globale des institutions, Cordella et collaborateurs (2005) ont montré à base d'un échantillon composé de 79 pays en développement, que le niveau de la dette extérieure qui maximise la croissance est conditionné par la qualité des politiques. Ils ont trouvé que dans les pays où les politiques et les institutions sont de bonne qualité, la dette affecte négativement la croissance lorsqu'elle se situe au-delà de 15% à 30% du PIB. Cependant, dans les pays disposant des institutions de mauvaise qualité, la dette extérieure commence à nuire à la croissance lorsque le niveau de la dette dépasse le seuil de 10% du PIB. Ce résultat est proche de celui trouvé par Cordella et collaborateurs (2010) à base d'un échantillon composé de 79 pays en développement sur la période 1970–2002. Les auteurs montrent que les pays disposant des bonnes politiques et institutions sont confrontés à un surendettement, lorsque le niveau la dette en pourcentage du PIB dépasse le seuil situé entre 20–25. Au-delà de ce niveau, toute augmentation de dette se traduit par une diminution de la croissance. Cependant, la dette publique devient neutre lorsque son augmentation dépasse le seuil compris entre 70% et 80% du PIB. Prenant appui sur un panel non équilibré de 57 pays en développement pour la période 1990–2011, Megersa et Cassimon (2015) révèlent que les pays dont le secteur public est bien géré affichent un seuil de viabilité de la dette publique plus élevé.

Masuch et collaborateurs (2016) examinent le rôle des facteurs institutionnels sur la relation entre la dette publique et la croissance dans les pays de l'Union européenne dans les sous-périodes 1995 à 2014. Les résultats de l'étude montrent que lorsque la qualité des institutions (mesurée par l'indice moyen de l'efficacité du gouvernement, la qualité de la réglementation, l'état de droit et le contrôle de la corruption) est meilleure, des niveaux de dette initiale supérieurs à 60% ou 70% n'affectent pas négativement la croissance économique à long terme. Jalles (2011) pour sa part soutient que le niveau de la dette publique qui maximise la croissance dépend du degré de la corruption. En s'appuyant sur un panel composé de 72 pays

en développement sur la période 1970–2005, les auteurs montrent que lorsque la corruption est faible, l'effet négatif de la dette publique sur la croissance se produit à des niveaux d'endettement situé au-delà de 31% à 45% du PIB. Cependant, en présence d'un degré de corruption élevé, le niveau de la dette qui maximise la croissance se situe entre 21% à 30% du PIB. Ces résultats suggèrent que les pays dont les institutions sont de meilleure qualité peuvent contracter une dette publique plus élevée pour soutenir leur croissance. En considérant l'efficacité du gouvernement comme facteur qui conditionne la relation non-linéaire entre la dette publique et la croissance, Butkus et Seputiene (2018) trouvent des seuils d'endettement plus élevés que ceux des travaux précédents. S'intéressant à un panel composé de 152 pays sur la période 1996–2016, ils parviennent à la conclusion, selon laquelle le point de retournement de la relation entre la dette publique et la croissance varie de 46% à 229% et de 8% à 145% du PIB, respectivement dans les pays où l'efficacité du gouvernement est élevée et faible.

Au regard de ce qui précède, il ressort que la qualité institutionnelle influe sur le niveau de la dette publique qui maximise la croissance. Plus précisément, il ressort que les effets non-keynésiens ou anti-keynésiens se produisent à des taux d'endettement plus élevés à condition que la qualité des institutions soit bonne. En outre, l'impact de la démocratie sur le point de retournement de la relation entre la dette publique et la croissance n'a pas encore fait l'objet d'une étude robuste. Enfin, il apparaît qu'aucune étude centrée sur l'Afrique ne s'est intéressée à la question de l'hétérogénéité entre pays dans la dynamique de la relation entre la dette publique et de la croissance. Ainsi, ce travail tente de réconcilier les différents travaux centrés sur l'Afrique, qui ont trouvé des seuils d'endettement différents.

2. Méthodologie de l'étude et données

2.1. Modèle et méthode d'estimation

Le cadre théorique de notre modèle est inspiré de celui développé par Minea et Villieu (2009), qui ont indexé la relation entre l'impôt et la croissance par le déficit budgétaire. Dans ce modèle, nous souhaitons faire apparaître une relation en cloche entre croissance économique et dette publique, conditionnée par la qualité institutionnelle. Autrement dit, l'équation à estimer est une relation en cloche entre la dette publique et la croissance, conditionnée par la qualité des institutions. En plus, nous tenons compte du processus de convergence conditionnelle, en intégrant la croissance du PIB réel par habitant décalée. Ainsi, le modèle en panel dynamique symbolisant la relation non-linéaire entre la dette publique et la croissance en fonction de la qualité institutionnelle peut s'écrire de la manière suivante :

$$TCPIBRH_{it} = aTCPIBRH_{it-1} + \theta_1 DETTE_{it} + \theta_2 DETTE_{it}^2 + (\lambda_1 DETTE_{it} + \lambda_2 DETTE_{it}^2)F(I) + \theta_j X_{it} + \varepsilon_{it}$$

$TCPIBRH$, $DETTE$, I représentent respectivement le taux de croissance du PIB réel par habitant, la dette publique et les facteurs institutionnels (correspondant de façon alternative à l'indice de mesure de la corruption, de la qualité de la démocratie et de l'efficacité du gouvernement). X , représente le vecteur composé des variables de contrôle. La relation en cloche entre croissance et dette publique conditionnée par la qualité institutionnelle est valable lorsque $\hat{\theta}_2 + \hat{\lambda}_2 F(.) < 0$. De plus le maximum de cette courbe, défini comme $DETTE^* = -\frac{\hat{\theta}_1 + \hat{\lambda}_1 F(.)}{2(\hat{\theta}_2 + \hat{\lambda}_2 F.)}$ est positif dans la mesure où $\hat{\theta}_1 + \hat{\lambda}_1 F(.) > 0$.

Cependant, disposant de la variable dépendante retardée comme variable explicative, les estimateurs standards sur données de Panel, c'est-à-dire Within et Between ne sont plus efficaces. Par ailleurs, il convient de souligner qu'un problème important relatif à l'estimation d'un modèle en panel dynamique est la présence de caractéristiques individuelles hétérogènes inobservables. Dans cette circonstance, les estimateurs des Variables Instrumentales d'Anderson et Hsiao (1982) et ceux des Méthodes des Moments Généralisés (GMM) en panel dynamique d'Arellano et Bond (1991) sont efficaces pour contrôler les effets spécifiques individuels et corriger les biais d'endogénéité des variables, au détriment des estimateurs des Moindres Carrés avec des Variables Binaires (LSDV), et ce, depuis les travaux de Nickell (1981). Cependant, ces méthodes d'estimations ont la faiblesse de présenter des variances très larges. À cet effet, il importe de corriger la variance afin de réduire le biais. Dans cette perspective, Bond, Nauges et Windmeijer (2002) révèlent que l'estimateur des GMM en système est plus consistant. Cette méthode d'estimation consiste dans un premier temps à prendre la différence première de l'équation à estimer et dans un second temps à se servir des variables prédéterminées (retardées d'une période) et endogènes (retardées d'une période supérieure ou égale à deux).

Kiviet (1995) et d'autres auteurs ont par la suite proposé la méthode des moindres carrés à variables muettes avec correction de biais (LSDVC), jugée plus performante que l'estimateur GMM. En effet, l'estimateur LSDV contient un petit biais d'échantillon qui le rend moins pertinent. Kiviet (1995) utilise une technique pour approximer de façon asymptotique ce biais et trouve une formule de correction. Pour la rendre opérationnelle, l'auteur propose de substituer les paramètres du biais par ceux d'un estimateur plus robuste. À cet effet, Bruno (2005) utilise une méthode cohérente à l'instar de celle proposée par Anderson et Hsiao (1982), Arellano et Bond (1991), et de Blundell et Bond (1998), en l'introduisant dans la formule simplifiée de Bun et Kiviet (2003). Dans le cadre de notre étude, nous utilisons la commande Stata `xtlsdvc` (Bruno, 2005), conçu pour produire un échantillon bootstrap et des estimations LSDVC bootstrap. Pour y parvenir, nous utilisons 100

itérations par `xtlsdvc`. Par ailleurs, nous utilisons la méthode d'estimation GMM système de Blundell et Bond, jugée consistant pour remédier au biais lié à l'estimateur LSDV (Bruno, 2005). Dans cette perspective, la variable retardée du taux de croissance du PIB réel par habitant et les autres variables explicatives (supposées prédéterminées) sont instrumentées par leurs retards de premier ordre. La variable dette publique et son interaction avec les variables institutionnelles sont instrumentées par leurs retards de second ordre. Toutefois, les variables supposées exogènes sont : la croissance de la population et la variable muette qui permet de capter l'effet de l'annulation de la dette de quelques pays africains au titre de l'initiative PPTE (PPTEDUMY). Afin d'identifier les pays africains ayant atteint le point d'achèvement de l'initiative PPTE, nous nous sommes basés sur le récapitulatif de la situation des pays établie par la lettre « TRÉSOR-ÉCO – n° 164 – Mars 2016 ». La valeur 0 est affectée aux années qui précèdent l'atteinte du point d'achèvement et à 1 pour les années qui suivent l'atteinte de ce point. Une autre variable supposée exogène est la variable muette permettant de rendre compte de l'impact de l'augmentation du prix des matières premières. À cet effet, une variable muette (PETRDUMY) est intégrée pour capter l'effet du boom⁴ des matières premières. Concernant la variable muette permettant de rendre compte des séquences d'augmentations du niveau du prix des matières premières, l'indice GYCPI de Grilli et Yang (1988) mis à jour par François et Geronimi en 2019 est utilisé. Des périodes d'augmentations du prix des matières premières prennent la valeur 1 et 0 sinon.

2.2. Définition et mesure des variables

En ce qui concerne la variable dépendante, nous utilisons le taux de croissance du PIB réel par habitant qui est l'indicateur le plus retenu pour évaluer la production de biens et services d'un pays pendant une année. Il illustre l'importance de l'activité économique d'un pays. Quand il est formulé en dollar constant, comme c'est le cas ici, on peut procéder plus adéquatement à des comparaisons à travers les années puisque l'on tient alors compte de l'inflation ou de la déflation. Cette information tient aussi compte de l'importance de la population. La série de données sur la variable dépendante provient de la Banque Mondiale (WID). La variable dette publique est approximée à la dette du gouvernement central (E. Kim, Ha, & S. Kim, 2017 ; Butkus & Seputiene, 2018). La série de données y relative est extraite de la base de données du FMI.

La mesure de la démocratie retenue est l'indicateur Voice Accountability qui renseigne sur la capacité du gouvernement à rendre compte. Cette variable montre dans quelle mesure les citoyens participent réellement au choix de leurs gouvernants

⁴ Un boom désigne une séquence d'augmentations du niveau du prix et un slump désigne une séquence de baisses du niveau du prix (Cashin & McDermott, 2002).

que ce soit par l'étendue de leur liberté d'expression, d'association, ou celle des médias. Elle est extraite de la base de données de la Banque Mondiale (WIG). Sa valeur varie entre -2,5 (efficacité faible) et 2,5 (efficacité élevée). Dans le cadre de notre étude, il convient de souligner que les valeurs à seuils de la corruption, de Voice Accountability et de l'efficacité du gouvernement correspondent toutes à la valeur centrale 0, dans la mesure où elle est située entre les scores négatifs et positifs. Pour ce qui est de la variable de mesure de la corruption, nous utilisons l'indice de corruption fourni par la Banque Mondiale (WID), qui varie entre -2,5 (forte corruption) et 2,5 (faible corruption) et qui est l'un des indices les plus utilisés dans la littérature (voir par exemple Serra, 2006 ; Pellegrini & Gerlagh, 2008 ; Gnimassoun & Massil, 2019). Cette variable rend compte de la manière dont la puissance publique est exercée à des fins privées en incluant à la fois petites et grandes formes de corruption, de même que la façon dont l'État a été capté par les élites et les intérêts privés. Enfin, s'agissant de l'efficacité des pouvoirs publics, nous retenons également l'indice fourni par la Banque Mondiale, qui varie entre -2,5 (efficacité faible) et 2,5 (efficacité élevée). Cette variable renseigne sur la qualité des services publics, des fonctionnaires ainsi que leur degré d'indépendance vis-à-vis des pressions politiques, des politiques publiques, aussi bien dans leur définition que dans leur application. De même, cette variable rend également compte de la responsabilité effective du gouvernement quant à ces politiques publiques.

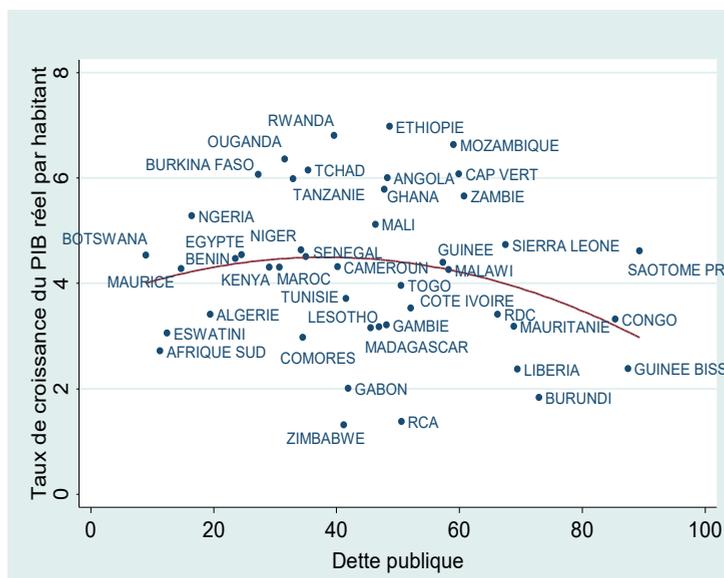
Concernant les variables de contrôle, nous avons retenu la population, l'investissement, l'ouverture commerciale et l'inflation. Tout d'abord, la population est considérée du point de vue de son taux de croissance. L'effet positif de la croissance de la population sur la croissance économique est mis en évidence dans le modèle d'apprentissage par l'expérience d'Arrow (1962) et Phelps (1966). Pour ces derniers, cet effet positif résulte de la relation proportionnelle, observée entre effectif de la population et effort consacré à la recherche. De même, dans le cadre du modèle de Solow (1956), la croissance de la production dépend entre autres du facteur travail, qui dépend à son tour de la croissance démographique. L'investissement privé est approximé à la formation brute du capital fixe, car celle-ci représente l'achat de machines ou de bâtiments, qui concourent à la production des biens et services. En plus, les travaux empiriques s'intéressant à cet indicateur révèlent que l'investissement a un impact positif sur la croissance (Mengue, 2013). L'ouverture commerciale est mesurée par la somme des exportations et des importations en pourcentage du PIB. L'effet attendu de cette variable sur la croissance est positif. Par référence à la théorie du commerce international, plus précisément les travaux de Ricardo et Smith sur les avantages absolus et comparatifs, le libre-échange des biens et services permettent d'augmenter la richesse. L'inflation que nous utilisons est mesurée par le taux de variation de l'indice des prix à la consommation. Une inflation importante est préjudiciable à la balance commerciale, et par voie de conséquence, à la croissance économique, surtout en économie ouverte (Montoussé

& Chamblay, 1998). En outre, une inflation importante entame la confiance en la monnaie et, peut conduire à des anticipations pessimistes de la part des entreprises. Par crainte d'une dépréciation des réserves, les agents économiques peuvent être incités à moins épargner, ce qui est préjudiciable à l'investissement, et par conséquent, à la croissance. Toutes les variables de contrôle susmentionnées proviennent de la base de données de la Banque Mondiale (WID).

Le PIB réel initial par habitant est mesuré par le niveau du PIB réel par habitant décalé. Cette variable doit permettre de tenir compte du processus de convergence conditionnelle. Le modèle de Solow (1956) prédit que chaque économie converge vers son propre sentier d'équilibre. Autrement dit, un pays ayant au départ un revenu par habitant faible aura un taux de croissance d'autant plus élevé qu'il est éloigné de son sentier d'équilibre de long terme. Dans le cadre de ce travail, si le coefficient liant le PIB réel par habitant initial est positif et inférieur à un (<1), on accepte l'hypothèse de convergence conditionnelle (Slesman, Baharumshah, & Raëes, 2015; Teixeira & Queirós, 2016).

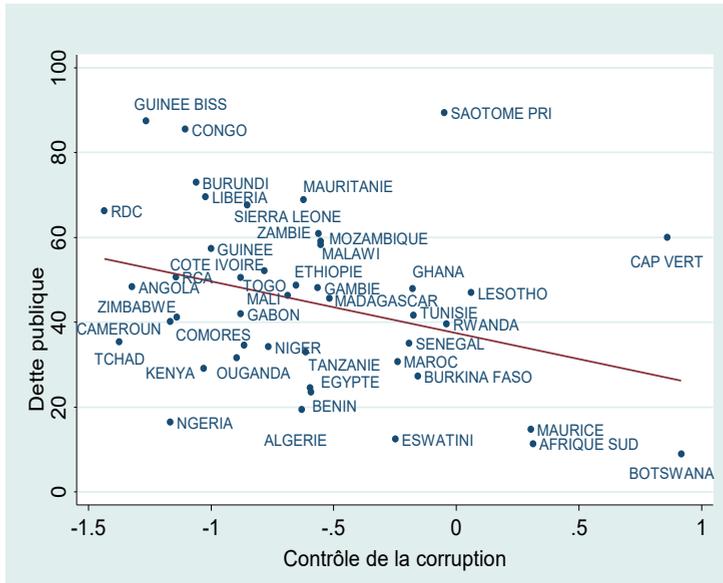
2.3. Analyse graphique

Pour évaluer le rôle déterminant de la qualité institutionnelle dans la relation entre la dette publique et la croissance, nous nous proposons d'effectuer une analyse



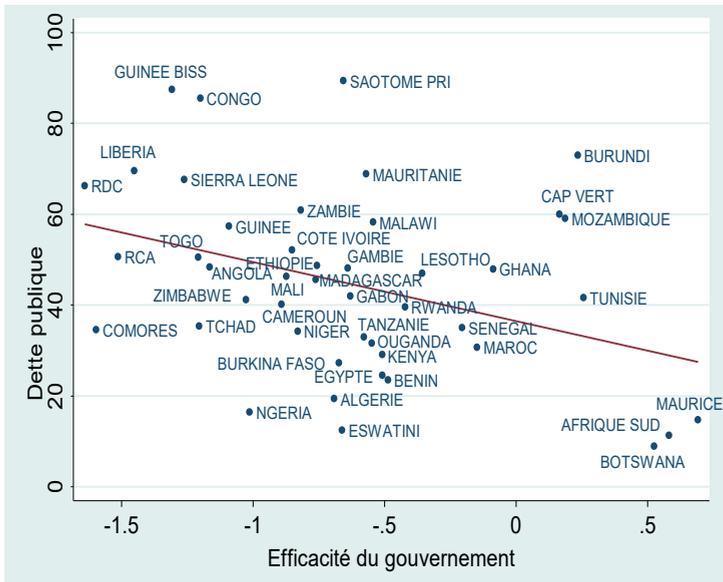
Graphique 1. Effet de la dette publique sur la croissance économique

Source : Élaboration propre.



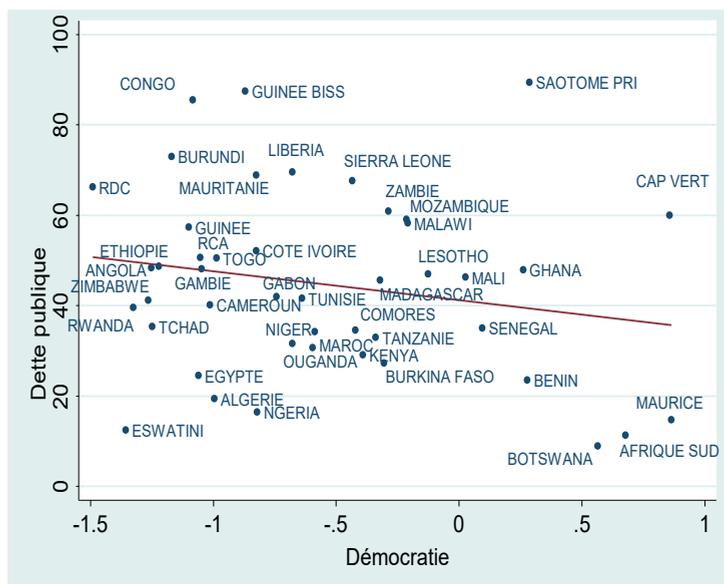
Graphique 2. Effet de la corruption sur la dette publique

Source : Élaboration propre.



Graphique 3. Effet de l'efficacité du gouvernement sur la dette publique

Source : Élaboration propre.



Graphique 4. Effet de la démocratie sur la dette publique

Source : Élaboration propre.

graphique de la relation entre la dette et la croissance, puis entre les facteurs institutionnels et la dette.

Le graphique 1 présente le nuage des points reliant la dette publique et la croissance dans les pays. Il en ressort une relation non-linéaire entre la dette publique et la croissance. Les graphiques 2, 3 et 4 établissent respectivement les liens entre la mesure de la corruption et la dette, entre la démocratie et la dette, et entre l'efficacité du gouvernement et la dette. Nous remarquons que le coefficient relatif à la pente de la droite de régression qui symbolise la relation entre démocratie et croissance est positif. De même les coefficients relatifs aux pentes des droites de régression établissant les relations entre la mesure de la corruption et la dette, entre la mesure de la démocratie et la dette, et entre la mesure de l'efficacité du gouvernement et la dette sont tous positifs. Un tel constat présuppose que la relation non-linéaire entre la dette publique et la croissance peut s'expliquer par la qualité institutionnelle.

Néanmoins, les conclusions qui découlent de l'analyse descriptive ont la faiblesse de ne pas pouvoir présenter l'impact de la dette publique sur la croissance en fonction de la qualité institutionnelle. À cet effet, il importe d'effectuer une analyse économétrique, afin d'analyser de manière robuste l'effet de la dette publique sur la croissance, conditionné par la qualité institutionnelle.

3. Présentation et analyse des résultats

3.1. Résultat de base

Préalablement à l'estimation du modèle, le test de stationnarité des variables est effectué. À ce titre le test de dépendance des individus de Pesaran (2003) est effectué suivant les variables retenues dans notre étude. Les résultats consignés en annexe (voir tableau A1) rejettent l'hypothèse d'indépendance entre pays pour les variables TCPIBRH, DETTE, CC, VAC, EG, INFL, OUV et INV. Pour ces variables, le test de racine unitaire de seconde génération est appliqué. L'hypothèse de dépendance entre pays étant acceptée pour la variable CPOP, les tests de racine unitaire de première génération sont appliqués. Nos résultats situés en annexe (voir tableau A2 et A3) suggèrent que les variables retenues dans la présente étude sont toutes stationnaires à niveau. Par la suite, notre modèle est estimé selon les méthodes d'estimations LSDVC et GMM-SYS.

Les résultats des estimations, consignés dans le tableau 1 renseignent sur le rôle de la démocratie dans la relation entre la dette publique et la croissance.

Les résultats obtenus à base de la méthode d'estimation LSDVC révèlent que le seuil d'endettement, qui maximise la croissance se situe autour de 41,09% du PIB lorsque la qualité de la démocratie est mauvaise. Cependant, lorsque la qualité de la démocratie est bonne, le niveau optimal de la dette est de 78,91% du PIB. De même, les résultats du modèle GMM-SYS suggèrent que, les niveaux de la dette publique (en pourcentage du PIB), qui maximisent la croissance sont de 42,93% et de 76,04%, respectivement lorsque la qualité de la démocratie est mauvaise et bonne. Ce résultat corrobore celui trouvé par Cordella et collaborateurs (2005), qui suggèrent que le niveau optimal de la dette est conditionné par la qualité des politiques. L'influence des variables de contrôle sur la croissance, demeure identique à celle obtenu dans les précédentes estimations.

Les résultats de la courbe de Laffer de la dette conditionnée par le degré de la corruption sont reportés dans le tableau 2. Les différentes estimations suggèrent que la relation entre la dette publique et la croissance à la forme d'un U inversé. En effet, il ressort de nos résultats un coefficient positif de la dette publique et négatif de la dette publique au carré. De même, les coefficients de la dette publique et de la dette publique au carré (conditionnés par le niveau de la corruption) ont respectivement un impact positif et négatif sur la croissance. Toutefois, nos résultats indiquent que l'effet positif de la dette publique sur la croissance, se trouve renforcé lorsque le degré de corruption est faible. Par ailleurs, il ressort que l'effet négatif de la dette publique (renseigné par le coefficient de la dette au carré) sur la croissance est amoindri lorsque la corruption est faible.

Tableau 1. Relation non-linéaire entre la dette publique et la croissance : rôle de la démocratie

Variable expliquée : Taux de croissance du PIB réel par habitant (TCPIBRH)				
Variables explicatives	LSDVC		GMM-SYS	
	VAC ≤ 0	VAC > 0	VAC ≤ 0	VAC > 0
TCPIBRH _{t-1}	0,12739*** (0,03644)	0,13345*** (0,03676)	0,13711*** (0,03777)	0,17416*** (0,06522)
DETTE	0,03748** (0,01902)	0,04824** (0,02001)	0,03635** (0,01836)	0,05232** (0,02052)
DETTE*VAC	0,06313*** (0,02262)	0,0597*** (0,02087)	0,05832*** (0,02278)	0,06317*** (0,02331)
DETTE*DETTE	-0,00078** (0,00033)	-0,00039** (0,00016)	-0,00072** (0,00031)	-0,00042*** (0,00014)
DETTE*DETTE*VAC	-0,00043** (0,00021)	-0,00029** (0,00014)	-0,00037** (0,00019)	-0,00033*** (0,00012)
INFL	-0,02001 (0,01343)	-0,08962* (0,04742)	-0,01741* (0,00921)	-0,03117 (0,03608)
OUV	0,04188** (0,01782)	0,05354*** (0,01997)	0,03816** (0,01637)	0,04335*** (0,01118)
CPOP	0,04306** (0,021)	0,06268*** (0,02062)	0,05071** (0,02004)	0,0767** (0,03455)
INV	0,05607** (0,02448)	0,0995*** (0,03574)	0,06626** (0,03313)	0,08724** (0,03899)
PPTEDUMY	0,00178* (0,00093)	0,00201** (0,00097)	0,00355** (0,00175)	0,00814* (0,00435)
PETRDUMY	0,00439* (0,00257)	0,00473* (0,00268)	0,00731* (0,00404)	0,00978* (0,00514)
Observations	536	499	540	495
R ²	0,76	0,84		
Nombre de pays	44	34	44	33
Test de Sargan			0,172	0,231
AR(1)			0,000	0,000
AR(2)			0,223	0,254
Nombre d'instruments			24	17
Estimation du point de retournement (%)	41,09	78,91	42,93	76,04

Note : Les écarts types sont entre parenthèses. Ils sont corrigés de l'hétéroscédasticité en utilisant l'option robust de Stata. *, **, *** indiquent des niveaux statistiques de significativité respectivement à 10%, 5% et 1%.

Source : Calcul de l'auteur.

Tableau 2. Relation non-linéaire entre la dette publique et la croissance : rôle de la corruption

Variable expliquée : Taux de croissance du PIB réel par habitant (TCPIBRH)				
Variables explicatives	LSDVC		GMM-SYS	
	CC ≤ 0	CC > 0	CC ≤ 0	CC > 0
TCPIBRH _{t-1}	0,16147*** (0,05159)	0,18632*** (0,03891)	0,10297*** (0,02867)	0,13036*** (0,03704)
DETTE	0,02949** (0,01359)	0,09595*** (0,04773)	0,04597** (0,02322)	0,03574** (0,01483)
DETTE*CC	0,0413** (0,01835)	0,10941*** (0,04224)	0,06375** (0,0269)	0,05235*** (0,01856)
DETTE*DETTE	-0,00061** (0,00029)	-0,00081** (0,00034)	-0,00077*** (0,00028)	-0,00034** (0,00013)
DETTE*DETTE*CC	-0,00023*** (0,00453)	-0,00052** (0,00023)	-0,00058** (0,00029)	-0,00023** (0,0001)
INFL	-0,01764 (0,01168)	-0,01835* (0,01073)	-0,02063 (0,01452)	-0,07053* (0,03712)
OUV	0,035*** (0,01212)	0,04216*** (0,01627)	0,03313*** (0,00892)	0,03649*** (0,01122)
CPOP	0,03229** (0,01339)	0,04384*** (0,01442)	0,04085** (0,01621)	0,05613*** (0,02094)
INV	0,05824** (0,02897)	0,0688** (0,03316)	0,08289** (0,03846)	0,096* (0,05133)
PPTEDUMY	0,00259** (0,00104)	0,00264** (0,00125)	0,00136** (0,00073)	0,00548* (0,00318)
PETRDUMY	0,00331* (0,00177)	0,00354* (0,00186)	0,0052* (0,00268)	0,00944* (0,00546)
Observations	570	465	559	476
R ²	0,78	0,85		
Nombre de pays	44	35	44	34
Test de Sargan			0,315	0,233
AR(1)			0,001	0,001
AR(2)			0,184	0,543
Nombre d'instruments			26	19
Estimation du point de retournement (%)	41,79	76,81	40,25	75,83

Note : Les écarts types sont entre parenthèses. Ils sont corrigés de l'hétéroscédasticité en utilisant l'option robust de Stata. *, **, *** indiquent des niveaux statistiques de significativité respectivement à 10%, 5% et 1%.

Source : Calcul de l'auteur.

Tableau 3. Relation non-linéaire entre la dette publique et la croissance : rôle de l'efficacité du gouvernement

Variable expliquée : Taux de croissance du PIB réel par habitant (TCPIBRH)				
Variables explicatives	LSDVC		GMM-SYS	
	EG ≤ 0	EG > 0	EG ≤ 0	EG > 0
TCPIBRH _{t-1}	0,14187*** (0,0514)	0,18318*** (0,03886)	0,10319*** (0,03702)	0,10628*** (0,0368)
DETTE	0,02393* (0,01234)	0,04297** (0,02017)	0,01891** (0,00855)	0,03561*** (0,01343)
DETTE*EG	0,03576*** (0,01319)	0,05149** (0,02051)	0,03504*** (0,01327)	0,05212*** (0,01613)
DETTE*DETTE	-0,00036** (0,00016)	-0,00037** (0,00017)	-0,00039*** (0,00014)	-0,00031*** (0,00013)
DETTE*DETTE*EG	-0,00035** (0,00016)	-0,00023** (0,00011)	-0,00027** (0,00013)	-0,00024** (0,00012)
INFL	-0,01784 (0,01321)	-0,04806* (0,02655)	-0,02238 (0,01622)	-0,02173* (0,01248)
OUV	0,04037*** (0,01559)	0,04067** (0,00914)	0,02779*** (0,00918)	0,03024*** (0,00856)
CPOP	0,03248** (0,01554)	0,06142*** (0,0202)	0,07692** (0,03449)	0,07892*** (0,02955)
INV	0,05379** (0,02195)	0,07657** (0,03561)	0,08736** (0,03733)	0,09548** (0,04151)
PPTEDUMY	0,00213** (0,00095)	0,00251* (0,00147)	0,00147** (0,00065)	0,009872** (0,00433)
PETRDUMY	0,00382* (0,00198)	0,00397* (0,00221)	0,00561* (0,0032)	0,00876* (0,00468)
Observations	573	462	561	474
R ²	0,78	0,77		
Nombre de pays	44	35	44	34
Test de Sargan			0,282	0,275
AR(1)			0,000	0,000
AR(2)			0,185	0,347
Nombre d'instruments			27	19
Estimation du point de retournement (%)	41,89	77,82	40,08	77,32

Note : Les écarts types sont entre parenthèses. Ils sont corrigés de l'hétéroscédasticité en utilisant l'option robust de Stata. *, **, *** indiquent des niveaux statistiques de significativité respectivement à 10%, 5% et 1%.

Source : Calcul de l'auteur.

Les résultats obtenus par la méthode LSDVC suggèrent que le niveau de la dette qui maximise la croissance est de 41,79% du PIB lorsque la corruption est élevée. En revanche, le seuil optimal de la dette se situe autour de 76,81% du PIB dans un contexte de faible corruption. Enfin, les résultats découlant de l'estimateur GMM-SYS montrent que le niveau optimal de la dette publique est de 40,25% du PIB, lorsque la corruption est élevée. Toutefois, lorsque la corruption est faible, le niveau de la dette qui maximise la croissance est de 75,83% du PIB. Bien que les niveaux d'endettement qui maximise la croissance varient selon les estimateurs (Égert, 2015), toutes nos estimations tendent à affirmer, l'hypothèse selon laquelle le point de retournement de la relation entre la dette publique et la croissance est plus élevé dans un contexte de faible corruption. Une explication plausible à ce constat peut être fondée sur le fait que, dans les pays moins corrompus le service public est de meilleure qualité et les politiques formulées et adoptées sont efficaces et crédibles (Montes & Paschoal, 2016). En conséquence, la dette publique est acceptée au plan social, c'est-à-dire la capacité effective des gouvernements à lever des impôts sans mouvement sociaux majeurs (Villieu, 2015) est garantie.

Nos résultats corroborent ceux obtenus par Jalles (2011), affirmant que le niveau d'endettement public, qui maximise la croissance dans les pays en développement est plus élevé dans les pays où la corruption est faible, que dans les pays caractérisés par un degré de corruption élevé.

Par ailleurs, nos résultats attestent que l'ouverture commerciale, la population et l'investissement ont un effet positif et significatif sur la croissance. Cependant, le taux d'inflation influence négativement la croissance, mais ce résultat n'est pas robuste en fonction des estimations.

Les résultats, présentés dans le tableau 3 décrivent la relation non-linéaire entre la dette publique et la croissance, conditionnée par l'efficacité du gouvernement.

Ces résultats confirment l'idée selon laquelle la qualité institutionnelle exerce une influence sur le point de retournement de la relation entre la dette publique et la croissance économique. En effet, il ressort que, lorsque le degré d'efficacité du gouvernement est faible, les niveaux d'endettement qui maximise la croissance, obtenus à base des techniques d'estimations LSDVC et GMM-SYS sont respectivement de 41,89% et 40,08% du PIB. Cependant, les niveaux d'endettement au-dessus desquels la croissance diminue sont de 77,82% et 77,32% du PIB, lorsque l'efficacité du gouvernement est élevée.

3.2. Analyse de la robustesse des résultats

Pour tester la robustesse de nos résultats et conforter notre hypothèse, nous utilisons des mesures alternatives de la corruption, de la démocratie et de l'efficacité

du gouvernement. Plus précisément, nous considérons l'indice de perception de la corruption de Transparency International, l'indice de démocratie fourni par Polity IV et l'indice de mesure de l'efficacité et la responsabilité gouvernementale d'Economist. Ces différentes mesures rendent également compte de la qualité du régime politique, du degré de corruption et l'efficacité du gouvernement. Il convient de souligner que l'indice de perception de la corruption (IPC) est produit par Transparency International à base d'un corpus d'indicateurs et de données, provenant notamment de la Banque Africaine de Développement, de Freedom House, ou encore de la Banque Mondiale. Un score plus proche de 0 correspond à plus de corruption, un score plus proche de 100 à moins de corruption. Dans notre étude, les estimations sont conditionnées par le niveau moyen de l'indice de perception de la corruption (IPC), qui s'établit à 32. S'agissant de l'indicateur de démocratie, nous utilisons l'indicateur de polity IV, qui est produit par le Centre pour le Développement International et de Gestion des Conflits (CIDCM) de l'Université de Maryland. Plus précisément, nous utilisons l'indicateur de polity IV de la démocratie corrigé de la dictature (Polity2). Cet indice est obtenu en associant le score de la démocratie à celui de la dictature. L'indice de démocratie fourni par polity IV est compris entre 0 et 10, où 0 correspond à l'absence de démocratie, et 10 l'existence d'une pleine démocratie. L'indicateur d'autocratie est compris entre -10 et 0, où -10 correspond à une dictature absolue. Partant de l'association de l'indice de démocratie et celui d'autocratie, polity IV parvient à produire l'indicateur polity2, variant entre -10 et 10 et qui renseigne sur la qualité du régime politique. Nos estimations sont conditionnées par le score moyen de l'indice de démocratie Polity2, qui est de 2. Enfin, l'efficacité et responsabilité gouvernementale (ERG) montrent dans quelle mesure un gouvernement est en mesure de mettre en place son programme. Cet indicateur est fourni par la base de données d'Economist. Le classement est de 1 à 10, 10 étant le plus haut niveau. Dans ce cas, le gouvernement est considéré comme efficace et en mesure de mettre en place son programme. Dans la présente étude, les estimations sont conditionnées par le score moyen de l'indice de mesure de l'efficacité et de Responsabilité du Gouvernement, qui est de 3,47. En considérant ces nouvelles variables, comme facteurs déterminant de la relation non-linéaire entre la dette et la croissance, nous obtenons les estimations dont les résultats sont consignés dans les tableaux 4, 5 et 6.

Les résultats des tableaux 4, 5 et 6 indiquent que le niveau de la dette publique qui maximise la croissance varie entre 34,56% du PIB et 43,30% du PIB, puis entre 55,42% du PIB et 68,54%. Derrière ces seuils en apparence différente de ceux consignés dans les tableaux 1, 2 et 3, s'établit une convergence autour de l'hypothèse, selon laquelle le niveau d'endettement qui maximise la croissance varie en fonction de la qualité institutionnelle. En effet, quelle que soit la spécification du modèle, nos résultats affirment que le niveau d'endettement qui maximise la croissance est élevé lorsque la qualité de la démocratie est bonne, la corruption est faible et

Tableau 4. Relation non-linéaire entre la dette publique et la croissance en fonction de l'indice de démocratie de Polity IV

Variable expliquée : Taux de croissance du PIB réel par habitant (TCPIBRH)				
Variables explicatives	LSDVC		GMM-SYS	
	Polity2 <= 2	Polity2 > 2	Polity2 <= 2	Polity2 > 2
TCPIBRH _{initial}	0,2445*** (0,04397)	0,12413** (0,05965)	0,14101*** (0,04794)	0,16561*** (0,05872)
DETTE	0,01863** (0,00931)	0,02951** (0,01245)	0,02773** (0,01165)	0,02887** (0,01239)
DETTE*Polity2	0,03192*** (0,01148)	0,03975*** (0,0144)	0,04791*** (0,01287)	0,04104*** (0,01414)
DETTE*DETTE	-0,00041** (0,00016)	-0,00032** (0,00013)	-0,00085*** (0,00032)	-0,00033** (0,00014)
DETTE*DETTE*Polity2	-0,00023** (0,00011)	-0,00019** (0,00008)	-0,00012** (0,00005)	-0,00018*** (0,00006)
INFL	-0,01315* (0,00699)	-0,0692* (0,03982)	-0,02821 (0,01868)	-0,0397 (0,03963)
OUV	0,02948*** (0,00528)	0,01988*** (0,00678)	0,02927* (0,01705)	0,02144* (0,01146)
CPOP	0,07596** (0,03779)	0,06743*** (0,02196)	0,0696*** (0,02521)	0,03243*** (0,01107)
INV	0,09827** (0,04693)	0,03742** (0,01648)	0,03013*** (0,01057)	0,05421** (0,02464)
DEP	0,0378** (0,0165)	0,09639*** (0,04155)	0,07402** (0,0288)	0,0293** (0,01326)
PPTEDUMY			0,00352* (0,00191)	0,00224* (0,00134)
PETRDUMY			0,00677 (0,00423)	0,00866* (0,00486)
Observations	536	505	517	400
R ² -ajusté				
Nombre de pays	45	34	45	33
Test de Sargan			0,215	0,233
AR(1)			0,000	0,000
AR(2)			0,195	0,373
Nombre d'instruments			24	17
Estimation du point de retournement (%)	39,26	67,90	38,72	68,54

Note : Les écarts types sont entre parenthèses. Ils sont corrigés de l'hétéroscédasticité en utilisant l'option robust de Stata. *, **, *** indiquent des niveaux statistiques de significativité respectivement à 10%, 5% et 1%.

Source : Calcul de l'auteur.

Tableau 5. Relation non-linéaire entre la dette publique et la croissance en fonction de l'indice de perception de la corruption de Transparency International

Variable expliquée : Taux de croissance du PIB réel par habitant (TCPIBRH)				
Variables explicatives	LSDVC		GMM-SYS	
	IPC <= 32	IPC > 32	IPC <= 32	IPC > 32
TCPIBRH _{initial}	0,17622** (0,07814)	0,1911*** (0,04566)	0,11631** (0,05682)	0,10773*** (0,04156)
DETTE	0,04573** (0,01897)	0,05367** (0,02428)	0,00265* (0,00145)	0,03089** (0,01354)
DETTE*IPC	0,05932*** (0,02045)	0,06756*** (0,02465)	0,07466** (0,03624)	0,04337** (0,02017)
DETTE*DETTE	-0,00112** (0,00044)	-0,00073** (0,0003)	-0,00061** (0,00026)	-0,00042** (0,00019)
DETTE*DETTE*IPC	-0,0004** (0,00016)	-0,00031** (0,00008)	-0,00049** (0,0002)	-0,00025*** (0,00008)
INFL	-0,07274 (0,05103)	-0,01585* (0,00943)	-0,02364 (0,04166)	-0,02284* (0,01171)
OUV	0,05169*** (0,01824)	0,04495*** (0,01425)	0,05624*** (0,01551)	0,06485*** (0,02349)
CPOP	0,05092*** (0,0175)	0,06531** (0,0308)	0,06314** (0,02566)	0,07169*** (0,0256)
INV	0,01122** (0,004367)	0,06206** (0,03027)	0,08274* (0,04233)	0,08758** (0,03546)
DEP	0,08711** (0,03888)	0,01188*** (0,00405)	0,09486** (0,04815)	0,05871** (0,02127)
PPTEDUMY			0,00259* (0,00134)	0,02476* (0,01368)
PETRDUMY			0,00913* (0,00468)	0,00984 (0,00698)
Observations	570	445	559	405
R ² -ajusté				
Nombre de pays	45	34	45	33
Test de Sargan			0,125	0,138
AR(1)			0,000	0,000
AR(2)			0,174	0,425
Nombre d'instruments			26	19
Estimation du point de retournement (%)	34,56	58,28	35,14	55,42

Note : Les écarts types sont entre parenthèses. Ils sont corrigés de l'hétéroscédasticité en utilisant l'option robust de Stata. *, **, *** indiquent des niveaux statistiques de significativité respectivement à 10%, 5% et 1%.

Source : Calcul de l'auteur.

Tableau 6. Relation non-linéaire entre la dette publique et croissance en fonction de l'indice de l'efficacité et de Responsabilité du Gouvernement de Economist

Variable expliquée : Taux de croissance du PIB réel par habitant (TCPIBRH)				
Variables explicatives	LSDVC		GMM-SYS	
	ERG <= 3.47	ERG > 3.47	ERG <= 3.47	ERG > 3.47
TCPIBRH _{initial}	0,11871*** (0,04637)	0,18074*** (0,05347)	0,11294*** (0,03351)	0,10659** (0,04585)
DETTE	0,02317** (0,01007)	0,02078** (0,00971)	0,01372*** (0,00515)	0,02026** (0,00969)
DETTE*ERG	0,05392** (0,02428)	0,05865*** (0,02022)	0,03714** (0,01522)	0,02215*** (0,00788)
DETTE*DETTE	-0,00048** (0,00021)	-0,00033** (0,00014)	-0,00032*** (0,00015)	-0,00017** (0,00008)
DETTE*DETTE*ERG	-0,00041** (0,00017)	-0,00025** (0,00011)	-0,00028** (0,00014)	-0,00015* (0,00008)
INFL	-0,01196 (0,02783)	-0,01807* (0,00946)	-0,02552 (0,01772)	-0,02597* (0,01546)
OUV	0,0343*** (0,01309)	0,0544*** (0,01652)	0,04404*** (0,01674)	0,05056** (0,02396)
CPOP	0,05134** (0,02422)	0,02794*** (0,00846)	0,05977*** (0,02264)	0,07365*** (0,02717)
INV	0,00873** (0,00432)	0,08965** (0,04347)	0,06831** (0,03105)	0,08549* (0,04742)
DEP	0,07348** (0,02915)	0,08273** (0,03613)	0,02994** (0,01453)	0,09396** (0,03656)
PPTEDUMY			0,00627* (0,00378)	0,00476* (0,00276)
PETRDUMY			0,00795 (0,00568)	0,00751* (0,00444)
Observations	573	443	561	400
R ² -ajusté				
Nombre de pays	43	35	43	33
Test de Sargan			0,153	0,217
AR(1)			0,000	0,000
AR(2)			0,255	0,477
Nombre d'instruments			27	19
Estimation du point de retournement (%)	43,30	68,47	42,38	66,26

Note : Les écarts types sont entre parenthèses. Ils sont corrigés de l'hétéroscédasticité en utilisant l'option robust de Stata. *, **, *** indiquent des niveaux statistiques de significativité respectivement à 10%, 5% et 1%.

Source : Calcul de l'auteur.

l'efficacité du gouvernement est **élevée**. En revanche, lorsque ces mesures de la qualité institutionnelle ne sont pas de bonne qualité, le point de retournement de la relation entre la dette publique et la croissance est faible. Autrement dit, la meilleure qualité des institutions a tendance à minimiser l'impact négatif de la dette publique sur la croissance économique.

En ce qui concerne les variables de contrôle, nos résultats sont identiques à ceux obtenus dans des précédentes études, car l'ouverture commerciale, la croissance de la population, l'investissement et les dépenses publiques exercent un effet positif sur la croissance économique. Cependant, le taux d'inflation ne semble pas avoir un effet significatif et robuste sur la croissance.

Conclusion et implication économique

L'objectif de cette étude était de montrer dans quelle mesure les facteurs institutionnels affectent le point de retournement de la relation entre la dette publique et la croissance dans 45 pays africains, sur la période couvrant 1996–2018. Pour ce faire, nous avons fait appel aux techniques d'estimations LSDVC et GMM-SYS. Trois mesures de la qualité institutionnelle à savoir : la qualité de la démocratie, le degré de la corruption, et l'efficacité du gouvernement ont été utilisées. Pour rendre compte de la robustesse des résultats, nous avons utilisé des mesures alternatives de la démocratie, de la corruption et de l'efficacité du gouvernement. Nos résultats suggèrent que la dette publique contribue positivement à la croissance économique. Toutefois, cette contribution positive est accentuée lorsque la qualité des institutions est bonne. En plus, nos résultats révèlent qu'au-delà d'un certain niveau d'endettement, la croissance diminue. Cependant, il ressort que l'amélioration de la qualité institutionnelle amoindrit l'effet négatif de la dette publique sur la croissance.

Ainsi, nos résultats indiquent que des niveaux d'endettement (en pourcentage du PIB) qui maximisent la croissance varient entre 55,42% et 78,91%, et entre 34,56% et 43,30%, respectivement lorsque la qualité des institutions est bonne et mauvaise. Autrement dit, l'effet négatif de la dette sur la croissance se produit à des niveaux d'endettement plus élevés lorsque la qualité des institutions est de bonne qualité. L'hypothèse selon laquelle, les niveaux de la dette publique qui maximisent la croissance sont élevés et faibles, respectivement dans les pays disposant des institutions de bonne et de mauvaise qualité est confirmée. Ainsi, nos résultats concilient un nombre croissant de récents travaux en Afrique, qui ont trouvés des résultats différents au sujet du point de retournement de la relation entre la dette publique et la croissance.

Deux implications importantes découlent de nos résultats. En premier lieu, la non prise en compte des facteurs institutionnels dans la relation entre la dette

publique et la croissance économique peut biaiser l'estimation du niveau de la dette publique qui maximise la croissance. En second lieu, les pays africains peuvent utiliser la dette publique pour atteindre leurs objectifs de croissance sans mettre en péril sa soutenabilité, à condition qu'ils améliorent la qualité de leurs institutions. Dans ce cadre, les effets négatifs de la dette publique sur la croissance se produisent à des niveaux d'endettement plus élevés. Autrement dit, les pays disposant des institutions de bonne qualité minimisent l'impact négatif de la dette publique sur la croissance économique.

Annexe

Tableau A1. Test de dépendance des individus de Pesaran (2003)

Variables	CD-test	<i>p</i> -value
TCPIBRH	5,83	0,000
DETTE	62,79	0,000
CC	-1,03	0,304
VAC	1,79	0,073
EG	3,57	0,000
INFL	27,84	0,000
OUV	15,34	0,003
CPOP	-0,52	0,605
INV	15,47	0,000

Source : Auteur.

Tableau A2. Résultats du test de stationnarité de Pesaran (2003)

Variables	t-bar	<i>p</i> -value
TCPIBRH	-3,863	0,000
DETTE	-4,268	0,000
VAC	-3,961	0,000
EG	-4,003	0,000
INFL	-3,769	0,000
OUV	-4,516	0,000
INV	-5,332	0,000

Source : Auteur.

Tableau A3. Test de stationnarité de Hadri et de Levin-Lin-Chu (test de 1ère génération)

Variable	Test de stationnarité de Hadri	
	Statistic	p-value
CC	46,9227	0,0000
CPOP	47,6459	0,0000
Test de stationnarité de Levin-Lin-Chu		
CC	-3,7235	0,0001
CPOP	-14,5054	0,0000

Source : Auteur.

References

- Acemoglu, D., Johnson, S. & Robinson, J. A. (2005). Institutions as the fundamental cause of long-run growth. In P. Aghion & S. Durlauf (Eds.), *Handbook of economic growth* (pp. 385–472). Amsterdam: North-Holland.
- Agbekponou, K. M., & Kebalo, L. (2019). Relation dette – croissance économique dans la CEDEAO: analyse à travers une approche non-linéaire. *Revue Économique et Monétaire*, 9–33.
- Anderson, T. W., & Hsiao, C. (1982). Formulation and estimation of dynamic models using panel data. *Journal of Econometrics*, 18, 47–82.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297.
- Arrow, K. (1962). The economic implications of learning by doing. *The Review of Economic Studies*, 29(3), 155–173.
- Baum, A., Checherita-Westphal, C., & Rother, P. (2013). Debt and growth: New evidence for the euro area. *Journal of International Money and Finance*, 32, 809–821.
- Bertola, G., & Drazen, A. (1993). Trigger points and budget cuts: Explaining the effects of fiscal austerity. *American Economic Review*, 83, 11–26.
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87, 115–143.
- Bond S., Nauges, C., & Windmeijer, F. (2002). *Unit root and identification in autoregressive panel data models: A comparison of alternative tests*. Mimeo, Institute for Fiscal Studies.
- Bruno, G. S. F. (2005). Approximating the bias of the LSDV estimator for dynamic unbalanced panel data models. *Economics Letters*, 87, 361–366.
- Bun, M. J. G., & Kiviet, J. F. (2003). On the diminishing returns of higher order terms in asymptotic expansions of bias. *Economics Letters*, 79, 145–152.
- Butkus, M., & Seputiene, J. (2018). Growth effect of public debt: The role of government effectiveness and trade balance. *Economies*, 6(62), 1–27.

- Cashin, P., & McDermott, C. J. (2002). The long-run behavior of commodities prices: Small trends and big variability. *IMF Staff Papers*, 49(2), 175–199.
- Cecchetti, S. G., Mohanty, M. S., & Zampolli, F. (2011). *The real effects of debt*. (Working Paper No. 352). Banque des Règlements Internationaux.
- Checherita, C., & Rother, P. (2010, August). *The impact of high and growing government debt on economic growth an empirical investigation for the euro area*. (Working Paper Series No. 1237).
- Chudik, A., Mohaddes, K., Pesaran, M. H., & Raissi, M. (2017). Is there a debt-threshold effect on output growth?. *Review of Economics and Statistics*, 99(1), 135–150.
- Cohen, D. (1992). Large external debt and (slow) domestic growth: A theoretical analysis. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 19, 1141–1163.
- Cordella, T., Ricci, L. A., & Ruiz-Arranz, M. (2005). *Debt overhang or debt irrelevance? Revisiting the debt-growth link*. (IMF Working Paper No. WP/05/223).
- Cordella, T., Ricci, L. A., & Ruiz-Arranz, M. (2010). Debt overhang or debt irrelevance?. *IMF Staff Papers*, 57(1), 1–24.
- Coulibaly, B. S., Gandhi, D., & Senbet, L. W. (2019). *Is sub-Saharan Africa facing another systemic sovereign debt crisis?*. Africa Growth Initiative (AGI) at Brookings, Policy Brief.
- Égert, B. (2015). Public debt, economic growth and nonlinear effects: Myth or reality?. *Journal of Macroeconomics*, 43, 226–238.
- Gill, I., & Karkūlah, K. (2018, April 6). *Sounding the alarm on Africa's debt*. The Brookings Institution.
- Gnimassoun, B., & Massil, J. K. (2019). Determinants of corruption :can we put all countries in the same basket?. *The European Journal of Comparative Economics*, 16(2), 239–276.
- Grilli, E., & Yang, M. C. (1988). Primary commodity prices, manufactured goods prices, and the terms of trade of developing countries: What the long run shows. *The World Bank Economic Review*, 2(1), 1–47.
- Jalles, J. T. (2011). The impact of democracy and corruption on the debt-growth relationship in developing countries. *Journal of Economic Development*, 36, 41–72.
- Kim, E., Ha, Y., & Kim, S. (2017). Public debt, corruption and sustainable economic growth. *Sustainability*, 9(3), 4–33.
- Kiviet, J. F. (1995). On bias, inconsistency and efficiency of various estimators in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 68, 53–78.
- Krugman, P. (1988). Financing vs. forgiving a debt overhang. *Journal of Development Economics*, 29, 253–268.
- Masuch, K., Moshhammer, E., & Pierluigi, B. (2016). *Institutions, public debt and growth in Europe*. (ECB Working Paper No. 1963, pp. 1–36). Frankfurt: European Central Bank.
- Mattes, R. (2019). La démocratie en Afrique: la demande, l'offre, et le 'démocrate insatisfait'. *Afrobaromètre*, 54.
- Megersa, K., & Cassimon, D. (2015). Public debt, economic growth and public sector management in developing countries: Is there a link?. *Public Administration and Development*, 35, 329–346.
- Mengue. (2013). Taille optimale de l'État dans les Union Monétaire: le cas de la CEMAC. *Revue d'Économie Appliquée*, 1, 29–51.
- Mensah, L., Allotey, D., Sarpong-Kumankoma, E., & Coffie, W. (2020). What debt threshold hampers economic growth in Africa?. *International Journal of Development*, 19(1), 25–42.

- Minea, A., & Villieu, P. (2009). Impôt, déficit et croissance économique: un réexamen de la courbe de Laffer. *Revue d'Économie Politique*, 119(4), 653–675.
- Montes, G., & Paschoal, P. (2016). Corruption: what are the effects on government effectiveness? Empirical evidence considering developed and developing countries. *Applied Economics Letters*, 23(2), 146–150. <https://doi.org/10.1080/13504851.2015.1058900>
- Montoussé, M., & Chamblay, D. (1998). *100 fiches pour comprendre les sciences économiques*. Paris: Bréal.
- Mupunga, N., & Le Roux, P. (2015). Stochastic simulation analysis of sustainable public debt in Zimbabwe. *Journal of Economics and International Finance*, 7(5), 98–111.
- Nickell, S. J. (1981). Biases in dynamic models with fixed effects. *Econometrica*, 49, 1417–1426.
- North, D. C., & Weingast, B. R. (1989). Constitutions and commitment: The evolution of institutions governing public choice in seventeenth-century England. *Journal of Economic History*, 49, 803–832.
- Panizza, U., & Presbitero, A. F. (2013). Public debt and economic growth in advanced economies: A survey. *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 149(2), 175–204.
- Pattillo, C., Poirson, H., & Ricci, L. (2002). *External debt and growth*. (IMF Working Paper No. WP/02/69).
- Pellegrini, L., & Gerlagh, R. (2008). Causes of corruption: A survey of cross-country analyses and extended results. *Economics of Governance*, 9(3), 245–263.
- Pesaran, H. M. (2003). *A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence*. Los Angeles: Mimeo, University of Southern California.
- Pescatori, A., Sandri, D. & Simon, J. (2014). *Debt and growth: Is there a magic threshold?*. (IMF Working Paper No. WP/14/34).
- Phelps, E. (1966). Models of technical progress and the golden rule of research. *The Review of Economic Studies*, 33(2), 133–145.
- Pilling, D. (2018, April 19). African nations slipping into new debt crisis. *Financial Times*. Retrieved from <https://www.ft.com/content/baf01b06-4329-11e8-803a-295c97e6fd0b>
- Reinhart, C. M., & Rogoff, K. S. (2010). Growth in a time of debt. *American Economic Review*, 100(2), 2573–2578.
- Rodrik, D. (2000). Institutions for high-quality growth: What they are and how to acquire them?. *Studies in Comparative International Development*, 35(3), 3–31.
- Sachs, J. (1989). The debt overhang of developing countries. In G. A. Calvo, R. Findlay, P. J. K. Kouri & J. B. de Macedo (Eds.), *Debt, stabilization and development: Essays in memory of Carlos Díaz Alejandro* (pp. 80–102). Oxford: Basil Blackwell.
- Sanusi, K. A., Hassan, A. S., & Meyer, D. F. (2019). Non-linear effects of public debt on economic growth in Southern Africa Development Community (SADC) countries. *International Journal of Economics and Management*, 13(1), 193–202.
- Serra, D. (2006). Empirical determinants of corruption: A sensitivity analysis. *Public Choice*, 126, 225–256. <https://doi.org/10.1007/s11127-006-0286-4>
- Slesman, L., Baharumshah, A. Z., & Raëes, W. (2015). Institutional infrastructure and economic growth in member countries of the Organization of Islamic Cooperation (OIC). *Economic Modelling*, 51, 214–226.
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *Quarterly Studies*, 29(2), 155–173.

- Sutherland, A. (1995). *Fiscal crises and aggregate demand: Can high public debt reverse the effect of fiscal policy?*. (CEPR Discussion Paper No. 1246).
- Teixeira, A. A. C., & Queirós, A. S. S. (2016). Economic growth, human capital and structural change: A dynamic panel data analysis. *Research Policy*, 45(8).
- Transparency International and Afrobarometer. (2019). *Global Corruption Barometer Africa 2019: Citizen's views and experiences of corruption*.
- Villieu, P. (2015). *Macroéconomie*. Paris: Economica.
- Weigel, J. L. (2020). The participation dividend of taxation: How citizens in Congo engage more with the state when it tries to tax them. *The Quarterly Journal of Economics*, 135(4), 1849–1903.

L'ENDETTEMENT DES PAYS DE L'UEMOA À L'ÉGARD DE LA CHINE

The indebtedness of WAEMU countries to China

THIERRY PAIRAULT

Directeur de recherche émérite (CNRS / EHESS),
Centre d'études sur la Chine moderne et contemporaine (France)
pairault@ehess.fr
ORCID : <https://orcid.org/0000-0002-4995-6228>

Abstract: The 2020 health situation has compelled the IMF and the World Bank to publish information that was otherwise not made public to justify debt relief for countries whose debt levels might be deemed too dangerous. In this context, where everything is said to praise or demonise Chinese financing in Africa, we are just trying to gather the available data, particularly the newly published data, to question the real debt burden of the eight WAEMU countries towards China, and the significance of this debt for development strategies.

Keywords: China, indebtedness, WAEMU.

Résumé : La conjoncture sanitaire de l'année 2020 a contraint le FMI et la Banque Mondiale à publier des informations qui autrement n'étaient pas rendues publiques pour justifier un allègement de la dette des pays dont l'endettement pourrait être jugé trop dangereux. Dans ces circonstances où tout se dit que ce soit pour louer ou diaboliser les financements chinois en Afrique, nous tentons juste de rassembler les données disponibles en particulier celles nouvellement publiées, pour nous interroger sur le poids réel de la dette des huit pays de l'UEMOA à l'égard de la Chine, et sur la signification de cet endettement pour les stratégies de développement.

Mots-clés : Chine, endettement, UEMOA.

JEL classification : F34, O19, O55.

Introduction

La conjoncture sanitaire de l'année 2020 a contraint le FMI et la Banque Mondiale, le G20, le Club de Paris et même le pape François à se prononcer pour un allègement de la dette des pays dont l'endettement pourrait leur poser un problème. Ainsi, en avril 2020, les huit pays composant l'UEMOA ont-ils été rangés parmi les pays pouvant bénéficier de l'Initiative de suspension du service de la dette (Banque Mondiale, 2020a). Ceci ne signifie pas que tous ces pays aient manifesté le désir de bénéficier de cette initiative : le Bénin et la Guinée-Bissau, au moment où nous écrivons ces lignes, rejettent toujours cette proposition. Cette initiative a été l'occasion pour la Banque Mondiale de rendre publiques sinon du moins de rendre beaucoup plus aisément accessibles un certain nombre de données statistiques sur l'état de l'endettement des pays à faible revenu. Dans cette note, nous profitons de cette accessibilité nouvelle pour mieux comprendre l'état de l'endettement des huit pays de l'UEMOA et nous demander le rôle que les prêts chinois joueraient puisqu'aussi bien la Chine fait souvent figure d'accusée.

À un moment où tout se dit que ce soit pour louer ou diaboliser les financements chinois en Afrique, nous tentons juste de rassembler les données disponibles et nous nous imposons une neutralité axiologique. Il n'est donc aucunement question de confirmer ou d'infirmer telle ou telle théorie économique ni de se placer sous la tutelle de l'une d'entre elles pour juger la Chine. Il s'agit d'éclairer les faits – juste les faits – à la lumière d'informations nouvellement publiées.

1. L'endettement de la fin 2018 et le service de la dette en 2019–2021

Les dernières données disponibles relatives au montant de la dette à long terme sont celles calculées par la Banque Mondiale pour 2018 et accessible dans sa base de données en ligne (Banque Mondiale, 2020b). Les huit pays UEMOA, dont le PIB agrégé est de 8,7% de celui de l'Afrique subsaharienne (les pays à hauts revenus étant exclus¹), ont un endettement global proportionnel au montant de cette richesse (8,3%) ; en revanche ils font face à un service de la dette proportionnellement beaucoup plus faible (4,9%). Ce dernier aspect pourrait traduire des conditions d'emprunt généralement meilleures (taux d'intérêt plus faibles, durées plus longues et différés de paiement plus grands) dues à un développement économique et social plus limité que la moyenne que refléterait un niveau de vie plus faible dans

¹ À savoir l'île Maurice et les Seychelles.

l'UEMOA (2800 dollars en parité de pouvoir d'achat) que dans l'ensemble de l'Afrique subsaharienne (3800 dollars en parité de pouvoir d'achat).

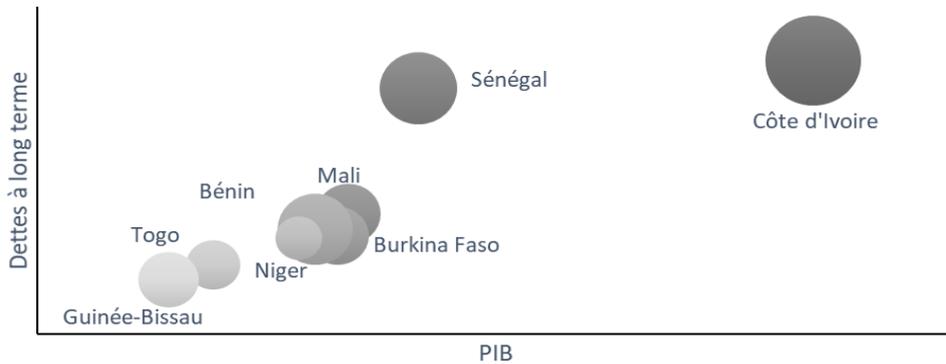
De fait, les huit pays connaissent des situations assez différentes (voir tableau 1 et graphique 1). En 2018, l'asymétrie entre pays est particulièrement évidente avec la Côte d'Ivoire et le Sénégal qui, à eux deux, endossent près des deux tiers de la dette extérieure à long terme (33,5% et 29,4% respectivement), assument les trois quarts du service de la dette (51,1% et 23,5% respectivement), mais ne créent qu'un peu plus de la moitié du PIB de l'UEMOA (38,9% et 15,7% respectivement). Il n'est donc pas étonnant que le poids du service de la dette dans la création de richesse de ces deux pays soit nettement plus lourd (2,6% et 3,0% respectivement) que pour les autres, même si le poids de la dette à long terme relativement au PIB est pour tous ces pays assez comparable (en moyenne 27,6%) – exception faite du Sénégal où il est près du double du poids moyen dans l'UEMOA.

Tableau 1. La dette des pays de l'UEMOA en 2018

2018 (en millions de dollars et en %)	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Guinée-Bissau	Mali	Niger	Sénégal	Togo	UEMOA
Montant de la dette à long terme	3 390	3 017	13 708	326	4 344	2 878	12 031	1 216	40 910
Montant de la dette à long terme / UEMOA (en %)	8,3	7,4	33,5	0,8	10,6	7,0	29,4	3,0	100,0
Montant de la dette à long terme / PIB (en %)	23,8	18,6	23,7	22,3	25,3	22,4	51,8	22,7	27,6
Service de la dette à long terme	193	110	1 491	6	233	114	686	84	2 918
Service de la dette à long terme / UEMOA (en %)	6,6	3,8	51,1	0,2	8,0	3,9	23,5	2,9	100,0
Service de la dette à long terme / PIB (en %)	1,4	0,7	2,6	0,4	1,4	0,9	3,0	1,6	2,0

Sources : Calculs de l'auteur à partir de la base de données de la Banque Mondiale.

La crise sanitaire et la nécessité d'alléger la dette des pays les plus vulnérables ont forcé la Banque Mondiale à publier depuis juin 2020 des statistiques explicitant le service de la dette que ces huit pays ont eu ou auront à régler au cours des trois années de 2019 à 2021 (Banque Mondiale, 2020a). Compte tenu de ce que nous venons de dire plus haut, nous ne serons pas étonnés de constater que le service de la dette à long terme de l'UEMOA est d'abord celui de la Côte d'Ivoire (51,1%) et celui du Sénégal (23,5%). Toutefois, plus intéressante est la structure de ces décaissements – remboursements du principal et paiement des intérêts



Graphique 1. Comparaison des huit pays (dette, PIB et PIB par tête)*

Note* : La taille des bulles est proportionnelle au PIB par tête ; les abscisses donnent la mesure du PIB tandis que les ordonnées celle des dettes à long terme.

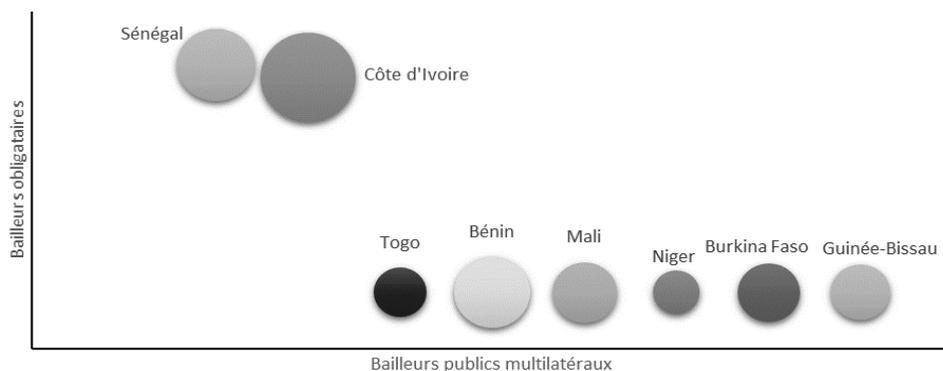
Source : Élaboration par l'auteur à partir de la base de données de la Banque Mondiale.

(voir tableau 2). Ici encore la Côte d'Ivoire et le Sénégal se distinguent, car ce sont les deux seuls pays pour lesquels les bailleurs-obligataires impactent la structure de leurs décaissements, respectivement 38,3% et 40,6% du service de leur dette à long terme. Les six autres pays en revanche se démarquent par l'importance de leur recours aux bailleurs multilatéraux entre 91% (Guinée-Bissau) et 57% (Togo). Cette situation confirme ce que suggérerait la comparaison des endettements (voir tableau 2 et graphique 2). D'un côté, des pays dont le poids économique est le plus important et dont le niveau de développement est le plus élevé ont des besoins de financement que les bailleurs multilatéraux et bilatéraux ne suffisent pas à satisfaire et donc ont recours aux bailleurs-obligataires ; de l'autre, des pays moins avantagés

Tableau 2. Le service de la dette (2019–2021)

Bailleurs 2019–2021	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Guinée-Bissau	Mali	Niger	Sénégal	Togo	UEMOA
Total (en millions de dollars)	589	504	4 062	38	711	446	2 295	304	8 949
Bailleurs publics multilatéraux (en %)	60,4	82,4	27,7	90,5	65,2	72,0	24,8	56,8	38,6
Bailleurs publics bilatéraux (en %)	11,2	17,6	31,7	9,6	34,7	28,0	23,9	40,1	27,8
Bailleurs privés (en %)	28,4	0,0	2,2	0,0	0,0	0,0	10,7	3,0	5,7
Bailleurs-obligataires (en %)	0,0	0,0	38,3	0,0	0,0	0,0	40,6	0,0	27,8

Source : Calculs de l'auteur à partir de (Banque Mondiale, 2020b).



Graphique 2. Bailleurs multilatéraux, bailleurs-obligataires et PIB par tête*

Note* : La taille des bulles est proportionnelle au PIB par tête ; les abscisses donnent l'endettement à l'égard des bailleurs publics multilatéraux tandis que les ordonnées donnent celui à l'égard des bailleurs-obligataires.

Source : Élaboration par l'auteur à partir de (Banque Mondiale, 2020b).

qui recourent essentiellement aux bailleurs multilatéraux et plus accessoirement aux bailleurs bilatéraux, dont la Chine.

La possibilité de recourir à des bailleurs-obligataires est un avantage certain quand le climat économique est relativement favorable. En revanche, ce recours peut devenir préjudiciable quand la crise sanitaire actuelle en générant des perspectives économiques adverses suggère que les débiteurs pourraient avoir des difficultés pour assumer leurs obligations. Ainsi, comme d'autres agences de notation ayant suivi l'impact financier de la crise, Moody's a, dans son rapport *Credit Outlook* du 13 août 2020, attribué des *negative outlook* à un certain nombre de pays, la Côte d'Ivoire et le Sénégal ayant été notés *review for downgrade* (Shastry & Mark, 2020). Un tel jugement ne semble pas avoir obéré la capacité de ces deux pays à se financer puisque, au cours du premier semestre 2021, ils ont réussi leurs émissions obligataires (près de deux milliards d'euros pour la Côte d'Ivoire et 775 millions d'euros pour le Sénégal).

2. Le service de la dette face aux bailleurs publics

Le service de la dette à destination des bailleurs publics multilatéraux (voir tableau 3) montre que la Banque africaine de développement joue un rôle très limité dans le financement des projets lancés par les huit pays de l'UEMOA : la Banque asiatique de développement et la Banque interaméricaine de développement ne jouant aucun rôle. En revanche, ce que la Banque Mondiale ne détaille pas, le Fonds arabe pour le développement économique et social et les autres fonds panarabes

joueraient un rôle voisin de celui des institutions de Bretton Woods (Banque Mondiale et FMI). En moyenne pour les pays de l'UEMOA, les premiers recevraient 41,6% du service de la dette versé aux bailleurs multilatéraux contre 51,6% pour les secondes. Les variations entre pays sont toutefois considérables, puisque la Côte d'Ivoire se distingue par un recours quasi exclusif à la Banque Mondiale (82,1%).

Tableau 3. Service de la dette et bailleurs multilatéraux (2019–2021)

Bailleurs multilatéraux	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Guinée-Bissau	Mali	Niger	Sénégal	Togo	UEMOA
Banque africaine de développement (en %)	9,6	11,2	1,2	9,2	12,4	6,4	10,2	0,8	6,8
Banque Mondiale et FMI (en %)	32,8	46,5	82,1	51,8	39,2	32,7	36,0	24,5	51,6
Autres (en %)	57,6	42,3	16,7	39,0	48,4	60,9	53,8	74,7	41,6
Total (en %)	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0

Source : Calculs de l'auteur à partir de Banque Mondiale (2020b).

Tableau 4. Service de la dette suivant les pays bailleurs (2019–2021)

Bailleurs 2019–2021	Bénin	Burkina Faso	Côte d'Ivoire	Guinée-Bissau	Mali	Niger	Sénégal	Togo	UEMOA
Total (en millions de dollars)	66	89	1 289	4	247	125	549	122	2 519
France (en %)	6,2	30,9	75,0	0,0	6,5	18,3	15,7	0,0	45,5
Chine (en %)	51,3	21,3	15,7	52,8	43,8	43,6	37,8	77,7	28,8
Inde (en %)	9,4	8,7	5,3	0,0	20,8	9,2	18,5	8,7	10,3
Koweït (en %)	26,0	21,9	0,5	0,0	9,9	5,4	6,8	10,9	5,0
Arabie saoudite (en %)	4,5	9,4	0,4	7,8	9,1	8,5	3,8	2,0	2,9
Turquie (en %)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	10,5	0,0	2,3
Espagne (en %)	0,0	0,0	1,3	0,0	0,0	0,0	4,0	0,0	1,6
Libye (en %)	0,0	0,0	0,0	31,3	8,1	0,6	0,0	0,0	0,9
Émirats arabes unis (en %)	2,6	0,9	0,0	0,0	0,9	1,3	0,8	0,3	0,4
Belgique (en %)	0,0	6,9	0,0	0,0	0,5	0,0	0,2	0,6	0,4
Japon (en %)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	1,3	0,0	0,3
Allemagne (en %)	0,0	0,0	0,2	0,0	0,0	0,0	0,3	0,0	0,2
Autriche (en %)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,4	0,0	0,2	0,0	0,1
États-Unis (en %)	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Autres bailleurs (en %)	0,0	0,0	1,4	8,0	0,0	13,0	0,2	0,0	1,4

Source : Calculs de l'auteur à partir de Banque Mondiale (2020b).

Le service de la dette au profit des pays bailleurs (prêts publics bilatéraux, voir tableau 4) montre que ceux-ci joueraient en moyenne au cours des trois années de 2019 à 2021, un rôle moindre que les bailleurs multilatéraux. Néanmoins, ce service de la dette permet de mesurer l'influence des différents pays bailleurs dans le financement des projets des pays de l'UEMOA. Le rôle de la Chine est toutefois sous-estimé si on s'en tient strictement aux déclarations officielles. En effet, les prêts de la China Development Bank (CDB) ne sont pas déclarés par la Chine comme des prêts publics, mais comme des prêts commerciaux privés. Il s'agit d'une fiction dans la mesure où la CDB est tout autant sous la tutelle directe et immédiate du gouvernement chinois que l'ExIm Bank et ne saurait être comparée aux banques commerciales occidentales à capitaux privés. Selon Agatha Kratz (2020), 72% des prêts chinois seraient commerciaux et leurs caractéristiques permettent difficilement de distinguer l'ExIm Bank de la CDB. Dans le cas des huit pays de l'UEMOA, seule la Côte d'Ivoire se trouve dans cette situation ; le service de la dette correspondant à ces prêts pseudo-privés chinois représente environ 17% du montant du service de la dette afférant aux prêts déclarés comme publics par la Chine. Dans le tableau 4, les services de ces deux dettes (publiques et pseudo-privées) ont été agrégés, d'où les 15,7% budgétés par la Côte d'Ivoire pour la Chine.

Compte tenu de l'importance du service de la dette, il apparaît donc que trois pays jouent clairement un rôle majeur dans le financement des projets des pays de l'UEMOA : la France, la Chine et l'Inde qui reçoivent respectivement 46%, 29% et 10% du service de la dette, soit à elles trois environ 85% des décaissements. À ce trio, nous pouvons éventuellement ajouter le Koweït destinataire de 5% du service. Tous les autres bailleurs, y compris les États-Unis et le Japon, jouent donc un rôle mineur.

La place de la France doit cependant être relativisée, car elle résulte essentiellement de sa présence en Côte d'Ivoire : le service qu'elle perçoit du fait de ses prêts à ce pays représente 40% du service total de la dette versé par l'UEMOA et 86% du service de la dette qu'elle encaisse. Si donc nous excluons la Côte d'Ivoire, le trio de tête reste le même certes, mais le rôle et l'importance des acteurs changent : la Chine, qui finance activement tous les pays, arrive nettement en tête (43,2% du service de la dette), suivie de l'Inde (15,7%), puis de la France (13,0%), soit au total 80% des décaissements.

Si ces trois pays exercent une influence évidente dans le financement des projets de la zone, toutefois cette influence est sélective dans le cas de la France et de l'Inde tandis qu'elle est plus générale dans le cas de la Chine. En d'autres termes, la Chine pourrait avoir une influence plus que proportionnelle à la somme de ses financements parce qu'elle est présente partout – même au Burkina Faso avec lequel elle n'a noué des relations diplomatiques qu'en 2018 après qu'il a reconnu pendant vingt-quatre ans Taiwan. Si donc la Chine poursuivait en l'intensifiant sa politique de financement, son influence pourrait devenir décisive pour l'UEMOA

d'un point de vue non seulement économique, mais aussi politique. Rappelons que ce qui distingue les prêts chinois des autres prêts bilatéraux est leur disponibilité et leur montant même si ces avantages font souvent oublier des taux d'intérêt plus élevés, des durées plus courtes et des différés de paiements réduits (Pairault, 2020b). Ils procurent donc l'illusion d'un développement à portée de main – quel qu'en soit par ailleurs leur coût effectif (Pairault, 2020a).

3. Les prêts chinois à l'UEMOA

Les prêts expriment l'origine de la dette et non la dette elle-même puisque pour calculer le montant effectif de l'endettement d'un pays à un moment donné il faut tenir compte du fait que certains prêts ont déjà été remboursés quand d'autres ont été annulés ou résiliés, ou sont en cours de remboursement ou quand d'autres encore ont vu leur remboursement annulé.

Le tableau 5 récapitule tous les prêts connus comme octroyés par la Chine aux huit pays de l'UEMOA entre 2000 et 2018 tel que le China Africa Research Initiative (CARI) de l'université Johns Hopkins a pu les colliger et les avérer à la date du 1er juillet 2020. Malgré le rôle important que joue la Chine dans le financement des projets de la zone, ce rôle reste toutefois très limité relativement à l'ensemble de l'Afrique. En 2019, l'UEMOA pèse environ 5% du PIB du continent, elle a reçu de 2000 à 2018 environ 8% du nombre des prêts chinois pour l'Afrique, ce qui représente moins de 3% de la valeur totale de ces prêts.

Tableau 5. Prêts chinois aux pays de l'UEMOA (2000–2018)

Pays	Total des prêts		Prêts à taux zéro		Prêts à taux bonifiés		Prêts commerciaux	
	en nombre	en millions de dollars	en nombre	en millions de dollars	en nombre	en millions de dollars	en nombre	en millions de dollars
Bénin	10	683	5	131	3	393	2	159
Burkina Faso	1	43	0	0	0	0	1	43
Côte d'Ivoire	20	2 791	7	72	6	1 165	7	1 554
Guinée-Bissau	3	94	2	34	0	0	1	60
Mali	11	993	4	65	5	516	2	412
Niger	7	703	2	19	4	332	1	352
Sénégal	16	1 886	1	4	8	467	7	1 415
Togo	16	674	5	81	9	474	2	119
Total	84	7 867	26	406	35	3 347	23	4 114
Total en %	100	100	31	5	42	43	27	52

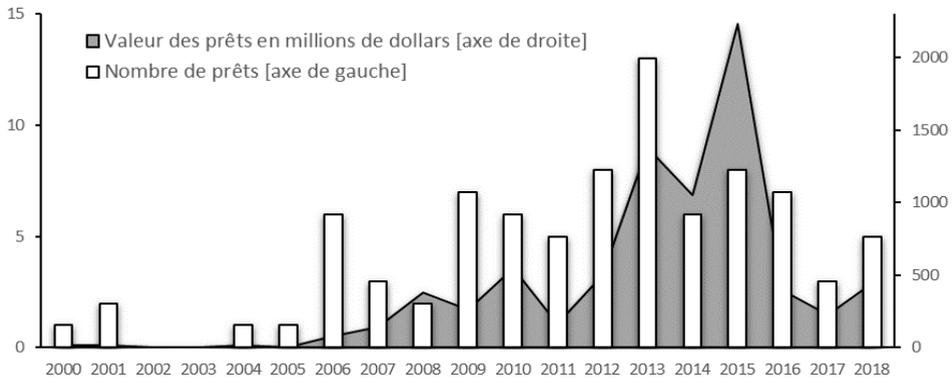
Source : (China Africa Research, 2021).

Le tableau 5 recense trois catégories de prêts. Les prêts à taux zéro, qui occupent une part certes importante en nombre (31%), mais qui ne représentent qu'une très faible part des financements chinois (5%). À titre d'exemple, le Bénin a bénéficié du montant le plus élevé de ces prêts (un tiers du total), toutefois cela ne représente que 1,6% du total des prêts chinois à la région. Ce sont ces prêts à taux zéro que le gouvernement chinois a accepté d'annuler à la suite de l'appel du G20, à la condition toutefois qu'ils soient arrivés à échéance dans l'année 2020. Il pèse malgré tout une incertitude sur la réalité ou la destination de ces prêts. En effet, les deux tiers d'entre eux sont intraquables (objet et allocation effective inconnus) ; en valeur cela représente à un peu plus du tiers de cette catégorie de prêts, il s'agirait donc de prêts de faible valeur, à telle enseigne que l'on peut se demander si leur utilité n'a pas été autre que le financement de projets au service des pays.

Une seconde catégorie est celle des prêts à taux bonifiés qui ne se comparent pas exactement aux prêts dits « concessionnels » tels que définis par le FMI et l'OCDE qui supposent que les concessions ne se limitent pas à la seule importance des taux d'intérêt. Ces prêts, les plus nombreux (42%), représentent 43% de la valeur des financements. Enfin, la catégorie des prêts commerciaux *sensu stricto*, ces derniers, plus faibles en nombre (27%) que les précédents, représentent plus de la moitié (52%) des financements. Véritablement, plus des deux tiers des prêts (69%) sont des prêts commerciaux *sensu lato* et s'élèvent à 95% des prêts chinois en valeur.

La Côte d'Ivoire et le Sénégal, comme le montrait déjà l'importance de leur service de la dette, ont été les principaux bénéficiaires des prêts chinois dans l'Union : la Côte d'Ivoire avec près d'un quart des prêts (23,8%) a reçu plus du tiers des financements chinois en valeur (35,5%), tandis que le Sénégal avec près d'un cinquième (19,0%) des prêts a reçu près du quart des prêts. Par comparaison, le Togo, qui a obtenu autant de prêts en nombre que le Sénégal, n'a reçu que 8,6% des financements. Nous constatons également que la Chine a attribué à la Côte d'Ivoire le plus grand nombre (35,3%) de prêts à taux zéro intraquables représentant plus d'un cinquième de ces prêts (21,5%), mais c'est au Mali qu'elle a remis de tels prêts (23,5%) pour la valeur la plus importante (43,6%).

L'attribution de ces prêts s'étale sur près de vingt ans depuis 2000 (voir graphique 3), elle ne commence réellement qu'à partir de 2005, mais n'acquiert de l'importance tant par leur nombre que par leur montant qu'à partir des années 2010, avant de chuter ces dernières années. Comme l'octroi d'un prêt est très largement conditionné par l'acquisition de biens et de services chinois pour la réalisation de projets d'infrastructure, nous pouvons considérer que plusieurs années de discussion ont précédé toute attribution de prêt. Aussi, le pic des années concomitantes au lancement la stratégie des nouvelles routes de la soie ne résulte pas de cette stratégie. En revanche, la chute de ces dernières années résulte, elle, bel et bien de discussions menées alors que la Chine se mettait à promouvoir cette stratégie des



Graphique 3. Prêts chinois dans l'UEMOA entre 2000 et 2018

Source : (China Africa Research, 2021).

nouvelles routes de la soie. Ce fait confirme encore la thèse selon laquelle l'Afrique n'est pas un partenaire économique naturel de cette stratégie (Pairault, 2020d).

La répartition sectorielle des prêts montre que trois secteurs dominent largement, à savoir les prêts en faveur des infrastructures : (i) en matière de transport (42,3%), (ii) en matière d'énergie (28,5%) et (iii) en matière de communication (12,8%), soit en tout près de 85% de la valeur totale des sommes prêtées par la Chine et qui sont affectées au développement de ces secteurs.

4. Suspension et allègement de la dette à l'occasion de la pandémie

Deux pays de l'UEMOA n'ont pas jugé nécessaire de demander à bénéficier de l'initiative de suspension du service de la dette lancée par la Banque Mondiale, sans doute par crainte que les agences de notations n'abaissent *ipso facto* leur note. En revanche, nombre de dirigeants des pays de la région ont clairement souhaité un engagement de la Chine dont les créances participent assurément à l'endettement de leur pays. Aujourd'hui, la Chine a accepté, d'une part, le moratoire de la dette proposé dans le cadre du G20, d'autre part, l'annulation des dettes des pays africains correspondant à des prêts à taux zéro arrivant à échéance fin 2020. En revanche, pour l'essentiel de l'endettement, le secrétaire général du parti communiste chinois, Xi Jinping, dans un discours le 18 juin 2020, s'est défaussé sur les pays développés et les institutions financières multilatérales pour adopter des mesures « plus énergiques », et alléger l'endettement de l'Afrique (Pairault, 2021).

Il semble donc douteux que la Chine participe à une stratégie multilatérale impliquant une transparence à laquelle elle s'est toujours refusée et ce d'autant plus

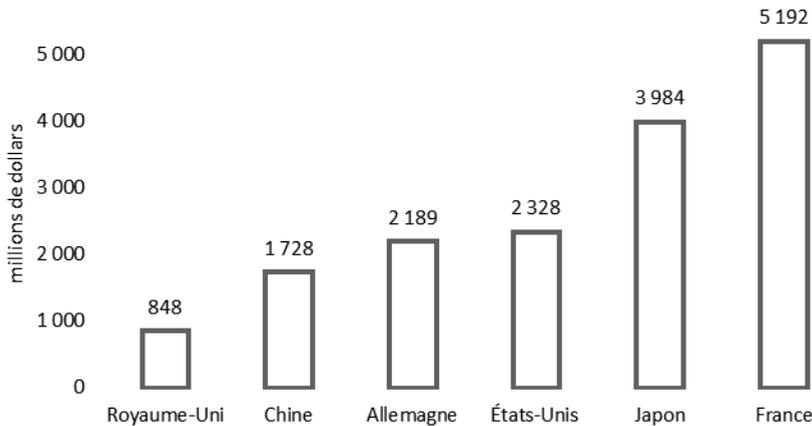
qu'il n'est pas certain que cette transparence lui soit possible compte tenu de la concurrence entre les institutions chinoises bailleuses de fonds. Les bilans minutieux des pratiques chinoises que résume Deborah Bräutigam (2020) ou que synthétise Lauren Johnston dans une page du The World Economic Forum COVID Action Platform montrent que la Chine n'annule que très exceptionnellement ses créances et, quand elle le fait après d'âpres négociations, ce sont toujours des montants dérisoires (Johnston, 2020). C'est également le constat émis par une étude publiée en avril 2019 par un cabinet de conseil kenyan installé à Pékin, *Development Reimagined* (Ryder, 2019). Cette étude, explorant les stratégies d'annulation des dettes au cours de la période 2000–2018, établit que la plupart des annulations acceptées par la Chine portent sur des valeurs inférieures à cent millions de dollars et que ces annulations ne concernent que des prêts gouvernementaux sans intérêt échéant à la fin de l'exercice en cours. En comparant les annulations de la dette bilatérale des pays pauvres très endettés, cette étude montre également (voir graphe 4) que les annulations par la Chine (1,7 milliard de dollars) sont en ligne avec celles des États-Unis et de l'Allemagne (respectivement 2,2 et 2,3 milliards de dollars), mais loin derrière celles des pays qui annulent le plus comme le Japon (3,9 milliards de dollars) et la France (5,2 milliards de dollars) (Ryder, 2019).

Song² (2020a) a écrit une phrase fort révélatrice : « Ce que la Chine pourrait faire pour aider, c'est redonner vie aux projets financés par des prêts et réaliser des profits durables, au lieu de mesures aussi simplistes qu'offrir des annulations de dettes ». Elle insiste quelques jours plus tard : « Offrir des annulations ne serait pas conforme aux intérêts des pays africains en matière de développement à long terme » (Song, 2020b). Ce sont là deux appréciations claires, nettes et sans équivoque.

À l'avenir effectivement, le véritable allègement de la dette ne viendra pas de simples mesures conjoncturelles, mais de la pertinence des choix stratégiques. De nombreux pays africains mettent en œuvre une stratégie de croissance (et non de développement économique et social) tirée par les infrastructures et financée par la Chine. Cette stratégie a été préconisée par la Banque Mondiale et soutenue depuis 2008 par son ancien économiste en chef, Lin Yifu³. Aujourd'hui, le FMI, dans un rapport sur l'Éthiopie paru début 2020, reconnaît les limites de ce modèle (FMI, 2020, p. 10). Toutefois, le mal est fait (Pairault, 2020a, 2020c). En Éthiopie, par exemple, où cette stratégie a été suivie, le taux de croissance annuel moyen du PIB éthiopien a été d'environ 6% ces dix dernières années. Cette remarquable progression s'est accompagnée d'une hausse tout aussi saisissante des importations en grande partie destinées à soutenir les investissements en infrastructure. Pourtant,

² Une chercheuse à l'Institut pour le commerce international et la coopération économique du ministère (chinois) du Commerce.

³ Lin Yifu, ou Justin Lin, est devenu depuis la fin de son mandat un très actif VPR des entreprises chinoises en Afrique à travers son propre *think tank*.



Graphique 4. Annulations de dettes (2000–2018)

Sources : Élaboration par l’auteur à partir de (Ryder, 2019).

durant la même période, ni la croissance des exportations (dont le montant n’est que de 17% de celui des importations en 2019), ni celle des envois de fonds personnels, ni celle des réserves de change, ni même celle des investissements étrangers ne parviennent à combler un déficit de financement de plus en plus criant. Dans le même temps, le service de la dette extérieure a vu son poids s’envoler dans les finances du pays (dont près de la moitié pour la seule Chine en 2019). L’Éthiopie, qui a été obligée de dévaluer de 15% sa monnaie (le birr) en 2017, est désormais classée comme pays à haut risque de détresse financière.

Conclusion

Que ce soit en Éthiopie, à Djibouti, au Kenya... la construction d’une ligne de chemin de fer montre qu’il aurait été beaucoup plus avisé de la part des conseillers chinois et de l’ExIm Bank de Chine de s’être initialement assurés de la rentabilité des projets qu’ils avaient conçus (voire avérer les conditions de sa réelle faisabilité) avant même que de les financer et surtout de ne pas puissamment inciter ces pays à choisir des solutions, certes splendides (de véritables vitrines pour les technologies chinoises), mais absurdement dispendieuses pour des pays très pauvres et au regard d’une rentabilité actuellement des plus limitées. Des études véritables et sincères ainsi qu’un financement adéquat (prêts à cinquante ans plutôt qu’à dix ans) auraient sans doute épargné à ces pays nombre de leurs difficultés financières actuelles. Cette remarque vaut tant pour les trois pays précités que pour tous les pays africains dont ceux de l’UEMAO se lançant dans des projets infrastructurels.

Les pays africains surendettés à l'égard de la Chine portent assurément la responsabilité de leur propre endettement, mais la Chine qui berce et nourrit leurs illusions avec le succès du « modèle chinois » sans en relativiser la portée et la transférabilité, en assume aussi une très grande part, sinon peut-être même la principale. La stratégie de la croissance tirée par les infrastructures et financée par la Chine a clairement montré ses limites tant elle n'a pas su évaluer la pertinence et la rentabilité des projets qu'elle promouvait ni prendre en compte la détresse financière qu'elle ne manquerait pas de provoquer.

References

- Banque Mondiale. (2020a). *COVID-19 : Initiative de suspension du service de la dette*. Retrieved from <https://www.banquemondiale.org/fr/topic/debt/brief/covid-19-debt-service-suspension-initiative>
- Banque Mondiale. (2020b). *DataBank*. Retrieved from <https://databank.banquemondiale.org/source/international-debt-statistics>
- Bräutigam, D. (2020, April 15). Chinese debt relief: Fact and fiction. *The Diplomat*. Retrieved from <https://thediplomat.com/2020/04/chinese-debt-relief-fact-and-fiction/>
- China Africa Research Initiative and Boston University Global Development Policy Center. (2021). *Chinese loans to Africa database, version 2.0*. Retrieved from <https://chinaafricaloandata.bu.edu/>
- FMI (Fonds monétaire international). (2020, January 28). *The Federal Democratic Republic of Ethiopia : 2019 Article IV Consultation and Requests for Three-Year Arrangement under the Extended Credit Facility and an Arrangement under the Extended Fund Facility- Press Release and Staff Report*. Retrieved from <https://www.imf.org/en/Publications/CR/Issues/2020/01/28/The-Federal-Democratic-Republic-of-Ethiopia-2019-Article-IV-Consultation-and-Requests-for-48987>
- Johnston, L. (2020, May 12). *How COVID-19 will change China and Africa's economic relationship*. The World Economic Forum COVID Action Platform. Retrieved from <https://www.weforum.org/agenda/2020/05/china-pragmatic-cooperation-africa/>
- Kratz, A. (2020). *Financing development : A Chinese path?*. (Intervention lors de la conférence de l'AFD sur les enjeux de la politique de coopération chinoise visio-organisée le 10 septembre 2020).
- Pairault, T. (2020a, July 30). China's infrastructure-heavy model for African growth is failing. *The Diplomat*. Retrieved from <https://thediplomat.com/2020/07/chinas-infrastructure-heavy-model-for-african-growth-is-failing>
- Pairault, T. (2020b, July 31). *Djibouti's Chinese debt. The China-Africa project*. <https://chinaafricaproject.com/analysis/djiboutis-chinese-debt>
- Pairault, T. (2020c, August 11). Debt cancellation in Africa: Different loan paradigms, different development outcomes. *Geopolitical Monitor*. Retrieved from <https://www.>

- geopoliticalmonitor.com/debt-cancellation-in-africa-different-loan-paradigms-different-development-outcomes/
- Pairault, T. (2020d). Examining the importance of the New Silk Roads for Africa and for global governance. In M. A. Carrai, J.-C. Defraigne & J. Wouters (Eds), *The belt and road initiative and global governance* (pp. 155-180). Cheltenham: Edward Elgar Publishing.
- Pairault, T. (2021). L'Afrique et sa dette 'chinoise' au temps du COVID-19. *Revue de la Régulation*. <https://doi.org/10.4000/regulation.17645>
- Ryder, H. M. (2019, April 17). *Development reimagined. China: Debt cancellation*. Retrieved from <https://developmentreimagined.com/wp-content/uploads/2019/04/final-doc-china-debt-cancellation-dr-final.pdf>
- Shastry, V., & Mark, J. (2020). *Credit rating agencies could resolve African debt impasse*. Atlantic Council. Retrieved from <https://www.atlanticcouncil.org/blogs/new-atlanticist/credit-rating-agencies-could-resolve-african-debt-impasse/>
- Song, W. (2020a, April 16). African debt to China may be solved through bilateral talks on the basis of equality. *Global Times*. retrieved from <https://www.globaltimes.cn/content/1185860.shtml>
- Song, W. (2020b, May 25). African 'debt issue' needs sound solution. *Global Times*. Retrieved from <https://www.globaltimes.cn/content/1189475.shtml>

EFFETS DES POLITIQUES CONJONCTURELLES SUR LA CROISSANCE ÉCONOMIQUE EN ZONE FRANC

Effects of cyclical policies on economic growth in the Franc Zone

FRANCK MONDESIR TSASSA MBOUAYILA¹

Université Marien Ngouabi, Congo-Brazzaville

Faculté des Sciences Économiques

fmtsassa@yahoo.fr

ORCID : <https://orcid.org/0000-0002-4863-3224>

Abstract: This article finds its affiliation in the budgetary theory of the price level. It proposes the simultaneous study of cyclical shocks in the Franc Zone, using a structural PVAR model combining activity, prices, a real short-term interest rate, the primary budget balance and the external debt. The effects and transmission times of budgetary and monetary impulses on GDP appear to be differentiated in the two short-term monetary unions. The cyclical components of the BEAC and BCEAO refinancing rates are positively linked to those of the primary deficits in the Franc Zone. Fiscal policies have a negative effect on GDP growth. However, monetary policies produce positive shocks on the development of economic growth in these two monetary unions. It is therefore necessary that the monetary authorities relax the rules of monetary policy by reducing interest rates, which will also revive activity. And governments then have no incentive to increase their deficit.

Keywords: economic policy, structural VAR, economic growth.

Résumé : Cet article trouve son affiliation dans la théorie budgétaire du niveau des prix. Il propose l'étude simultanée des chocs conjoncturels en Zone franc, à l'aide d'un modèle PVAR structurel regroupant l'activité, les prix, un taux d'intérêt réel de court terme, le solde budgétaire primaire et la dette extérieure. Les effets et les délais de transmission des impulsions budgétaires et monétaires sur le PIB apparaissent différenciés dans les deux unions monétaires à court terme. Les composantes cycliques des taux de refinancement de la BEAC et BCEAO sont positivement liées à celles des déficits primaires dans la Zone franc. Les politiques budgétaires agissent négativement sur la croissance du PIB. Cependant les politiques monétaires produisent des chocs positifs sur l'évolution de la croissance économique dans ces deux Unions monétaires. Il est donc nécessaire que les autorités monétaires

¹ Université Marien Ngouabi, BP, 69-Brazzaville, République du Congo.

allègent les règles de politique monétaire en réduisant les taux d'intérêt, ce qui va également relancer l'activité. Et les gouvernements n'ont alors aucune incitation à accroître leur déficit.

Mots-clés : politique conjoncturelle, VAR structurel, croissance économique.

JEL classification : C32, E23, E52, E60, H6.

Introduction

Le choc massif et brutal du produit intérieur brut par la pandémie de coronavirus (COVID-19) et par les mesures d'arrêt de l'activité prises par les autorités publiques pour l'enrayer, plongent les économies des pays de la Cemac et de l'UEMOA dans une grave récession. Ce qui représente la plus forte récession de ces Zones monétaires depuis la crise des années 1980. Au début des années 1990, les économies des pays membres de la Zone franc ont été caractérisées par des crises d'endettement qui renforcent le rôle des politiques monétaires et budgétaires d'assurer la stabilité macroéconomique, en particulier la stabilité des prix. Selon cette vision, seule la politique budgétaire est le principal outil à la disposition des autorités publiques pour intervenir et influencer l'économie réelle de ces deux zones monétaires.

L'orientation de des politiques économiques dans ces deux espaces monétaires apparaît comme le principal élément justifiant l'écart de performance économique des deux unions monétaire. Cette orientation conjointe des politiques monétaires et budgétaires, encore appelée *policy-mix*, a connu des évolutions contrastées en Zone franc. Celles-ci s'expliquent en particulier par des évolutions conjoncturelles des cycles économiques plus marqués et des contraintes de politique économique différentes. Cette orientation des politiques vers la régulation de la demande à court terme a fait l'objet d'une controverse théorique intense dans les débats économiques. Le changement de cap de la politique économique à la fin des années 80 et la priorité donnée à la lutte contre l'inflation ont durablement influencé le fonctionnement des pays de la Zone franc, dont l'architecture s'inspire de la critique théorique des politiques conjoncturelles de relance keynésienne. Les contraintes institutionnelles rendent par ailleurs délicat la mise en œuvre cohérente de la politique monétaire et des politiques budgétaires menées par les pays membres de la Zone franc.

Ensuite, depuis la mise en place dans la Zone franc des mécanismes de surveillance multilatérale des politiques économiques après l'ajustement monétaire de 1994, l'analyse des effets de *policy-mix* sur la croissance économique a fait l'objet de débats intenses parmi les décideurs politiques et les économistes. Le bilan macroéconomique de la Zone franc est en effet très mitigé, marqué par des performances individuelles contrastées, avec des grands pays dans une période prolongée de croissance. Face aux performances médiocres en termes de croissance

et d'emploi, les politiques conjoncturelles ont paru bridées et peu réactives. Dans le même temps, les politiques conjoncturelles semblent aujourd'hui en panne. S'appuyant sur ce constat, cet article cherche à expliquer l'idée selon laquelle les politiques conjoncturelles sont des outils efficaces de la politique économique pour stimuler l'activité réelle ne fait pas l'unanimité au sein des économistes. En outre, la littérature consacrée à la relation « *Policy-mix* et activité économique réelle » est tout aussi vaste que divergente.

C'est ainsi que l'analyse keynésienne a montré que les politiques budgétaire et monétaire sont utilisées pour réguler le niveau de la demande globale. Une hausse des dépenses publiques, typiquement financée par l'emprunt public, représente une hausse de la demande effective qui conduit les entreprises à augmenter la production et l'emploi. Cette hausse initiale déclenche un processus cumulatif d'augmentation des revenus, de la demande et de la production qui constitue le célèbre multiplicateur keynésien. Une politique monétaire expansionniste prenant la forme d'une augmentation de la quantité de monnaie ou, plus directement, d'une baisse du taux d'intérêt, a les mêmes effets car elle stimule l'investissement et, éventuellement, la consommation en incitant les ménages à épargner moins ou même à s'endetter pour augmenter la consommation.

Pendant, la nouvelle macroéconomie classique défend l'idée selon laquelle, les politiques budgétaires et monétaires ne sont pas efficaces car lors d'une émission monétaire, les anticipations inflationnistes jouent à plein effet. Les agents économiques sont amenés à demander une hausse du niveau de salaire, la demande excédentaire induit une hausse des prix. Par conséquent, selon ce modèle il convient d'affecter la politique monétaire à la stabilité des prix et le contrôle budgétaire simultané. Dans ce même ordre d'idée, dans un monde de plus en plus marqué par une tendance à la libéralisation des échanges, où les nations s'unissent davantage pour assurer le dynamisme de leur secteur commercial, l'utilisation de la politique monétaire à des fins de régulation conjoncturelle apparaît très difficile, voire inefficace. Dès qu'un groupe de pays forme une Union économique et monétaire dans le cadre du processus d'intégration, la stabilisation de l'activité économique est dévolue à la politique budgétaire.

Cet article se définit dans le cadre de la théorie monétaire-budgétaire de Leeper (1991) qui soutiennent que la politique conjoncturelle jouait un rôle des équilibres macroéconomiques. Il contribue à actualiser la théorie des politiques conjoncturelles dans une Union monétaire et apporter un éclairage empirique nouveau sur les effets des politiques macroéconomiques discrétionnaires sur la croissance économique, en s'inspirant de l'approche méthodologique développée par Blanchard et Perotti (2002), en choisissant d'utiliser une méthode vectorielle autorégressive structurelle pour identifier les effets instantanés et discrétionnaires de la politique budgétaire sur la croissance économique. Les analyses empiriques de Blanchard & Perotti se heurtent cependant à une difficulté notoire : leur vision de très court terme

de la politique conjoncturelle. Aucune contrainte de long terme n'est envisagée et l'incidence de la dette extérieure sur le comportement des autorités budgétaires à moyen et long terme n'est pas étudiée. Les multiplicateurs ne prennent donc pas en compte les effets de long terme de la politique monétaire et budgétaire.

Le sujet que nous traitons a une grande place dans les débats actuels à partir du moment où les politiques conjoncturelles permettent de limiter l'ampleur des ralentissements économiques ou des récessions. D'où cet article a un triple intérêt. Tout d'abord, il permet de fournir aux États un outil important dans la conduite de *policy-mix*, notamment en ce qui concerne les effets d'ajustement des politiques conjoncturelles sur la croissance économique. Ensuite, sur un plan technique, ce travail permet de fournir des paramètres clés permettant de construire des modèles structurels aux fins de simulations et de prévisions pour les économies de la Zone franc. Enfin, ce travail contribue plus globalement à une meilleure appréciation des multiplicateurs budgétaires dans les pays en développement, qui ont fait l'objet de peu d'études empiriques (Batini, Eyraud, Forni, & Weber, 2014a ; Batini, Eyraud, & Weber, 2014b ; Combes & Mustea, 2014).

Le choix de mener la réflexion en Zone franc sur deux unions économiques et monétaires (l'UEMOA² et la Cemac³) trouve ses explications par rapport à des politiques de croissance en Zone franc, qui doivent faire l'objet de simulations macro-économiques parce que les rapports de la Zone franc ne quantifient ni l'impact intertemporel des politiques de croissance, ni la diversité de l'impact des politiques de croissance au sein des pays de Zone franc, ni les gains qui découleraient de l'émulation au sein de ces pays. Par ailleurs, les mécanismes économiques sont les mêmes d'un pays à un autre, étant donnée que la mise en œuvre du Pacte de Convergence, de Stabilité, de Croissance et de la Solidarité conduit à la convergence des comportements et des institutions des pays de membres de la Zone franc.

Cet article propose donc d'évaluer les effets simultanés des chocs monétaires et budgétaires sur la croissance économique à l'aide d'une modélisation de VAR structurel en données de panel simple regroupant l'activité, les prix, un taux d'intérêt réel à court terme le solde budgétaire primaire et la dette extérieure. Si ce choix conduit à limiter, pour chaque aspect de la politique économique, le nombre de variables étudiées, il permet toutefois de prendre en compte leurs interactions par le jeu des corrélations mises en évidence récemment sur les données de panel par Debrun et Wyplosz (1999) pour les pays de la Zone Cemac et l'UEMOA, sans nécessiter un ensemble important d'hypothèses sur les relations entre grandeurs. Cet enrichissement, qui conduit à mieux apprécier le *policy-mix* global dans les

² Qui est composée de huit États, à savoir le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, la Guinée-Bissau, le Mali, le Niger, le Togo et le Sénégal.

³ Réunit le Cameroun, la République centrafricaine, la République du Congo, le Gabon, la Guinée équatoriale et le Tchad.

deux Unions monétaires, pourrait éclairer la coordination des politiques budgétaires et monétaire.

Au regard de ce qui précède, le reste de l'article est organisé à la suite de cette introduction de la manière suivante. La première section expose la revue de la littérature sur les effets des politiques conjoncturelles sur la croissance économique. Dans la deuxième section, nous présentons la méthodologie d'analyse adoptée. Dans la troisième, nous commentons les résultats obtenus de l'analyse de dynamique des chocs des politiques budgétaire et monétaire dans la Zone franc en nous appuyant sur l'approche des modèles PSVAR sous forme structurelle avec des contraintes de court terme, et tirons les conclusions en matière de politique économique.

1. Revue de la littérature

Cette littérature nous permet de dégager les grilles de lecture structurant le débat. Il y a les travaux théoriques d'une part, et empiriques d'autre part. Sur le plan théorique, (Mundell, 1962) soutient que la question du *policy-mix* se pose comme un problème de la gestion de la demande globale à travers des politiques de stabilisation. Ainsi, il s'agit de mettre en évidence le dosage optimal des politiques monétaire et budgétaire qu'il faut pour stimuler non seulement l'activité économique, mais aussi stabiliser l'inflation. Le modèle keynésien postule qu'étant donné que ces deux instruments de politique économique transitent par le même canal (demande globale), aucune affectation optimale des instruments aux objectifs ne peut être isolée. Il serait donc indifférent d'affecter la politique monétaire ou la politique budgétaire aux prix ou à l'activité.

C'est ce que la littérature désigne par l'entonnoir keynésien ou le « principe de l'entonnoir commun » de Tobin. Cette question soulève deux types d'enjeux ; celui du type d'objectifs et d'instruments devant être utilisés, et celui du bon usage des instruments. Ceci a conduit à l'émergence du théorème d'affectation de Tinbergen (1952) et celui du principe des avantages comparatifs aux politiques économiques de Mundell (1962). Toutefois, une extension de ce modèle dans le cadre d'une économie ouverte, et ce, en présence d'un régime de change (fixe ou flexible) et d'un degré de mobilité des capitaux, a donné naissance au modèle IS-LM-BP (Mundell-Flemming) dont les enseignements ont été largement discutés dans la littérature.

Dans ce nouveau cadre d'analyse, Mundell (1968) préconise l'affectation de la politique monétaire à l'équilibre externe et celle de la politique budgétaire à l'équilibre interne. Une telle règle génère quatre types de déséquilibres dont seules les situations d'excès de demande intérieure et d'excédent extérieur, puis d'excès d'offre intérieure et de déficit extérieur exigent l'emploi du *policy-mix* accommodant. Celui-ci étant indifférent dans le cas d'excès de demande intérieure et déficit

extérieur, puis d'excès d'offre intérieure et excédent extérieur. Cependant, en présence de la trappe à liquidité, Keynes (1942) subordonne la politique monétaire à la politique budgétaire. Ainsi, une telle politique d'accompagnement permet d'éviter l'effet d'éviction par le taux d'intérêt tout en conservant l'effet stimulant sur l'activité.

Bien que constituant la référence de la doctrine du *policy-mix*, le modèle de Mundell et Fleming semble plus en accord avec plusieurs caractéristiques des économies contemporaines au regard de ses hypothèses parfois circonscrites⁴. En effet, face à la stagflation des années 70, le *policy-mix* keynésien a été remis en cause par non seulement les monétaristes, mais aussi par la Nouvelle Économie Classique. Toutefois, l'essentiel de leurs recommandations a été affaibli par des évidences empiriques (Blinder, 1982), donnant ainsi plus d'échos à l'adoption du *policy-mix*, car les autorités ont des doutes sur la capacité de l'économie à s'auto-stabiliser, comme le montrent ses détracteurs. Ainsi, à la suite du modèle d'incohérence temporelle des politiques optimales de Kydland et Prescott (1977), l'enjeu du *policy-mix* se déplace du problème de l'affectation vers celui de la coordination stratégique entre les autorités de politique économique.

C'est ainsi que la théorie monétaire-budgétaire livre une explication moins courante de l'épisode d'inflation élevée et galopante qui a touché le Brésil dans les années 1980. Loyo (1999) suggère en effet que ce phénomène trouve son origine dans la combinaison d'une politique monétaire et d'une politique budgétaire actives. En relevant ses taux, la banque centrale s'efforçait de comprimer la forte inflation. Or, comme les agents économiques s'attendaient à ce que l'alourdissement des charges d'intérêts n'induisse pas de consolidation fiscale (autrement dit, que l'autorité budgétaire ne s'oriente pas passivement vers une stabilisation de la dette publique réelle), les détenteurs d'obligations avaient le sentiment d'être plus riches, entraînant dès lors une hausse de l'inflation. Dans cet épisode, une politique monétaire plus restrictive aurait donc entraîné un alourdissement de la dette nominale et fait exploser l'inflation. Autrement dit, la théorie monétaire-budgétaire ne voit pas qu'une origine budgétaire aux hyperinflation – contrairement à la vision conventionnelle – mais y voit également la possibilité d'une cause monétaire. Dans le premier cas, le dérapage de l'inflation résulte du financement monétaire de déficits budgétaires alors que dans le second, il découle de l'incidence budgétaire d'une politique restrictive des taux d'intérêt.

Sur le plan empirique, de nombreuses études ont tenté de tester les relations de causalité entre la politique monétaire et budgétaire avec l'activité économique. L'étude de Friedman & Meiselman (1963) a démontré que la croissance

⁴ (1) l'hypothèse de rigidité des prix est désormais difficile à admettre ; (2) Mundell ne se préoccupe pas de la dynamique du modèle : peut-on vraiment se satisfaire d'une augmentation permanente des taux d'intérêt pour soigner un déficit externe, sans se soucier d'effets secondaires ? (3) – le modèle occulte l'inflation dans sa formalisation. Notons qu'une autre littérature a mis en évidence un *policy-mix* basé sur des régimes ricardien & non ricardien.

économique exprimée par la consommation est influencée beaucoup plus par la politique monétaire que par la politique budgétaire. Ces résultats d'inspiration monétariste ont été corroborés par l'étude faite au sein de la Federal Reserve Bank de St Louis par Anderson et Jordan (1968) d'où le nom du modèle de St Louis à travers lequel, la variation de la dépense totale courante est exprimée en fonction des variations de l'offre de monnaie et des dépenses publiques dans le but de tester l'efficacité relative des politiques budgétaires et monétaires sur l'activité économique (Kone, 2000).

Dans la même logique, les deux économistes Mehta et Kiseru (1993) ont utilisé ce modèle et ont tiré les mêmes conclusions Carlson (1978) a aussi testé l'efficacité des deux politiques conjoncturelles par rapport au taux de croissance aux États-Unis, en utilisant des données trimestrielles de dépenses publiques et d'offre de monnaie, pour conclure que la politique monétaire est efficace en termes de croissance économique contrairement à la politique budgétaire. Cependant, des études d'inspiration keynésienne ont contredits, le résultat d'Anderson et Jordan comme l'étude de Keran (1970) sur huit pays industrialisés ainsi que l'étude de Chowdhury (1988) sur un échantillon de pays d'Amérique Latine, ont toutes prouvé l'efficacité de la politique budgétaire plus que la politique monétaire. Par ailleurs, l'étude de Chowdhury (1988) en appliquant l'équation de St Louis sur six pays Européens, à savoir la Belgique, le Danemark, l'Autriche, la Hollande, la Norvège et la Suède, a montré que l'effet de la politique budgétaire était positif en Belgique et en Hollande, la politique monétaire efficace en Danemark, Norvège et Suède, tandis que les résultats pour l'Autriche n'ont pas été satisfaisants.

L'étude de Kamal (2010) sur les effets macroéconomiques des chocs de la politique budgétaire en Grande Bretagne démontrent l'efficacité progressive de cette politique sur la croissance dans le court terme et celles de Beetsma et Giuliodori (2011) sur les pays de l'Union Européen. L'étude de Daly et Smida (2013) sur l'interaction des politiques budgétaire et monétaire en Grèce, où la politique monétaire a le rôle principal dans la stabilisation de la conjoncture, notamment par le financement du déficit budgétaire et la gestion monétaire.

Cependant, Bean, Paustian, Penalver et Taylor (2010) montrent par exemple que l'accommodante de la politique monétaire a contribué à la hausse des prix immobiliers à hauteur de 46% au Royaume-Uni et de 26% aux États-Unis. Ahrend, soutient quant à lui, que les périodes de politique monétaire accommodante, observées dans 14 pays de l'OCDE, sont pour les trois quarts d'entre elles corrélées avec des périodes de hausse soutenue des prix immobiliers supérieure à 8% en rythme annuel. Goodhart et Hofmann (2007) ont examiné la relation entre les prix immobiliers, les variables macroéconomiques et d'autres indicateurs financiers dans 17 pays industrialisés pour la période 1980–2017 à l'aide de données annuelles. Ils ont constaté qu'une baisse de 25 points de base du taux d'intérêt mène à une augmentation, statistiquement significative, de 0,8% des prix de l'immobilier. D'autres études vont

dans le même sens, comme celles de Kahn (2010) ou celle de Jarocinski et Smets (2008), même si elles relativisent la part due à la politique monétaire.

En référence à tous ces travaux, il ressort que la politique budgétaire impacte la conduite de la politique monétaire à travers de multiples canaux. En effet, l'accroissement du déficit budgétaire oriente, à court terme, la demande, tandis que les investissements de long terme agissent sur le sentier de production de l'économie et, in fine, sur la trajectoire future de l'inflation. De son côté, la politique monétaire, par le biais de la variation des taux d'intérêt, influence également sur les coûts de refinancement du Trésor public, et partant, sur le niveau du déficit budgétaire et, dans une certaine mesure, sur la soutenabilité de la dette publique.

Le cadre théorique appliqué au raisonnement mené dans ce travail s'appuie sur le modèle de la Nouvelle économie keynésienne. La théorie budgétaire sert en effet de cadre général permettant d'introduire dans l'analyse empirique des effets des politiques conjoncturelles sur la croissance, sans pour autant nous contraindre exagérément dans la procédure d'identification, puisque existent deux configurations opposées des politiques économiques, dont une seule est compatible avec elle et ne suffit pas à valider la théorie budgétaire du niveau des prix. Il reste à vérifier que le comportement des autorités monétaires participe bel et bien de la stabilité macroéconomique. Ainsi, sur le plan théorique, les modèles macroéconomiques ont fait apparaître que la politique monétaire favoriserait le mieux l'activité économique en assurant une inflation basse et stable (Blanchard & Galí, 2007). Comme la politique monétaire, en fixant les taux directeurs, s'était révélée apte à stabiliser non seulement l'inflation mais également l'écart de production, une politique budgétaire active s'avérait moins nécessaire pour réaliser ce dernier objectif.

2. Méthodologie économétrique

L'objectif est d'évaluer les effets simultanés des chocs des politiques conjoncturelles sur la croissance économique, en tentant d'apporter un éclairage empirique nouveau sur l'analyse des effets macroéconomiques à court terme de la composante discrétionnaire de la politique budgétaire et monétaire. On inclut dans l'analyse des indicateurs relatifs à l'activité réelle (PIB réel), à l'évolution des prix (l'indice harmonisé des prix à la consommation), à l'évolution de la dette extérieure, à la conduite des politiques budgétaires nationales (solde primaire budgétaire) et de la politique monétaire commune (le taux d'intérêt à trois mois du marché monétaire). La démarche adoptée se compose de deux étapes. La première étape permet de donner l'orientation des politiques monétaires et budgétaires en Zone franc selon l'approche de co-mouvement de la politique monétaire et budgétaire. La seconde étape consiste à établir une relation économétrique analysant des effets des politiques conjoncturelles sur la croissance économique.

2.1. Analyse du co-mouvement de taux de refinancement et du déficit primaire

En implémentant le co-mouvement entre les variables : le taux de refinancement de la BEAC et de la BCEAO et le déficit primaire des pays membres de la CEMAC et de l'UEMOA afin d'identifier le degré de concordance par la construction de l'indice de concordance de Harding et Pagan (2002). Cet indice permet d'apprécier le lien entre les périodes de récession et d'expansion de deux séries x (le taux de refinancement de la BEAC) et y (déficit primaire). Formellement, l'indice de concordance entre x et y se calcule comme suit :

$$IC_{xy} = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N [S_{xt} \cdot S_{yt} + (1 - S_{xt}) \cdot (1 - S_{yt})] \quad (1)$$

$$\text{où, } S_{xt} = 1 \cdot I_{[\Delta z_t > 0]} \quad (2)$$

De sorte que si $IC_{xy} = 1$, les séries x et y sont parfaitement en phase. Autrement dit, leurs phases d'expansion et de contraction sont parfaitement juxtaposées. Lorsque $IC_{xy} = 0$, les séries x et y sont toujours dans des phases opposées, et il y a parfaite anti-concordance.

2.2. Approche économétrique

2.2.1. Présentation du modèle théorique

L'originalité de la théorie budgétaire du niveau des prix ne tient pas seulement à l'utilisation de la dette extérieure dans une perspective macroéconomique – auquel cas elle ne serait pas originale en soi – mais surtout à l'étude précise des interactions stratégiques entre politiques budgétaire et monétaire et à leur incidence sur l'équilibre macroéconomique, à court et à long terme (Leeper, 1991). La théorie budgétaire du niveau des prix (Woodford, 1995) repose fondamentalement sur la transformation de la contrainte budgétaire intertemporelle de l'État en une condition d'équilibre de l'économie; elle repose donc sur la distinction entre l'équilibre défini ex ante et l'équilibre défini ex post.

Dans le second cas, la contrainte budgétaire est purement et simplement une identité comptable. L'originalité du raisonnement ex ante consiste à différencier deux types d'équilibre budgétaire du gouvernement: l'un dans lequel le gouvernement assure lui-même son équilibre intertemporel, en adaptant ses dépenses et recettes futures afin de stabiliser la dette ; dans ce cas, la contrainte budgétaire intertemporelle de l'État n'impose aucune contrainte supplémentaire aux ménages. Dans le deuxième type d'équilibre en revanche, l'État n'assure pas son équilibre

intertemporel. Son comportement impose alors une contrainte supplémentaire aux ménages et devient ainsi une condition d'équilibre du modèle : cette nouvelle contrainte vient modifier le comportement des agents privés qui doivent assurer eux-mêmes l'équilibre intertemporel de l'État.

Ce second cas de figure constitue l'élément central de la théorie budgétaire : le niveau général des prix doit effectuer un « saut » pour que la dette publique réelle initiale égale la séquence future des déficits primaires actualisés. En conclusion, si la contrainte budgétaire de l'État est bel et bien satisfaite *ex post*, *ex ante*, elle ne l'est pas automatiquement par l'État lui-même quels que soient les niveaux des prix et des taux d'intérêt. Dans une variante de ce cadre général – le modèle de Leeper (1991) – le niveau des prix n'est pas déterminé par les marchés mais par la banque centrale, qui interagit avec la politique budgétaire. La théorie budgétaire prévoit ainsi l'existence de deux combinaisons stables possibles des politiques budgétaire et monétaire : politique budgétaire stabilisant la dette publique et politique monétaire luttant contre l'inflation, ou politique budgétaire réagissant peu à la dette extérieure et politique monétaire luttant peu contre l'inflation, de façon à laisser les prix libres assurer l'équilibre intertemporel.

La théorie budgétaire du niveau des prix est, avant tout, une théorie de l'équilibre général à prix parfaitement flexibles : le niveau général des prix peut effectuer des « sauts » instantanés afin d'assurer l'équilibre inter temporel des différents agents économiques. Il existe cependant, dans la littérature, plusieurs traitements de cette théorie dans un cadre à prix visqueux (Woodford, 1996), qui permettent de focaliser l'attention sur l'inflation. Sous cette hypothèse, Leith & Wren-Lewis (2000) ont développé une modélisation macroéconomique de la théorie budgétaire du niveau des prix en introduisant des politiques économiques dans le modèle de jeunesse perpétuelle de Blanchard (1985), basé sur un mécanisme de Yaari (1965). À leur suite, ainsi qu'à celle de Creel et Sterdyniak (2002) qui ont plus particulièrement étudié les conséquences de l'introduction d'anticipations adaptatives sur la pertinence de la théorie budgétaire, nous utilisons un modèle macroéconomique cohérent avec la théorie budgétaire que nous appliquerons ensuite au cas de la Zone franc. L'équation de demande est usuelle, à ceci près qu'elle inclut un effet de richesse positif lié à la détention par les ménages de titres de la dette publique (toutes les variables sont exprimées en termes réels).

$$y_t = cy_{t-1} - \delta r + \varphi b + t - s \quad (3)$$

où y est le pib, r le taux d'intérêt, b la dette publique, t les recettes fiscales et s le déficit primaire (les dépenses publiques g sont telles que : $g = t - s$).

L'indice « -1 » indique une variable retardée d'une période. Les paramètres c , δ et φ et sont positifs. E est l'opérateur d'anticipations. L'offre agrégée relie l'inflation à l'écart entre le Pib et le pib potentiel, y^* , soit une courbe d'offre dite « à la Lucas » :

$$\pi = E_{+1} \pi + v(y - y^*) \quad (4)$$

L'équation d'accumulation de la dette publique est :

$$b = b_{-1} (1 + r) - s \quad (5)$$

Les deux équations suivantes précisent les règles poursuivies respectivement par le gouvernement et la banque centrale :

$$s = s^* + h(b - b^*) \quad (6)$$

$$r = r^* + \mu(\pi - \pi^*) + \theta(y - y^*) \quad (7)$$

L'équation établit que le gouvernement réagit aux déviations de la dette publique par rapport à son niveau d'équilibre stationnaire en modifiant les impôts, tandis que l'équation (7) est une « règle de Taylor » usuelle pour des valeurs de paramètres n et i positives. Le modèle peut être résolu de façon standard (pour la solution d'un modèle similaire, Creel et Sterdyniak (2002)). Nous pouvons le réécrire en termes de déviation de la dette et de l'inflation par rapport à l'état stationnaire :

$$\begin{bmatrix} db' \\ d\pi' \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1+r^* - h \frac{\theta b^* (\varphi - h)}{1+\delta\theta} \frac{b^* \mu}{1+\delta\theta} \\ \frac{v(\varphi - h)}{1+\delta\theta} - \frac{\delta\mu v}{1+\delta\theta} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b' \\ \pi' \end{bmatrix} = A \begin{bmatrix} b' \\ \pi' \end{bmatrix} \quad (8)$$

où l'apostrophe indique une déviation par rapport à l'équilibre et dx est la dérivée de la variable x par rapport au temps. En anticipations rationnelles, le système est stable si : $\det A < 0$. On peut montrer qu'en anticipations rationnelles (c'est-à-dire, si $\delta < 0$, de façon à obtenir une courbe de Phillips augmentée des anticipations), la résolution du modèle diffère selon les valeurs respectives des paramètres h et μ ; en effet, le système est stable si :

$$\mu > 0 \text{ et } h > \frac{\delta(1+r^*) + b^* \varphi}{\delta + b^*} \quad (9)$$

ou

$$\mu < 0 \text{ et } h < \frac{\delta(1+r^*) + b^* \varphi}{\delta + b^*} \quad (10)$$

Si les deux paramètres sont faibles, la solvabilité de l'État est assurée par la variation des prix : une politique budgétaire perpétuellement expansionniste accroîtra la demande via l'effet de richesse lié à la dette, ce qui provoquera une hausse de l'inflation qui viendra déflateur la valeur de la dette publique en dehors de ces deux configurations, l'économie entre dans une dynamique instable. Supposons,

par exemple, que le gouvernement assure sa solvabilité mais que la banque centrale dispose d'une aversion faible vis-à-vis de l'inflation (c'est-à-dire $\mu < 0$)

Dans ce cas de figure, l'économie subirait une boucle inflationniste infinie : la hausse de l'inflation réduirait la valeur réelle de la dette, ce qui induirait une politique budgétaire expansionniste aux effets inflationnistes, via la demande. Dans le cas symétrique, l'économie subirait une dérive perpétuelle de la dette publique : sa hausse, par ses effets inflationnistes via l'effet de richesse, engendrerait une hausse du taux d'intérêt réel qui, à son tour, augmenterait la dette publique.

2.2.2. La spécification du modèle

Le modèle empirique est constitué de la matrice (5 · 5) mettant en relation simultanément les variables des politiques budgétaires et monétaires des pays de la Cema d'une part et celles de l'UEMOA d'autres parts. Y_t est notre vecteur de la variable endogène, le choix de ces variables est justifié par le fait que la problématique en soi émane simplement d'un problème de coordination entre la politique budgétaire et la politique monétaire. Notons que la politique budgétaire vise principalement l'amélioration de l'activité économique, de ce fait nous prenons comme proxy lié à l'activité économique, le taux de croissance du PIB. Cependant, pour stimuler l'activité économique, ces politiques monétaires et budgétaires prennent leurs sources à la théorie keynésienne qui voudrait qu'on augmente les déficits budgétaires pour qu'il y ait des effets positifs sur l'activité économique. Nous utilisons comme autres variables le solde budgétaire primaire qui représente l'un des principaux instruments qu'utilisent les autorités budgétaires pour agir sur le niveau des dépenses publiques.

Cependant, la dette extérieure constitue l'un des principaux obstacles à la croissance économique et à l'éradication de la pauvreté et du solde budgétaire primaire. Concernant la politique monétaire de la BCEAO et la BEAC, l'objectif principal est la stabilité monétaire dont l'objectif interne est la stabilité des prix par le contrôle de l'inflation dont la norme voudrait que le taux soit inférieur à 3%. De ce fait nous utiliserons le taux d'inflation comme variable d'intérêt et l'utilisation des taux d'intérêt courts réels permet de rendre compte directement de l'action de la banque centrale dans la mesure où ils en constituent le principal outil. Avec U_t le vecteur des résidus structurels de type iid $N(0, \pi)$ avec M , une matrice ($n \cdot n$) diagonale. Cette hypothèse implique que les résidus du modèle sont indépendants les uns des autres et qu'on peut les considérer comme des chocs structurels orthogonaux deux à deux. La forme réduite du modèle ci-dessus est donnée par :

$$Y_{i,t} = [s_{i,t}, r_{i,t}, \pi_{i,t}, b_{i,t}].$$

A comme vecteur

$$A(L)Y_t = \mu X_{i,t} + \hat{u}_{i,t} \quad (7)$$

où X_t est le vecteur des variables exogènes comprenant le taux d'intérêt réel de court terme, les prix, le solde budgétaire primaire et la dette extérieure.

\hat{u}_p est le vecteur des résidus canoniques de l'estimation. Les données sont annuelles; elles vont de 1980 à 2017. Le taux d'intérêt réel de court terme, les prix, le solde budgétaire primaire et la dette extérieure proviennent de la base Banque Mondiale de la BCEAO et BEAC. L'utilisation de données de dette extérieure, plutôt que de celles relatives au passif consolidé de l'État et de la Banque centrale conformément à la présentation de la théorie budgétaire en équilibre général, fait suite aux arguments avancés par Creel et Le Bihan (2006).

3. Application sur les données de la Zone franc

3.1. Analyse de co-mouvement entre le taux de refinancement de la (BEAC BCEAO) et déficit primaire

En ce qui concerne l'analyse de co-mouvement entre les variables du taux de refinancement de la BEAC et de la BCEAO et le déficit primaire des pays membres de ces deux Unions monétaires, le tableau n°1 illustre les corrélations dynamiques de ces variables obtenues par l'approche de concordance de Harding et Pagan (2002).

Tableau 1. Corrélations dynamiques entre le taux de refinancement de la BEAC et déficit primaire

	K = -3	K = -2	K = -1	K = 0	K = 1	K = 2	K = 3
CAMEROUN	-0,528	-0,528	-0,511	-0,513	-0,565	-0,619	-0,67
GABON	0,068	0,068	0,445	0,7	0,632	0,554	0,472
CONGO	0,185	0,185	0,331	0,392	0,246	0,062	-0,156
TCHAD	-0,098	-0,098	-0,116	-0,136	-0,171	-0,216	-0,27
RCA	-0,869	-0,869	-0,842	-0,905	-0,907	-0,898	-0,878
CEMAC	-0,217	-0,217	-0,103	-0,063	-0,188	-0,313	-0,428
BENIN	0,425	0,425	0,581	0,625	0,563	0,537	0,536
BURK	0,593	0,593	0,706	0,719	0,663	0,652	0,676
CIV	0,198	0,198	0,395	0,465	0,402	0,334	0,261
SEN	0,448	0,448	0,416	0,348	0,267	0,255	0,279
MALI	0,471	0,471	0,605	0,602	0,539	0,548	0,61
TOGO	0,378	0,378	0,365	0,275	0,128	0,044	0,013
UEMOA	0,4357	0,4357	0,5446	0,5426	0,4572	0,429	0,4415

Source : Auteur à partir des données de la Banque Mondiale et du logiciel EViews 9.

L'examen de ces corrélations montre qu'à l'échelle de ces deux Unions, la composante cyclique du taux de refinancement de la BEAC et BCEAO et le déficit

primaire des pays membres de ces deux Unions monétaires est positivement liée à celle du déficit primaire dans la Zone UEMOA et négative dans la CEMAC. Il apparaît donc un comportement pro cyclique entre le taux de refinancement de la BCEAO et le déficit primaire dans la Zone UEMOA. Cette pro cyclicité du taux de refinancement de la BCEAO et déficit primaire dans la Zone UEMOA est contemporaine ($k = 0$) et moins significative à l'exception du Burkina Faso et du Mali. Ce résultat obtenu pour l'Union prise dans leur ensemble montre que sur la période 1980–2017, les politiques monétaires adoptées dans ces deux Unions monétaires n'accompagnent pas l'activité économique à cause de leur caractère restrictive. Les politiques monétaires auraient un comportement pro cyclique et contemporain vis-à-vis des politiques budgétaires. Ce co-mouvement du le taux de refinancement de la BEAC et déficit primaire laisse supposer que les politiques monétaires de ces deux Unions ne sont pas restée neutre dans le financement de l'activité réelle.

3.2. Principaux résultats économétriques

Nous débuterons le processus d'estimation du modèle par l'analyse des propriétés statistiques des différentes séries en premier lieu, et en second lieu, nous estimons un VAR structurel qui permet d'analyser la propagation des chocs budgétaires et monétaires.

3.2.1. Analyse des propriétés statistiques des variables

Tests de stationnarités

Les résultats des tests de stationnarités (voir annexe) montrent que les probabilités de rejeter à tort l'hypothèse nulle de racine unitaire sur les variables en niveau sont supérieures à 5%, pour les variables : $\ln pib$, $\ln defp$, $\ln intiao$, $\ln ipc$ et $\ln detex$ pour les tests IPS et LLC. Ces probabilités sont quasiment nulles lorsque les mêmes tests sont implémentés sur leurs différences premières. Cela nous amène à conclure que ces cinq séries sont affectées d'une racine unitaire ou, en d'autres termes, elles sont intégrées d'ordre 1, $I(1)$. L'étude de la stationnarité des variables permet d'avoir une idée sur les caractéristiques des séries étudiées. En se basant sur les résultats du tableau 2, nous pouvons constater que toutes les variables sont stationnaires en niveau puisque les valeurs calculées des statistiques du test de Levin, Lin et Chu (2002) sont inférieures à la valeur critique.

Détermination du nombre de retards du modèle

Pour déterminer le nombre maximum de retards de notre modèle, nous allons nous baser sur les critères d'information d'Akaike (AIC) et Schwarz (SC) pour les décalages « P » allant de 1 à 2. Dans le cadre de notre modèle, nous choisissons le

critère d'Akaike et SC qui tiennent compte de la théorie keynésienne, c'est-à-dire le retard optimal $P = 2$. Dans le cadre de la construction des équations du modèle PSVAR de notre étude, nous avons choisi la structure des retards à l'aide du critère Bayésien d'Akaike (AIC) & Schwarz, en fixant le nombre maximum de retards à 2, conformément à M. H. Pesaran et B. Pesaran (1997) et M. H. Pesaran et Shin (1999) pour les données annuelles.

Analyse de la pertinence d'une étude en panel

Les résultats tirés des statistiques de Fisher affirme que notre modèle est spécifié par un panel avec des effets fixes dans les deux unions monétaires, puisque les statistiques d'Hausman sont supérieures à la valeur critique de Khi-deux ; de plus, la p -value est inférieure 0,05. D'où l'estimation avec Within (estimateur non biaisé) est la plus appropriée.

3.3. Estimation du PVAR structurel et analyse de la propagation des chocs budgétaires et monétaires

Après s'être assuré de la normalité des chocs structurels et de leur non-corrélation⁵. Notre matrice s'écrit de la manière suivante :

$$M_{1,i} \begin{pmatrix} 1 & \alpha_{yb} & 0 & \alpha_{y\pi} & \alpha_{yb} \\ \alpha_{sy} & 1 & 0 & 0 & \alpha_{sb} \\ \alpha_{iy} & 0 & 1 & 0 & 0 \\ \alpha_{iy} & 0 & \alpha_{i\pi} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & \alpha_{b\pi} & 0 & 1 \end{pmatrix} \quad M_{2,i} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & \alpha_{bs} & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

Les élasticités de la dette extérieure vis-à-vis respectivement du taux d'intérêt et du taux d'inflation résultent d'estimations par MCO après que chaque variable a été exprimée en différence première. Pour le calcul des élasticités du déficit primaire, et afin d'éviter que les élasticités atteignent des valeurs infinies lorsque le déficit primaire est proche de zéro, nous avons séparé dépenses primaires et recettes, puis procédé aux calculs des élasticités de chaque élément par rapport au pib, respectivement, et enfin rassemblé en les pondérant l'élasticité des recettes et l'opposé de l'élasticité des dépenses par rapport à chaque variable, afin d'obtenir l'élasticité correspondante à la politique budgétaire (α_{sy} et α_{sb}) et celle de la politique monétaire (α_{iy} , $\alpha_{i\pi}$). La fixation des valeurs : $\alpha_{yi} = \alpha_{si} = \alpha_{s\pi} = 0 = \alpha_{is} = \alpha_{i\pi} = \alpha_{ib} = \alpha_{\pi s} = \alpha_{bs} =$

⁵ Les intervalles de confiance dans l'analyse des fonctions de réponse sont déterminés par la méthode de Monte Carlo puisque les résidus sont normaux et en plus, non-autocorrélés. Aussi, dans cette partie, nous ne commentons que les fonctions de réponse cumulées (ou les effets totaux).

$\alpha_{b\pi} = 0$ est facilitée par l'utilisation de données annuelles. En effet, il est tout à fait improbable que les décisions de politique économique répondent à un choc sur le taux d'inflation ou d'intérêt dans la même année ; de même, la dette ne réagit pas automatiquement et instantanément au déficit primaire ou au PIB.

L'identification du coefficient α repose sur la théorie budgétaire du niveau des prix. Ce schéma d'identification est le seul permettant d'envisager un canal de transmission de la dette publique vers l'inflation, même si la demande de monnaie est instable, ce qui est désormais un fait généralement admis. Les schémas d'identification alternatifs, sur la base des modèles de Sargent et Wallace (1981) ou Aiyagari et Gertler (1985) requièrent, pour leur part que la demande de monnaie soit stable. Ils intègrent donc une contrainte supplémentaire, dont le réalisme est mis en doute.

3.3.1. Les valeurs des multiplicateurs de *policy-mix* en Zone franc

Suivant la classification de Batini et collaborateurs (2014a), le poids des multiplicateurs budgétaires dépend tant de facteurs conjoncturels que structurels. Il s'agit donc d'un paramètre dont la valeur évolue en fonction de l'activité économique. C'est ainsi que les différents chocs peuvent être interprétés comme suit : les chocs sur le PIB représentent des chocs sur le déficit (politique budgétaire), sur le taux d'intérêt des politiques monétaires, sur l'inflation et la dette extérieure. Après l'identification de la forme structurelle qui consiste à introduire des restrictions sur les matrices A et B de court terme, en intégrant des soubassements théoriques à l'instar des travaux de Sims et Zha (1998) et Berkelmans (2005), la matrice obtenue s'écrit :

UEMOA

$$\begin{pmatrix} \ln pib \\ \Delta defp \\ \Delta tiaoc \\ \ln ipc \\ \ln detex \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & -0,0988 & 0 & -18,4237^{***} & 0,7094^{***} \\ 1,5665^{***} & 1 & 0 & 0 & -0,0851^{***} \\ -5,369^{***} & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 7,1503^{***} & 0 & 0,6118^{***} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0,0172 & 0 & 1 \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \varepsilon_{pib} \\ \varepsilon_{def} \\ \varepsilon_{tiaoc} \\ \varepsilon_{ipc} \\ \varepsilon_{detex} \end{pmatrix}$$

CEMAC

$$\begin{pmatrix} \ln pib \\ \Delta defp \\ \Delta tiaoc \\ \ln ipc \\ \ln detex \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & -0,1758 & 0 & -0,0150^{***} & -0,0150 \\ -14,564^{***} & 1 & 0 & 0 & 2,0020^{***} \\ 0,34548^{***} & 0 & 1 & 0 & 0 \\ -0,1758^{***} & 0 & 0,000218 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0,012962 & 0 & 1 \end{pmatrix} \cdot \begin{pmatrix} \varepsilon_{pib} \\ \varepsilon_{def} \\ \varepsilon_{tiaoc} \\ \varepsilon_{ipc} \\ \varepsilon_{detex} \end{pmatrix}$$

** et *** renvoient respectivement à des seuils de significativité de 5% et 10%.

Source : Auteur à partir des données de la Banque Mondiale et du logiciel EViews 9.

Les différents multiplicateurs peuvent être interprétés comme suit : le multiplicateur des politiques budgétaires des États membres de l'UEMOA (1,56) est plus élevé que celui des États membres de Cemac (-14,5). Cependant les multiplicateurs de la politique monétaire des États membres de l'UEMOA est plus faible (-5,36) que celui des États membres de Cemac (0,34).

Par contre ceux de la dette extérieure des États membres de l'UEMOA et de Cemac sont nuls. L'estimation des multiplicateurs ci-dessus montre que les pays de la Cemac ont passé plus de temps en expansion et ont connu des récessions moins fortes que les pays de l'UEMOA. Par conséquent, on pourrait attendre des valeurs assez différentes des multiplicateurs budgétaires et monétaires. De plus, les pays de la Cemac ont connu d'importantes hausses de leurs ratios de dette extérieure au PIB, suite à des chocs externes nécessitant une analyse spécifique des multiplicateurs budgétaires et monétaires.

Le multiplicateur nul de la dette extérieure par rapport au taux d'intérêt est cohérente avec la structure de la dette publique dans les deux Unions monétaires, elle est émise à taux fixe. Quant à l'élasticité instantanée du surplus vis-à-vis de la dette, elle est quasi-nulle : la dette publique n'a donc aucun effet instantané sur le surplus primaire, qu'il soit automatique ou discrétionnaire.

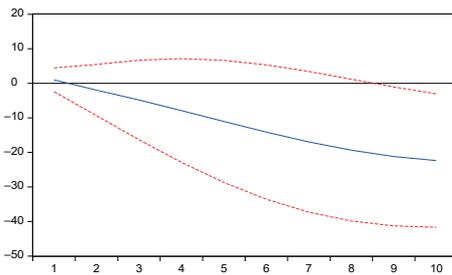
En revanche, dans le cas d'un choc de demande négatif, l'activité et les prix diminuent dans l'ensemble des pays de ces deux Unions. Pour stabiliser le choc, la BCEAO et la BEAC, ainsi que les gouvernements doivent répondre par une politique expansive. Il n'y a pas de conflit d'orientation, mais les bénéfices de la coordination dépendent du partage entre les variations du déficit et du taux d'intérêt pour permettre de stabiliser l'activité et l'inflation. Si les gouvernements accordent une importance relativement plus forte à la stabilité budgétaire et qu'ils réagissent modérément face aux chocs, les deux Banques centrales de la Zone franc doivent assumer la plus grande part de la stabilisation. La coordination par la règle devient contre-productive. La règle de politique monétaire adoptée par la BCEAO et la BEAC conduit ces dernières à réduire les taux d'intérêt, ce qui va également relancer l'activité. Les gouvernements n'ont alors aucune incitation à accroître leur déficit.

3.4. Analyse des chocs simultanés des politiques conjoncturelles sur le taux la de croissance du PIB

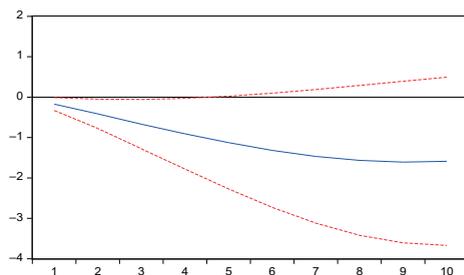
Cette section analyse les fonctions de réponses impulsionnelles sous la forme d'un tracé permettant de visualiser les effets instantanés et dynamiques associés aux chocs d'innovations sur les variables du vecteur Pib. On se propose, dans cette partie, d'analyser le mode de diffusion des chocs de politique budgétaire et monétaire dans les deux Unions en évaluant leurs effets dynamiques sur la production. Les fonctions de réponses impulsionnelles permettent de retracer la dynamique d'une variable,

suite à une impulsion (choc) dans une autre variable du système, la dynamique de ce dernier permettant de simuler cette réponse. Ces résultats méritent d'être ici particulièrement mis en exergue : les réponses de l'activité, en termes de délais et d'amplitude, à des chocs monétaires et budgétaires (hausse d'un écart-type du taux d'intérêt réel et du solde budgétaire). A l'aide du logiciel EViews.9, nous allons générer les graphiques des fonctions de réponse impulsionnelle.

3.4.1. Impact des chocs de la variation du déficit sur l'activité économique



Graphique 1a. Réaction de déficit budgétaire suite à un choc du taux de croissance du PIB (Uemoa)



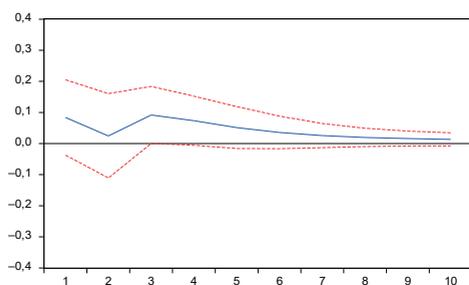
Graphique 1b. Réaction de déficit budgétaire suite à un choc du taux de croissance du PIB (Cemac)

Source : Auteur à partir des données de la Banque Mondiale et du logiciel EViews 9.

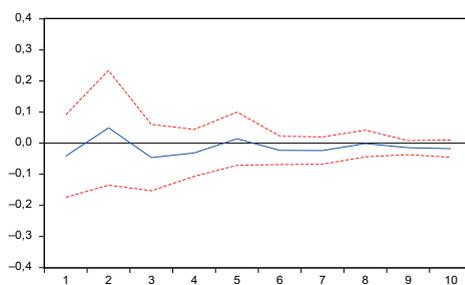
Les graphiques 1a et 1b décrivent la dynamique de la croissance du PIB face à un choc de politique budgétaire qui correspond ici à un resserrement de la politique budgétaire dans l'UEMOA et la Cemac. Les effets dynamiques de la politique budgétaire sont négatifs. Ceci s'explique en partie par la moindre persistance du niveau des taux de croissance du PIB enregistrés dans ces deux Zones monétaires. Leurs économies n'ont pas seulement bénéficié d'un calendrier d'ajustement budgétaire moins favorables, mais aussi d'une absence de soutien monétaire. Cependant, des divergences apparues sur la contribution de la politique budgétaire nationale à la croissance du PIB entre ces deux Unions monétaires tiennent à des politiques budgétaires restrictives et aux mesures budgétaires du pacte de stabilité et de croissance. Toutefois, la position cyclique aura aussi une influence sur la pérennité des effets négatifs des chocs budgétaires à travers la dynamique des multiplicateurs. Ainsi, l'impact dynamique de la politique budgétaire nationale sur la croissance ne sera pas indépendant des autres chocs affectant la dynamique des différentes économies (monétaires, de taux de change, de prix de matières premières). Les politiques budgétaires des pays de la Zone sont inefficaces. Ces résultats sont soutenus par les néo-libéraux. Pour Smith, l'augmentation des déficits budgétaires entraîne une baisse de la demande privée. Ainsi, l'activité du secteur public supprime celle du secteur privé : effet d'éviction. Un excédent est considéré comme un prélèvement injustifié de ressources des contribuables qui risque d'être gaspillées, tandis que

le déficit est considéré comme dangereux, comme une menace pour la croissance économique.

3.4.2. Impact des chocs de la variation du taux de refinancement sur l'activité économique



Graphique 2a. Réaction de la variation du taux de refinancement de la BEAC suite à un choc du taux de croissance du PIB (UEMOA)

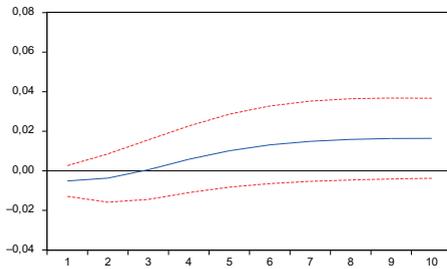


Graphique 2b. Réaction de la variation du taux de refinancement de la BEAC suite à un choc du taux de croissance du PIB (Cemac)

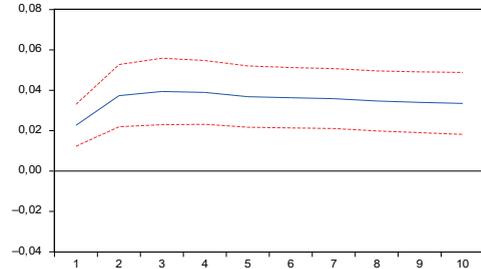
Source : Auteur à partir des données de la Banque Mondiale et du logiciel EViews 9.

Les graphiques 2a et 2b traduisent la dynamique du taux de croissance de l'économie suite à un choc de politique monétaire. En dépit des contraintes qui caractérisent l'environnement de mise en œuvre de la politique monétaire et budgétaire en Zone franc, les simulations réalisées à l'aide des modèles VAR structurel en données de panel, montrent que les chocs de politique monétaire influencent l'évolution du taux de croissance économique dans ces deux Unions monétaires. En effet, la hausse du taux d'intérêt dans la Cemac impacte négativement la croissance entre la deuxième et la septième période. Ainsi, la croissance du PIB réel enregistre une baisse d'environ 0,15% durant les 6 premières périodes. Cette baisse s'affaiblit graduellement à partir de la cinquième année avant de changer de signe à partir de la sixième et neuvième période. Par contre, la baisse du taux directeur dans l'UEMOA a soutenu l'activité économique entre la première période et la deuxième période. Cependant, entre la deuxième et la dixième période, ce taux reste négatif. En effet, une hausse du taux d'intérêt nominal a un effet récessif à court terme sur la croissance. L'effet récessif atteint son niveau maximal à la troisième période. Ceci est rendu possible grâce à l'existence de canaux de transmission. L'effet récessif est permanent dans la Zone Cemac. Notre analyse confirme que la politique monétaire a un effet significatif sur le PIB dans la Cemac et dans l'UEMOA. Il ressort alors que l'ensemble des mesures prises par les banques centrales ont contribué à amortir le choc récessif et ont soutenu l'activité. La politique conjoncturelle est contracyclique dans la mesure où les autorités publiques prennent des mesures d'augmentation des taux d'intérêt pour diminuer les tensions inflationnistes.

3.4.3. Impact des chocs du taux d'inflation sur l'activité économique



Graphique 3a. Réaction du taux d'inflation à un choc du taux de croissance du PIB (UEMOA)



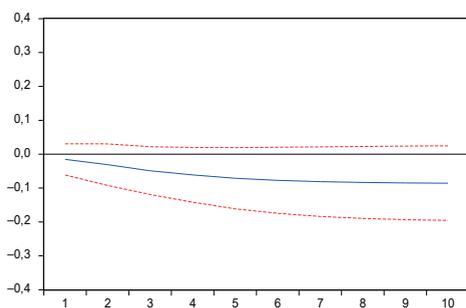
Graphique 3b. Réaction du taux d'inflation à un choc du taux de croissance du PIB (Cemac)

Source : Auteur à partir des données de la Banque Mondiale et du logiciel EViews 9.

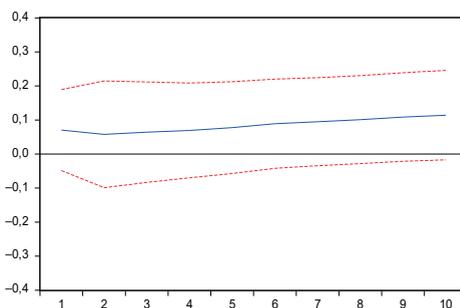
Les graphiques 3a et 3b décrivent la dynamique de la croissance du PIB face à un choc de du taux d'inflation. Un choc positif sur un intervalle de 10 périodes sur l'inflation se traduit par des effets négatifs et positifs dans la Zone UEMOA. Cependant ce choc reste positif sur la période dans la Zone Cemac. Les effets négatifs concernent juste les deuxièmes premières périodes et ceux positifs couvrent toutes les autres périodes. Ce choc d'innovation correspond à une baisse considérable du niveau général des prix et se transmet instantanément sur l'activité économique. Ces résultats suggèrent en effet que ce phénomène trouve son origine dans la combinaison d'une politique monétaire et d'une politique budgétaire actives. En relevant leurs taux, les banques centrales s'efforcent de comprimer la forte inflation. Or, comme les agents économiques s'attendaient à ce que l'alourdissement des charges d'intérêts n'induisse pas de consolidation fiscale (autrement dit, que l'autorité budgétaire ne s'oriente pas passivement vers une stabilisation de la dette publique réelle), les détenteurs d'obligations avaient le sentiment d'être plus riches, entraînant dès lors une hausse de l'inflation. Dans cet épisode, une politique monétaire plus restrictive entraîne un alourdissement de la dette nominale et fait exploser l'inflation.

3.4.4. Impact des chocs de la dette extérieure sur l'activité économique

Les graphiques 4a et 4b décrivent la dynamique de la croissance du PIB face à un choc de la dette extérieure. L'effet du service de la dette extérieure sur le taux de croissance est positif dans la Cemac. Une baisse de la dette extérieure conduit en premier lieu à une réponse moins forte et rapide sur le taux de croissance du PIB dans la Cemac. En effet, la valeur cumulée des réponses de cette variable à un choc unitaire exogène est de 0,032 au bout de quatre ans. L'effet est indubitablement expansionniste et l'hypothèse d'une éviction totale peut donc être rejetée sans ambiguïté, pendant les cinq premières années. Cependant, on assiste à un effet



Graphique 4a. Réaction de la extérieure suite à un choc du taux de croissance de l'économique du PIB (UEMOA)



Graphique 4b. Réaction de la extérieure suite à un choc du taux de croissance de l'économique du PIB (Cemac)

Source : Auteur à partir des données de la Banque Mondiale et du logiciel EViews 9.

négalif dans l'UEMOA, dans la mesure où la hausse de l'endettement implique de plus fortes charges d'intérêt qui ont pour conséquence de comprimer les dépenses productives, notamment l'investissement public en infrastructures, et qui sont éventuellement compensées par une plus forte imposition. Selon la nature des mesures fiscales adoptées, celles-ci ont potentiellement affecté la consommation, l'investissement privé ou encore l'offre de travail. L'accroissement du risque souverain entraîne une hausse dans les primes de risque. L'élévation des spreads alourdit les coûts de financement et menace la solvabilité des finances publiques. Les ménages et les entreprises peuvent aussi être simultanément confrontés à des hausses de taux d'intérêt qui fait exploser l'inflation.

Après l'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles, la suite de cette section analyse la décomposition de la variance de l'erreur de prévision. L'objectif est de calculer la contribution de chacune des innovations à la variance de l'erreur. De façon heuristique, on écrit la variance de l'erreur de prévision à un horizon h (ici h va de 1 à 10) en fonction de la variance de l'erreur attribuée à chacune des 5 variables. On effectue ensuite le rapport entre chacune de ces variances et la variance totale pour faire apparaître son poids relatif en pourcentage.

3.4.5. Décomposition de la variance

La décomposition de la variance de l'erreur de prévision vise à calculer pour chacune des innovations. On écrit la variance de l'erreur à un horizon h en fonction de la variance de l'erreur attribuée à chacune des variables, il suffit ensuite de rapporter chacune de ces variances à la variance totale pour obtenir son poids relatif en pourcentage. La variance de l'erreur de prévision de l'encours de la dette extérieure est due à 1,51% dans l'UEMOA, contre 0,49% dans la Cemac, à ses propres innovations ; 1,64% dans l'UEMOA contre 0,21% dans la Cemac aux innovations du taux d'inflation ; 0,19% l'UEMOA contre 0,131% dans la Cemac aux innovations

du taux d'intérêt ; 4,01% l'UEMOA contre 0,137% dans la Cemac aux innovations du solde budgétaire primaire, -0,4% dans l'UEMOA contre 13,53% dans la Cemac aux innovations.

Conclusion

Cet article s'est proposé d'évaluer les effets simultanés des chocs monétaires et budgétaires sur la croissance économique à l'aide d'une modélisation de VAR structurel en données de panel. L'utilisation de la modélisation de VAR structurel en données de panel a permis d'obtenir quatre résultats importants : les composantes cycliques des taux de refinancement de la BEAC et de la BCEAO sont positivement liées à celles des déficits primaires dans la Zone franc, des indicateurs de *policy-mix* confirment le caractère plus ou moins restrictif ou expansif, les effets et les délais de transmission des impulsions budgétaires et monétaires sur le PIB apparaissent différenciés dans les deux unions monétaires à court terme, - les politiques budgétaires agissent négativement sur la croissance du PIB. Cependant les politiques monétaires produisent des chocs positifs sur l'évolution de la croissance économique dans ces deux Unions monétaires. Notons que la politique monétaire de la Zone franc a joué un rôle important, aussi bien en termes de stabilisation de l'inflation qu'en termes de stabilisation de l'activité réelle, ayant un comportement contra cyclique soutenu. Au niveau agrégé la politique budgétaire semble avoir aussi contribué à la stabilisation de l'activité réelle par des mesures pro cyclistes. L'étude de la transmission des chocs dans ces deux Zones confirme l'existence d'une certaine complémentarité entre politique monétaire commune à chaque Union monétaire et politiques budgétaires. Elle met, toutefois, en exergue l'hétérogénéité de la transmission des chocs au niveau national, preuve de la présence d'asymétries structurelles persistantes dans chacune des Unions monétaires. Il est donc nécessaire que les autorités monétaires allègent les règles de politique monétaire en réduisant les taux d'intérêt, ce qui va également relancer l'activité. Et les gouvernements n'ont alors aucune incitation à accroître leur déficit.

Annexe

Tableau A1. Résultats des tests de racine unitaire en panel

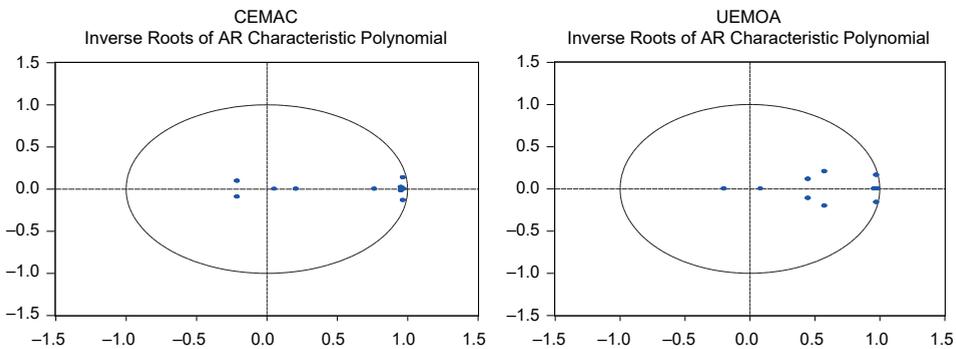
		Spécification homogène de la racine autorégressive sous H1											
		Statistique de Livin, Lin et Chu					Statistique de Im, Pesaran et Shin						
Spécification hétérogène de la racine autorégressive		CEMAC					UEMOA						
	Uroot	A niveau			En différence 1ere		Déc	A niveau			En différence 1ere		Déc
		LLC	Prob	LLC	Prob	I (1)		CIPS	Prob	CIPS	Prob	I (1)	
Defp	Intercept	61,7060	1,0000	2,2568	0,0261	I (1)	-8,15116	0,0000	-15,1498	0,0000	I (0)		
	Trend	78,3827	1,0000	-2,28534	0,0111	I (1)	-8,29602	0,0000	-16,4114	0,0000	I (1)		
Intiao	Intercept	11,3020	1,0000	-7,33571	0,0000	I (1)	10,8482	1,0000	-11,4846	0,0000	I (1)		
	Trend	3,94911	1,0000	15,9867	0,0000	I (1)	6,60481	1,0000	-9,02169	0,0000	I (1)		
Inipc	Intercept	-3,51974	0,0000	-3,51974	0,0000	I (1)	-0,64260	0,2602	-8,94949	0,0000	I (0)		
	Trend	-1,78069	0,0375	-9,83865	0,0000	I (0)	-2,09877	0,0179	-8,11795	0,0000	I (1)		
Inpib	Intercept	-1,1074	0,1340	5,68681	0,0000	I (1)	-5,17888	0,0000	0,20569	0,0000	I (1)		
	Trend	16,6704	1,0000	-9,38824	0,0000	I (1)	3,25233	0,9998	-0,15580	0,0000	I (1)		
Indetex	Intercept	5-1,7892	0,000	0,0368	0,0000	I (1)	-3,42963	0,0000	-11,3475	0,0000	I (0)		
	Trend	-1,73214	0,0416	-9,20923	0,0000	I (0)	-3,14275	0,0008	-10,4359	0,0000	I (1)		
Defp	Intercept	0,48561	0,6864	0,0000	0,0000	I (1)	-0,27000	0,3936	-12,4471	0,0000	I (1)		
	Trend	0,43339	0,6676	-13,2988	0,0000	I (0)	1,16398	0,8778	-11,9879	0,0000	I (1)		
Intiao	Intercept	0,79935	0,7880	-7,31398	0,0000	I (1)	2,14164	0,9839	0,0000	0,0000	I (1)		
	Trend	5,04946	1,0000	-6,17477	0,0000	I (1)	-3,27520	0,0005	-11,9879	0,0000	I (1)		
Inipc	Intercept	-3,51974	0,0002	-9,83865	0,0000	I (1)	-0,64260	0,2602	-2,09877	0,0000	I (1)		
	Trend	-1,78069	-9,38824	-9,38824	0,0000	I (0)	-8,94949	0,0000	-8,11795	0,0000	I (0)		
Inpib	Intercept	-0,51843	0,3021	-10,4500	0,0000	I (1)	3,01174	0,9987	-10,6035	0,0000	I (1)		
	Trend	-0,13745	0,4453	-9,14638	0,0000	I (1)	-2,36750	0,1394	-9,48125	0,0000	I (1)		
InDetex	Intercept	-0,38890	0,3487	-0,35989	0,0000	I (1)	-1,12138	0,1311	-13,1217	0,0000	I (1)		
	Trend	-14,1436	0,0000	-13,4601	0,0000	I (1)	-0,5485	0,2916	-12,1578	0,0000	I (1)		

Notes : l'hypothèse de racine unitaire est rejetée à 5%, LLC_i et CIPS_i avec $i = 1, 2, 3$ correspond à la statistique du test de Pesaran (2007) pour des retards $i, (.)$ p -value.
 Source : Auteur à partir des données de la Banque Mondiale et du logiciel EViews 9.

Tableau A2. Les critères d'information pour un nombre de retards optimal

CEMAC						
Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-1018.656	NA	0.015709	10.03584	10.11717	10.06874
1	196.6671	2359.156	1.34e-07	-1.633991	-1.146032	-1.436603
2	517.8666	607.7599*	7.36e-09*	-4.537908*	-3.643317*	-4.176029*
UEMOA						
0	-1540.204	NA	54.02701	18.17887	18.27110	18.21629
1	-704.7567	1611.921	0.003907	8.644197	9.197573	8.868751
2	-465.9870	446.6399*	0.000316*	6.129259*	7.143782*	6.540941*

Source : Auteur à partir des données de la Banque Mondiale et du logiciel EViews 9.

**Graphique A1. Stabilité du modèle PSVAR**

Source : Auteur à partir des données de la Banque Mondiale et du logiciel EViews 9.

References

- Aiyagari, S., & Gertler, M. (1985). The backing of government bonds and monetarism. *Journal of Monetary Economics*, 16(1), 19-44.
- Anderson, L. C., & Jordan, J. L. (1968, October). Monetary and fiscal actions: A test of their relative importance in economic stabilization. *Federal Reserve Bank of St Louis Review*, 50, 11-23.
- Batini, N., Eyraud, L., Forni, L., & Weber, A. (2014a). *Fiscal multipliers: Size, determinants, and use in macroeconomic projections*. (IMF Technical Notes and Manuals No. 14/04). Washington, DC: International Monetary Fund.

- Batini, N., Eyraud, L., & Weber, A. (2014b). *A simple method to compute fiscal multipliers*. (IMF Working Paper No. 14/93). Washington, DC: International Monetary Fund.
- Bean, R., Paustian, M., Penalver, A., & Taylor, T. (2010). Monetary policy after the fall. In *Macroeconomic challenges: The decade ahead*. (2010 Economic Policy Symposium Proceedings). Federal Reserve Bank of Kansas: Kansas City.
- Beetsma, R., & Giuliodori, M. (2011). The effects of government purchases shocks: Review and estimates for the EU. *The Economic Journal*, 121, F4-F32.
- Berkelmans, L. (2005). *Credit and monetary policy: An Australian SVAR*. (Research Discussion Paper September 6). Economic Research Department Reserve Bank of Australia.
- Blanchard, O. J. (1985). Debt, deficits, and finite horizons. *Journal of Political Economy*, 93(2), 223-247.
- Blanchard, O., & Galí, J. (2007). Real wage rigidities and the New Keynesian Model. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 39(1), 36-65.
- Blanchard, O., & Perotti, R. (2002). An empirical characterization of dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *Quarterly Journal of Economics*, 117, 1329-1368.
- Blinder, A. (1982). Issues in the coordination of monetary and fiscal policy. In *Monetary policy issues in the 1980s. A Symposium sponsored by the Federal Reserve Bank of Kansas City*, Jackson Hole, 1-42.
- Carlson, K. M. (1978). L'équation de St Louis croit-elle maintenant en la politique budgétaire?. *Federal Reserve Bank of St Louis Review*, 60, 13-19.
- Chowdhury, R. A. (1988). Monetary policy, fiscal policy and aggregate economic activity: Some further evidence. *Applied Economics*, 20, 63-71.
- Combes, J.-L., & Mustea, L. (2014). Une analyse des multiplicateurs budgétaires: quelles leçons pour les pays en développement et émergents?. *Mondes en Développement*, 3(167), 17-33.
- Creel, J., & Le Bihan, H. (2006). Using structural balance data to test the fiscal theory of the price level: Some international evidence. *Journal of Macroeconomics*, 28, 338-360.
- Creel, J., & Sterdyniak, H. (2002). *The fiscal theory of the price level and sluggish inflation: How important shall the wealth effect be?*. (Working Paper No. 2002-01).
- Daly, H., & Smida, M. (2013). *Interaction entre politique monétaire et politique budgétaire : cas de la Grèce*. (MPRA Paper No. 45931).
- Debrun, X., & Wyplosz, C. (1999). Onze gouvernements et une Banque centrale. *Revue d'Économie Politique*, 3.
- Friedman, M., & Meiselman, D. (1963). The relative stability of monetary velocity and the investment multiplier in the United States, 1897-1958. In M. Friedman & D. Meiselman (Eds.), *The commission on money and credit, stabilization policies* (pp. 165-268). Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Goodhart, C., & Hofmann, B. (2007). *House prices and the macroeconomy. Implications for banking and price stability*. Oxford: Oxford University Press
- Harding, D., & Pagan, A. R. (2002). Dissecting the cycle: A methodological investigation. *Journal of Monetary Economics*, 49, 365-381.
- Jarocinski, M., & Smets, F. R. (2008). House prices and the stance of monetary policy. *Federal Reserve Bank of St Louis Review*, 90(4), 339-365.

- Kahn, L. (2010). Les conséquences à long terme sur le marché du travail de l'obtention d'un diplôme universitaire dans une mauvaise économie. *Économie du Travail*, 17(2), 303-316.
- Kamal, M. (2010). *Empirical investigation of fiscal policy shocks in the UK*. (MPRA Paper No. 23493).
- Keran, W. M. (1970). Monetary and fiscal influences on economic activity: The foreign experience. *Federal Reserve Bank of St Louis Review*, 51, 16-28.
- Keynes, J. M. (1942). *Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt de la monnaie*. Paris: Éditions Payot.
- Kone, S. (2000, décembre). L'impact des politiques monétaires et budgétaires sur la croissance économique dans les pays de l'UEMOA. *Revue d'Études et Recherches*, 509, 03.
- Kydland, E. F., & Prescott, E. C. (1977). Rules rather than discretion: The inconsistency of optimal plans. *Journal of Political Economy*, 85(3), 73-492.
- Leeper, E. (1991). Equilibria under "active and passive" monetary and fiscal policies. *Journal of Monetary Economics*, 27(1), 129-147.
- Leith, C. & Wren-Lewis, S. (2000). Interactions between monetary and fiscal policy rules. *Economic Journal*, 110, 462.
- 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), 1-24.
- Loyo, E. (1999). *Tight money paradox on the loose: A fiscalist hyperinflation*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Mehta, B. C., & Kiseru, A. O. (1993). The monetarist-fiscalist controversy: A-J model examined with India data. *The Indian Economic Journal*, 41(9), 90-106.
- Mundell, R. (1962). The appropriate use of monetary and fiscal policy for internal and external stability. *Staff Papers*, 9, 70-79.
- Mundell, R. (1968). *International economics*. New York: The Macmillan Company.
- Pesaran, M. H. (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. *Journal of Applied Econometrics*, 22(2), 265-312.
- Pesaran, M. H., & Pesaran, B. (1997). *Working with Microfit 4.0: Interactive econometric analysis*. Oxford: Oxford University Press.
- Pesaran, M. H., & Shin, Y. (1999). An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis. In S. Strom (Ed.), *Econometrics and economic theory in the 20th century: The Ragnar Frisch centennial symposium* (pp. 371-374). Cambridge: Cambridge University Press.
- Sargent, T. H. & Wallace, N. (1981). Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 5, 1-17.
- Sims, C. A., & Zha, T. (1998). Bayesian methods for dynamic multivariate models. *Revue Économique Internationale*, 39, 949-968.
- Tinbergen, J. (1952). *On the theory of economic policy*. Amsterdam: North Holland.
- Woodford, M. (1995, December). *Price-level determinacy without control of a monetary aggregate*. (Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy No. 43).
- Woodford, M. (1996, July). *Control of the public debt: A requirement for price stability?*. (NBER Working Paper No. 5684).
- Yaari, M. E. (1965, April). Uncertain lifetime, life insurance, and the theory of the consumer. *The Review of Economic Studies*, 32(2), 137-150.

ÉCART DE PRODUCTION DANS LA ZONE UEMOA : ANALYSE COMPARATIVE D'UNE ÉSTIMATION PAR LA FONCTION DE PRODUCTION, LE FILTRE DE KALMAN ET LE VAR STRUCTUREL BAYÉSIEN

Output gap in the WAEMU zone: Comparative analysis of estimate by production function, Kalman filter and Bayesian structural VAR

THIERNO THIOUNE¹

Université Cheikh Anta Diop de Dakar, Sénégal
Laboratoire d'Analyse, de Recherche et d'Étude du Développement
Centre de Recherches Economiques Appliquées
Faculté des Sciences Economiques et de Gestion
thierno.thioune@ucad.edu.sn
ORCID : <https://orcid.org/0000-0002-6344-2602>

Abstract: The potential output and output gap concepts are important tools for central banks, and in particular the Central Bank of West African States (BCEAO), to forecast inflation in pursuit of their priority objective of inflation control. The choice of a method for estimating inflation is a delicate one. This paper proposes an estimation of potential output by the unobservable component methods, Watson's (1986) and Kuttner's (1994) approach, and by an economic modelling method, namely the Bayesian structural VAR. It also proposes a comparison of these different methods with the production function, which is widely used in the literature and recognized as the best method for estimating potential output for WAEMU countries. The results indicate that the different approaches as well as the production function explain the different crisis periods identified within the union. The comparative analysis, against all expectations, reveals that only the output gap obtained by the production function does not explain inflation.

Keywords: output gap, inflation, Kalman filter, Bayesian structural VAR, WAEMU.

Résumé : Les notions de production potentielle et d'écart de production (output gap) constituent des outils importants permettant aux banques centrales et en particulier à la Banque centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) de prévoir l'inflation dans la poursuite de leur objectif prioritaire de maîtrise de l'inflation. Le choix d'une méthode

¹ BP. 5005, Dakar Fann, Sénégal.

d'estimation de l'inflation s'avère délicat. Ce papier propose une estimation de la production potentielle par les méthodes à composantes inobservables, l'approche de Watson (1986) et celle de Kuttner (1994), et par une méthode de modélisation économique, notamment le VAR structurel bayésien. Il propose également une comparaison de ces différentes méthodes avec la fonction de production très usitée dans la littérature et reconnue comme meilleure méthode d'estimation de la production potentielle pour les pays de l'UEMOA. Les résultats indiquent que les différentes approches ainsi que la fonction de production expliquent les différentes périodes de crise recensées au sein de l'union. L'analyse comparative, contre toute attente, révèle que seul l'output gap obtenu par la fonction de production n'explique pas l'inflation.

Mots-clés : output gap, inflation, filtre de Kalman, VAR structurel bayésien, UEMOA.

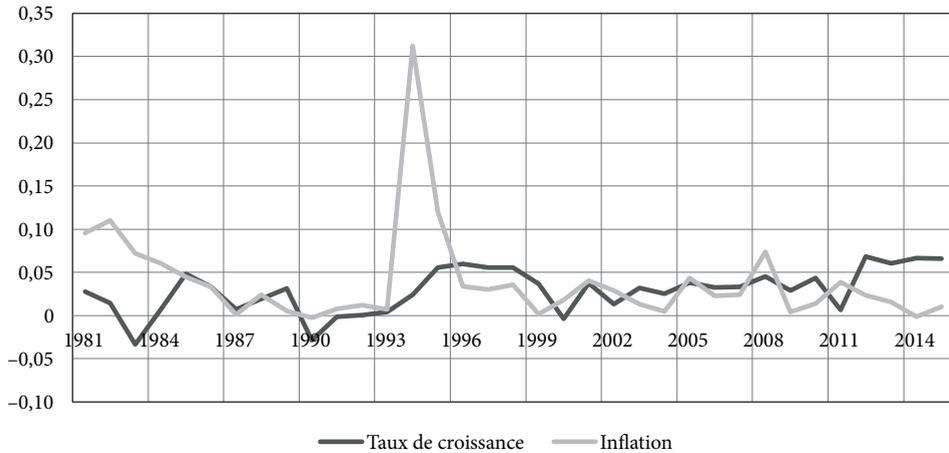
JEL classification : E23, E32, E31, C51, O55.

Introduction

Afin d'assurer la maîtrise de l'inflation, une Banque Centrale utilise un indicateur clé qu'est l'écart de production. Ce dernier, qui s'entend par la différence entre la production observée et la production potentielle, est au centre de nombreux modèles de prévision et d'analyse utilisés par les Banques Centrales. La production potentielle désigne le niveau maximum de production pouvant être généré sans une hausse de l'inflation. Alors, il est admis que l'écart de production constitue une référence importante pour évaluer les tensions inflationnistes.

En effet, l'inflation accroît la prime de risque sur les taux d'intérêt à long terme et donc réduit les investissements des entreprises. Elle diminue également le pouvoir d'achat des ménages en générant une taxe sur leurs encaisses monétaires. Cette dernière crée ainsi un climat de méfiance des agents économiques qui ont de moins en moins confiance en leur monnaie. Pour s'en prémunir, au sein de l'Union Économique et Monétaire Ouest-Africaine (UEMOA), la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) a fait de la maîtrise de l'inflation son objectif prioritaire. Elle est l'institution mère chargée de la définition de la politique monétaire de l'Union et d'assurer la parité entre le franc CFA et l'Euro. En ce sens, elle se doit de détenir assez de devises afin d'assurer la convertibilité du franc CFA. Elle doit donc suivre certains indicateurs clés utilisés par excellence notamment l'inflation pour prévenir toutes attaques spéculatives.

L'inflation a peu fluctué si ce n'est la dévaluation de 1994. Depuis 1996, l'inflation n'a plus dépassé la barre des 5% en dehors de l'année 2008 correspondant à la crise bancaire et financière internationale où elle a atteint 7,4%. Ainsi, l'inflation semble essentiellement maîtrisée au sein de l'Union avec une moyenne de 3% sur toute la période. Si jusqu'en 1985, l'inflation et le taux de croissance ont évolué en sens



Graphique 1. Évolution du taux de croissance et de l'inflation de l'UEMOA

Source : Auteur, basée sur données de la (BCEAO, 2016).

contraire. Ils connaissent une évolution quasi identique (en termes de hausse et de baisse) jusqu'en 2010, confirmant l'hypothèse que la croissance passe par une légère inflation. Par contre, en fin de période, une légère décadence de l'inflation est notée.

Le taux de croissance des pays de l'Union, également, affiche une tendance stable fluctuant dans la bande $-3,3\%$ et $6,8\%$. Les valeurs négatives du taux de croissance proviennent des années 1983 (après la crise de la dette), 1990 et 1991 situant les périodes d'avant la dévaluation. Les taux de croissance les plus élevés proviennent principalement des périodes après crises : en 1985 avec un taux de croissance de $4,5\%$ et en 1996 avec un taux de croissance de près de 6% .

Les autres valeurs les plus élevées proviennent de la période récente où les économies de l'Union ont le vent en poupe. En effet, depuis 2013, le taux de croissance est au-dessus de 6% .

Toutefois, la production potentielle et l'écart de production étant inobservables, leur mesure est difficile. Un large éventail de méthode existe dans la littérature pour leurs estimations. Chacune d'elles fait appel à un arbitrage et aucune d'elles n'est reconnue comme meilleure qu'une autre (Cotis, Elmeskov, & Mourougane, 2004). Néanmoins, une méthode est la plus courante dans la littérature et fait l'objet de convoitise des grandes institutions telles que le Fonds Monétaire International (FMI), la Banque Mondiale : il s'agit de la fonction de production. Cette méthode présente l'avantage de prendre en compte d'autres variables additionnelles telles que le capital et le travail même si elle présente l'inconvénient majeur de ne pas mettre en évidence le lien entre l'économie réelle et l'inflation. Certains travaux, portant sur l'UEMOA, ont d'ailleurs montré que cette méthode est meilleure pour prévoir l'inflation (Diop, 2000 ; Abou & Melesse, 2012). Cependant, parmi

les méthodes de comparaison mises en exergue dans ces deux études, ne figurent aucune méthode portant sur les modèles à composantes inobservables estimés par le filtre de Kalman alors que ces derniers continuent d'être utilisés notamment par le FMI (Abou & Melesse, 2012) et contiennent des variantes prenant en compte l'inflation. De plus, Göran et Kristian (2010) ont montré que les méthodes à composantes inobservables sont meilleures qu'une pléiade d'autres méthodes pour l'estimation de l'écart de production.

Alors, en quoi l'utilisation d'un modèle à composantes inobservables permettrait de mieux prédire l'inflation pour les pays de l'UEMOA que la fonction de production ? Ce papier a donc pour objet de comparer la méthode de la fonction de production à des méthodes à composantes inobservables et par une méthode de modélisation économique, notamment le VAR structurel bayésien, dans l'analyse de l'output gap au niveau de l'UEMOA.

La suite du papier est structurée en trois grandes sections : la première section expose la revue de littérature au sein de laquelle les différentes méthodes d'estimation récurrentes sont présentées ; la deuxième décrit la méthodologie de l'analyse dans laquelle la procédure de comparaison est décrite ; et la troisième présente les résultats.

1. Revue de la littérature et évidences empiriques sur les méthodes d'estimations et de détermination de la production potentielle

Dans la littérature, trois types de fluctuations sont identifiées : le cycle classique, le cycle de croissance et le cycle d'accélération (Anas & Ferrara, 2004 ; Ferrara, 2009)². A cet effet, plusieurs travaux se sont intéressés à l'évaluation de la production potentielle. Le choix des différentes méthodes résulte d'un arbitrage entre disponibilité et fiabilité des données. En effet, en l'absence de données supplémentaires ou de fiabilité de ces dernières, les méthodes univariées sont adéquates. Cependant, l'inconvénient majeur de ces méthodes univariées est de ne prendre en compte aucune information économique pour l'estimation de la production potentielle. Les méthodes multivariées (filtre multivarié et modélisation économétrique) sont quant à elles plus appropriées en ce sens qu'elles permettent une estimation de la production potentielle basée sur des bases plus économiques. Néanmoins, comme notées plus haut, les méthodes multivariées peuvent conduire à un biais lié aux erreurs de mesure des variables additionnelles. C'est en ce sens que Stock et Watson (2008), dans leurs travaux d'analyse empirique de l'inflation et de la courbe

² Anas et Ferraa (2004) ont proposé une chronologie des épisodes conjoncturels français en retenant trois types de fluctuations qui sont identifiées : le cycle classique, le cycle de croissance et le cycle d'accélération.

de Phillips, indiquent que les prévisions de la courbe de Phillips (interprétées au sens large comme des prévisions utilisant une variable d'activité) sont meilleures que d'autres prévisions multivariées, mais leur performance est épisodique, parfois meilleure et parfois moins bonne qu'une analyse de référence univariée.

Il convient de préciser qu'aucune méthode n'est théoriquement meilleure qu'une autre pour l'estimation de la production potentielle (Kabuya Kalala & Tsasa V. Kimbambu, 2012 ; Cotis et al., 2004).

Toutefois, la Banque de France (2015), dans l'analyse d'une méthodologie largement utilisée par les organisations internationales qui présente l'avantage de pouvoir expliciter les sources de la croissance (potentielle), recommande l'utilisation de plusieurs méthodes pour déterminer la production potentielle. En ce sens, Brouwer (1998) a procédé à une estimation de la production potentielle en Australie en utilisant 5 méthodes : la tendance linéaire, le filtre HP, le filtre HP multivariée, la méthode des composantes inobservables et la méthode de la fonction de production. Ces résultats ont révélé que même si l'output gap estimé est imprécis, car dépendant de la méthode utilisée, la tendance générale de son évolution est la même, quelle que soit la méthode utilisée. Heba (2011), en procédant de la même manière que Brouwer (1998), sans toutefois utiliser exhaustivement les mêmes méthodes, aboutit à des résultats différents pour l'Égypte. Pour l'estimation de la production potentielle, ce dernier a eu recours aux filtres univariés (filtre de HP et lissage médian), mais aussi à une méthode multivariée qui est celle de la fonction de production. Il trouve que l'estimation par la fonction de production fournit de meilleurs résultats et l'estimation par le filtre HP ne reflétant pas les effets de la crise financière. Lequien et Montaut (2014) mettent en avant quatre méthodes d'estimation de la production potentielle pour la France à savoir l'approche désormais habituelle de la fonction de production à deux facteurs, capital et travail ; la variante de celle-ci a un facteur de production, le travail ; le filtre multivarié enrichi par des indicateurs conjoncturels et l'estimation directe de l'output gap par une analyse en composante principale. Pybus (2011) fait référence à la dernière méthode moins commune proposée par « Office for Budget Responsibility » qui retient comme estimateur de la production potentielle, le premier facteur d'une analyse en composante principale sur 12 indicateurs du cycle économique. Ces indicateurs sont retenus en diversifiant suivant leur provenance (enquêtes de conjoncture, comptes nationaux), la représentativité des différents marchés (des biens et services, du travail, de l'immobilier) et secteurs (industrie, services et construction).

Alors que la fonction de production figure dans la gamme des méthodes proposées plus haut, Göran et Kristian (2010), en recherchant une meilleure méthode pour l'estimation de la production potentielle en Suède, utilise trois méthodes dans lesquelles ne figure pas la fonction de production. Il s'agit du VAR structurel, des méthodes à composantes inobservables et du filtre HP multivarié. Pour chacune

de ces méthodes, plusieurs spécifications ont été introduites. Afin de retenir la meilleure méthode, les auteurs proposent un modèle de gap de production et retiennent la méthode permettant de mieux prédire l'inflation. Leurs résultats révèlent que la méthode des composantes inobservables a les meilleurs critères relativement aux autres modèles. Dans le même ordre d'idées, Daba, Keungne et Mounkala (2016) s'intéressent à l'estimation de l'écart de production pour les pays de la CEMAC sur des données trimestrielles couvrant 2000–2014 en utilisant trois méthodes : le filtre HP, un modèle à composantes inobservées et un modèle VAR structurel. Toutefois, ces derniers n'obtiennent pas des résultats concluants. L'écart de production ressort une incidence très faible sur l'inflation dans la CEMAC. Les estimations de l'écart de production leur ont permis d'analyser la synchronisation des cycles et la causalité entre inflation et écart de production au sein de la CEMAC. Leurs résultats indiquent une corrélation positive entre les cycles du Cameroun et de la Guinée Équatoriale et une absence générale de causalité entre inflation et écart de production.

Contrairement aux auteurs précédents ayant estimé la production potentielle par plusieurs méthodes, Kabuya Kalala et Tsasa V. Kimbambu (2012) proposent une estimation de la production potentielle au Congo sur la période 1960–2009 en utilisant uniquement le filtre de HP. La particularité de leur analyse réside dans le choix du paramètre de lissage de ce filtre. En se basant sur 6 hypothèses économiques, ces derniers ont retenu comme paramètre de lissage du filtre HP, la moyenne des paramètres recommandés dans la littérature.

En utilisant le filtre de Hodrick-Prescott, le filtre moyenne-mobile, la tendance simple, la tendance segmentée, le modèle vectoriel autorégressif (VAR) et la fonction de production, Diop (2000), estime la production potentielle des pays de l'UEMOA. Sa méthodologie a consisté à retenir une méthode d'estimation de l'écart de production qui explique le mieux le taux d'inflation. Ainsi, ses résultats révèlent que c'est la méthode de la fonction de production qui conduit à la « meilleure » estimation de la production potentielle pour l'UEMOA. Il note toutefois certaines insuffisances de cette méthode notamment en ce qui concerne la disponibilité de données statistiques et la difficulté d'évaluation du stock du capital. Abou et Melesse (2012), en se basant sur la même méthodologie que Diop (2000), ont abouti au même résultat indiquant que la fonction de production est celle fournissant une meilleure estimation de la production potentielle pour le Bénin.

Sene et Thiaw (2011) fournissent une estimation de la production potentielle du Sénégal par un modèle DSGE sur la période 1980–2008. Après avoir rappelé les limites de la méthode de la fonction de production, ils justifient leurs approches par le fait que les fluctuations de la production potentielle tirée des modèles DSGE sont plus importantes et par la supériorité des modèles DSGE dans la prévision de certaines variables macroéconomiques clés. Les résultats du modèle DSGE indiquent que les fluctuations de la production potentielle sont essentiellement expliquées

par les chocs sur la productivité et, dans une moindre mesure, par les chocs sur le taux d'intérêt et les dépenses publiques.

Soumare (2016) a évalué l'écart de production de l'UEMOA à l'aide du filtre de Hodrick et Prescott (HP) corrigé à l'aide de la moyenne mobile autorégressive intégrée (ARIMA). Après avoir relevé les limites du filtre HP, il a insisté sur le biais de fin de période qu'il a corrigé par la prévision en utilisant la méthode de la moyenne mobile autorégressive intégrée. L'auteur a néanmoins précisé que sa méthode d'estimation ne donne pas les effets spécifiques du cycle sur les facteurs de production.

En nous focalisant sur les travaux sur l'UEMOA, nous nous rendons compte qu'aucune approche comparative entre la fonction de production, les méthodes à composantes inobservées et les méthodes de modélisation multivariée n'est fournie. Tout ceci justifie le choix de ce papier.

2. Méthodologie de recherche

2.1. Méthode de la fonction de production

La méthode la fonction de production propose une estimation de la fonction de production à partir d'une équation de type Cobb-Douglas. La spécification que l'on retrouve majoritairement dans la littérature peut se présenter comme suit :

$$Y_t = A_t L_t^\alpha K_t^{1-\alpha} \quad (1)$$

où Y_t désigne l'output (PIB), L_t et K_t respectivement le travail et A_t le capital et la productivité globale des facteurs. Une hypothèse additionnelle est celle des rendements constants stipulant que la somme des élasticités vaut 1.

L'estimation de la production potentielle passe par la détermination du niveau potentiel de ces différentes composantes i.e. A_t , L_t et K_t . Le niveau de ces composantes est déterminé par le filtre de Hodrick-Prescott souvent retenue dans la littérature³.

Le stock de capital étant difficile à mesurer, nous utilisons la même méthode que Heba (2011) pour sa détermination. Ce dernier est parti de l'équation dynamique d'accumulation du capital formulée comme suit :

$$K_t = I_t + (1 - \phi)K_{t-1} \quad (2)$$

où I_t désigne l'investissement à la période t et ϕ le taux de dépréciation du capital. Le stock de capital K_t est alors obtenu par la formule :

³ Diop (2000) et Abou et Melesse (2012).

$$K_t = (1-\phi)^t K(0) + \sum_{i=0}^{t-1} I_{t-i} (1-\phi)^i \quad (3)$$

où $K(0)$ désigne le stock initial de capital. Nehru et Dhareshwar (1993) proposent une estimation de ce stock initial par la formule :

$$K(0) = \frac{\hat{I}(1)}{g + \phi} \quad (4)$$

où g est le taux de croissance moyen du PIB et $\hat{I}(1)$ la prédiction de la valeur initiale de l'investissement après régression du logarithme de cette dernière sur le temps. La valeur retenue pour ϕ est 0.04. Cette dernière est la même que celle utilisée par Nehru et Dhareshwar (1993) et correspond aussi à l'estimation du taux de dépréciation du capital estimée par Bu (2006) pour la Côte d'Ivoire.

En ce qui concerne le travail, nous retenons comme proxy la population active. Il faut noter qu'une autre approche consiste en l'estimation du niveau potentiel de la population active par l'estimation du niveau potentiel du taux de chômage. Toutefois, une telle approche ne saurait être utilisée ici en raison des biais liés à l'estimation du taux de chômage.

La productivité globale des facteurs est quant à elle obtenue en retenant le résidu de l'estimation de l'équation après log-linéarisation. Son potentiel est ensuite déduit par le filtre de HP. Il convient de préciser que pour tous les filtres de HP appliqués pour la méthode de la fonction de production, le paramètre de lissage retenu est 6,5 conformément aux travaux de Ravn-Uhlig (2002).

2.2. Méthode des composantes inobservables estimées par le filtre de Kalman

La méthode des composantes inobservables décompose la production en deux composantes inobservables. L'une représente la production potentielle et l'autre l'output gap. Plusieurs variantes de ces méthodes existent dans la littérature. Nous pouvons distinguer les deux variantes suivantes :

La première est relative à la méthode de Watson (1986) qui permet d'obtenir le niveau de la production potentielle en utilisant une approche purement statistique à travers l'estimation du système suivant :

$$\begin{cases} y_t = y_t^p + y_t^c \\ y_t^p = a + y_{t-1}^p + \eta_t^p \\ y_t^c = \varphi_1 y_{t-1}^c + \varphi_2 y_{t-2}^c + \eta_t^c \end{cases} \quad (5)$$

Au sein du système précédent s'inscrivant dans le champ des modèles espace-état, y_t désigne la production, y_t^p désigne celle potentielle, y_t^c l'output gap, φ_1 et des φ_2 constantes connues. La forme globale des modèles espace-état est présentée en annexe 1 ainsi que le filtre de Kalman étant la méthode utilisée pour l'estimer. En annexe 3 figurent les estimations par maximum de vraisemblance des paramètres φ_1 et φ_2 .

L'approche de Watson (1986) tout comme celui du filtre de HP souffre de la non-prise en compte du comportement de l'économie. En effet, aucune autre information économique n'intervient dans la méthode de filtrage. Face à ses critiques, Kuttner (1994) adjoint au système précédent la relation de la courbe de Philips entre l'output gap et l'inflation.

La seconde relative à celle de Kuttner (1994) propose de recourir au système suivant pour l'estimation de la production potentielle :

$$\begin{cases} y_t = y_t^p + y_t^c \\ \Delta\pi_t = u_\pi + \beta y_t^c + \epsilon_t + \delta_1 \epsilon_{t-1} \\ y_t^p = a + y_{t-1}^p + \eta_t^p \\ y_t^c = \varphi_1 y_{t-1}^c + \varphi_2 y_{t-2}^c + \eta_t^c \end{cases} \quad (6)$$

avec $\Delta\pi_t$ la variation de l'inflation, ϵ_t et ϵ_{t-1} des termes d'erreurs montrant la dynamique de l'inflation et u_π une constante. La différence par rapport au second système consiste en l'ajout de la seconde équation du système (6) représentant la courbe de Philips. Les paramètres δ_1 , φ_1 et φ_2 du système (6) estimé par maximum de vraisemblance figure en annexe 3.

2.3. Méthode de modélisation multivariée : VAR structurel bayésien

Destais, Lecuyer, Mazzi et Savio (2005) estiment le produit potentiel et de l'écart de production de la zone euro basée sur un modèle VAR structurel. Chagny et Döpke (2001) reconnaissent dans leur papier que la méthode basée sur la fonction de production semble être théoriquement la plus robuste, cependant, elle est aussi la plus difficile à calculer. En effet, elle demande de disposer d'une grande quantité d'information, ce qui est difficilement repérable surtout à haute fréquence. Elle semble donc être plutôt appropriée pour des analyses de long terme. Destais et collaborateurs (2005) affirment que par contre, les modèles VAR sont un outil simple et flexible qui permet d'intégrer de manière optimale l'approche dynamique typique des modèles basés sur les séries chronologiques et les contraintes dictées par la théorie économique.

Les modèles VAR ont été critiqués dans littérature pour leur faiblesse dans l'interprétation économique des fonctions de réponses impulsionnelles suites aux

chocs. Pour pallier cela, les modèles VAR structurels (SVAR) ont été introduits comme instruments solides et pratiques pour pouvoir modéliser une économie donnée et interpréter par la suite les chocs externes ainsi que les chocs de politique économique.

Cependant, les modèles SVAR sont critiqués pour le fait qu'ils s'appuient uniquement sur l'information disponible au niveau des données. Par conséquent, cette approche semble ignorer la dimension inobservable qui peut limiter l'interprétation économique. Ceci a conduit au développement de l'estimation par l'approche bayésienne à travers les modèles VAR structurels bayésiens. Avec ces modèles, il est possible d'introduire des informations supplémentaires sur les contraintes d'identifications ainsi que sur les paramètres du modèle en s'appuyant sur des distributions probabilistes, appelées distributions a priori. Le choix de ce modèle s'explique aussi par les travaux sur la datation du cycle économique français par Damette et Rabah (2010). Ces derniers estiment un modèle à changement de régime markovien pour identifier les quatre récessions connues en France sur la période 1970–2009. Ils retrouvent les mêmes résultats que ceux de l'algorithme de Bry-Boschan (1971), mais proposent une estimation basée sur une méthodologie bayésienne pour mieux apprécier la robustesse de leurs résultats.

Sur la base des travaux de Sims et Zha (1998) la modélisation SVAR prend la forme suivante :

$$YA_0 - XA_+ = E \quad (7)$$

où Y est une matrice $T \cdot m$ de m variables, A_0 est une matrice $m \cdot m$, X est une matrice $T \cdot k$, A_+ est une matrice $k \cdot m$ et E une matrice est $T \cdot m$.

X contient les valeurs retardées de Y et une colonne qui correspond à la constante. T est le nombre d'observations, m est le nombre d'équations et $k = mp + 1$ est le nombre de coefficients correspondant à X . p est le nombre de lags du modèle.

Soit,

$$Z = [Y - X], \text{ et } A = \begin{bmatrix} A_0 \\ A_+ \end{bmatrix}, a = \text{vec}(A), a_0 = \text{vec}(A_0), a_+ = \text{vec}(A_+) \quad (8)$$

$\text{vec}(\cdot)$ n'est autre que l'empilement des colonnes de la matrice concerné. Ensuite, a est supposé avoir une distribution a priori de la forme suivante :

$$\pi(a) = \pi_0(a_0) \phi(a_+ - \mu(a_0); H(a_0)) \quad (9)$$

Il faut noter que $\pi_0(a_0)$ est la distribution marginale de a_0 , et $\phi(\cdot; \Sigma)$ est une distribution normale avec la matrice de covariance. Sims et Zha (1998) proposent la fonction de densité a posteriori de a , en se basant sur l'hypothèse de la distribution a priori et sur la forme de la fonction de vraisemblance.

$$q(a) \propto \pi_0(a_0) |A(0)|^T |H(a_0)|^{-\frac{1}{2}} \cdot \exp \left[-0,5 (a_0' (I \otimes Y' Y) a_0 + \right. \\ \left. - 2a_+' (I \otimes X' X) a_0 + a_+' (I \otimes X' X) a_+' + (a_+' - \mu(a_0))' H(a_0)^{-1} (a_+' - \mu(a_0)) \right] \quad (10)$$

Ils en déduisent que la distribution a posteriori a_+/a_0 de suit une loi gaussienne ce qui rend facile l'échantillonnage par la méthode de Monte Carlo. Le point de départ de notre formulation des prior (distribution a priori) est l'approche de Litterman (1986) appelée prior de Minnesota. Mais Sims et Zha (1998) s'inspirent des travaux de Litterman (1986) et améliorent cette approche pour l'appliquer aux modèles structurels. Néanmoins, leurs travaux ont connu des limites concernant la distribution a priori inconditionnelle de la matrice des effets instantanés A_0 . Ceci a fait l'objet des travaux de Waggoner et Zha (2003) qui ont développé l'algorithme de simulation de Monte Carlo (MCMC) afin de générer un distribution a priori de la matrice A_0 . En exécutant l'algorithme de Monte Carlo, les distributions a priori ont été obtenues.

Quant aux distributions a posteriori, nous avons utilisé l'échantillonnage de Gibbs qui génère par plusieurs itérations, des trajectoires déduites des distributions a posteriori conditionnelles complètes des paramètres du modèle B-SVAR. La moyenne des différentes trajectoires simulées converge en probabilité vers la trajectoire de la distribution a posteriori jointe du modèle en question. Concernant la matrice A_+ , les distributions a priori sont obtenues suite à des simulations qui apportent de meilleures prévisions du modèle et qui minimisent les statistiques que sont : l'erreur quadratique moyenne (RMSE) et l'erreur absolue moyenne (MAE).

2.4. Comparaison des méthodes d'estimation de la production potentielle

Pour la comparaison des méthodes d'estimations de la fonction de production, plusieurs approches existent dans la littérature. Göran et Kristian (2010) ont effectué un regroupement en critères qualitatifs et quantitatifs. Pour ce qui est des critères qualitatifs, celui revenant le plus dans la littérature⁴ est la consistance entre les résultats de l'output gap et les réalités vécues par l'économie (l'habileté de l'output gap à coïncider avec les périodes de chocs ou de reprise connues dans l'économie). Dans la suite de ce travail, c'est ce dernier qui sera retenu comme critère qualitatif.

En ce qui concerne ceux quantitatifs, contrairement aux travaux de Diop (2000) et Abou et Melesse (2012) ayant retenu comme méthode celle qui explique le mieux l'inflation, les travaux de Camba-Menez et Rodriguez-Palenzuela (2003) ressortent comme principal critère l'habileté de la méthode à prévoir l'inflation. En nous

⁴ Pour plus de critères, cf. Cotis et collaborateurs (2005).

inspirant des travaux de Göran et Kristian (2010), la comparaison suivant le critère quantitatif suivra les étapes suivantes :

Étape 1 : Le modèle benchmark d'inflation

Au niveau de cette étape, nous allons partir d'un modèle benchmark d'estimation de l'inflation. Le modèle benchmark de l'inflation peut s'écrire comme suit :

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 D_{1,t} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \pi_{t-j} + \epsilon_t + \sum_{i=1}^q \theta_i \epsilon_{t-i} \quad (11)$$

où π_t désigne l'inflation annuelle, $D_{1,t}$ une indicatrice prenant 1 en 1994 et 0 dans le cas contraire permettant de capter l'effet de la dévaluation. L'équation (11) revient simplement à faire suivre à l'inflation un processus ARIMA. Après estimation de l'équation (11) sur la période 1980–2009 (soit 30 ans⁵), nous procéderons à la prévision sur les six dernières années (2010–2015). Afin de s'assurer de la stabilité des coefficients avant la prévision, le test de changement structurel de CUSUM sera effectué. Suite aux prévisions, il s'agira de calculer le RMSE (Root Mean Square Error) entre les six valeurs prédites et les valeurs actuelles de l'inflation. On notera ce RMSE : $REMSE_{benchmark}$.

Étape 2 : Ajout de l'output gap au modèle benchmark

Cette étape consiste en l'estimation d'un modèle alternatif en ajoutant l'output gap retardé comme variable explicative dans le modèle benchmark (7). La nouvelle équation peut se présenter comme suit :

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 D_{1,t} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \pi_{t-j} + \epsilon_t + \sum_{i=1}^q \theta_i \epsilon_{t-i} + gap_{t-1} \quad (12)$$

où gap_{t-1} désigne l'output gap retardé. Cette dernière est préférée à celui à l'instant en raison de l'hypothèse que c'est l'output gap de la période $t-1$ qui permet aux autorités de prédire l'inflation de la période t . En effet, nous cherchons un modèle permettant à la Banque Centrale de stabiliser l'inflation. Ainsi, l'output gap de l'année précédente pourrait constituer un signal pour l'inflation à la période suivante. Il faut dire que cette analyse serait plus adéquate sur des données mensuelles. Cependant, en l'absence de telles données et en raison des biais liés aux méthodes de trimestrialisation, les données annuelles sont utilisées dans cette étude.

Tout comme au niveau de l'étape 1, le RMSE sera calculé sur les six valeurs prédites à partir de l'équation (12). Ainsi, quatre RMSE seront calculés suivant que soit utilisé l'output gap de la fonction de production, de Watson (1986), de Kuttner

⁵ Cette période est retenue, car nous la jugeons suffisante pour effectuer de bonne prévision.

(1994) et du VAR structurel bayésien. Nous les désignerons respectivement par $RMSE_{fp}$, $RMSE_{watson}$, $RMSE_{kuttner}$ et $RMSE_{B-SVAR}$.

Étape 3 : Calcul du RMSE relatif

La troisième et dernière étape va consister au calcul d'un RMSE relatif désignant le rapport entre les RMSE obtenus à la deuxième étape et le $RMSE_{benchmark}$. Nous aurons ainsi un RMSE relatif pour la méthode de fonction de production, de Watson (1986), Kuttner (1994) et du VAR structurel bayésien. Le RMSE relatif s'obtient comme suit :

$$RMSE_{r : fp, watson, kuttner, bsvar} = \frac{RMSE_{fp, watson, kuttner, bsvar}}{RMSE_{benchmark}} \quad (13)$$

Un RMSE relatif inférieur à 1 indique que la méthode permet une meilleure prévision de l'inflation que le modèle benchmark. Par contre, lorsqu'il est supérieur à 1, c'est le modèle benchmark qui l'emporte ; autrement, l'ajout de l'output gap considéré n'améliore pas la prévision de l'inflation.

2.5. Analyse de la robustesse des résultats

Dans le but de s'assurer de la robustesse des résultats, cette étude propose la construction de deux tests statistiques. La première pour comparer chaque modèle au benchmark et la seconde pour comparer les différentes méthodes entre elles. Le premier test consistera à tester la supériorité de chaque RMSE relatifs à 1. Il peut s'écrire comme suit :

$$\begin{cases} H_0 : RMSE_{r : fp, watson, kuttner, bsvar} \geq 1 \\ H_1 : RMSE_{r : fp, watson, kuttner, bsvar} < 1 \end{cases} \quad (14)$$

N'ayant pas connaissance de la loi suivie par les RMSE relatifs, leur distribution sera obtenue à travers un bootstrap avec 10 000 réplifications. Suite à cela, une comparaison sera faite entre la statistique calculée et celle observée au seuil de 5%. Le test étant unilatérale gauche⁶, l'hypothèse nulle sera rejetée lorsque la statistique calculée est inférieure à celle observée. En cas de rejet de l'hypothèse nulle, nous pourrions conclure que l'output gap estimé par l'une des méthodes (Fonction de production, Watson (1986), Kuttner (1994) ou B-SVAR) améliore la prévision de l'inflation que le modèle benchmark.

⁶ Le choix du test unilatéral gauche est guidé par le résultat que l'on souhaite obtenir figurant en hypothèse alternative.

Le second test concerne la comparaison successive des RMSE relatifs des différentes méthodes. Ainsi, trois tests de différences seront effectués. Le canevas des hypothèses peut se présenter comme suit :

$$\begin{cases} H_0 : RMSE_{r:m_i} \geq RMSE_{r:m_j} \\ H_1 : RMSE_{r:m_i} < RMSE_{r:m_j} \end{cases} \quad i, j \in \{1, 2, 3, 4\} \quad (15)$$

où m_i désigne la méthode i et $i = 1, 2, 3, 4$ respectivement pour la fonction de production, l'approche de Watson (1986), celle de Kuttner (1994) et l'approche du B-SVAR. De même que précédemment, la distribution de la statistique des tests sera obtenue par bootstrap. S'agissant également d'un test unilatéral gauche, l'hypothèse nulle sera rejetée lorsque la statistique calculée est inférieure à celle observée.

Il convient de préciser qu'en cas de non-rejet de l'hypothèse nulle, nous ne pourrions conclure quant à la supériorité d'une méthode sur une autre.

Pour cette analyse, nous posons les hypothèses suivantes :

- l'output gap obtenu par la méthode des composantes inobservables agit positivement et significativement sur l'inflation ;
- les méthodes à composantes inobservables permettent de mieux prédire l'inflation ;
- les méthodes à composantes inobservables sont meilleures que celle de la fonction de production ;
- la méthode de modélisation multivariée est meilleure à celles des composantes inobservables.

La première hypothèse suit la théorie de la courbe de Philips stipulant qu'une période d'expansion (output gap positif) devrait aller de pair avec une inflation.

Les données utilisées, notamment le PIB réel et l'inflation, sont agrégées pour l'ensemble de l'UEMOA. Ces données proviennent de la base de données de la BCEAO et couvrent la période 1980–2015, soit une série de 36 observations par variable.

3. Résultats et discussions

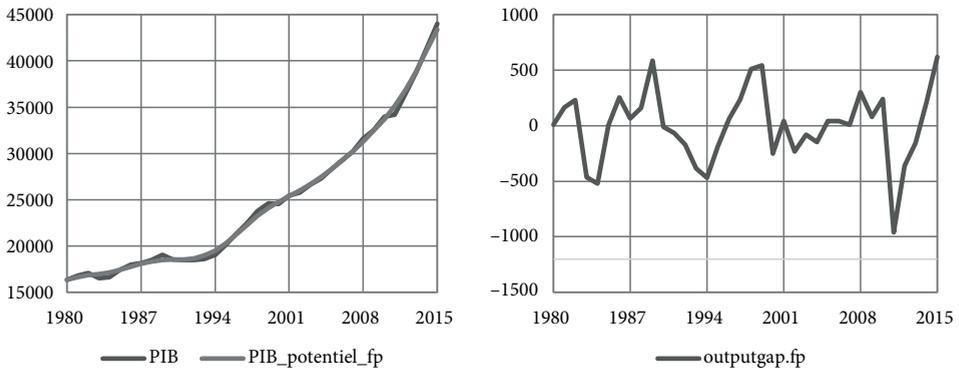
3.1. Résultats de l'estimation de la production potentielle par la méthode de la fonction de production et comparaison suivant le critère qualitatif

Le graphique 2 montre d'une part l'évolution conjointe du PIB et de la production potentielle estimée par la méthode de la fonction de production et d'autre part, l'évolution de l'output gap déduite. L'analyse de l'évolution de l'output gap permet

de comparer les épisodes de récessions⁷ (output gap négatif) aux différents chocs effectivement subis par les pays de l'Union.

L'output gap obtenu par la méthode de la fonction de production permet de distinguer principalement deux périodes de récession : la période 1982–1984 et celle de 1989–1994. La première période correspond à la crise de la dette de 1982. En effet, après la décision du Mexique en 1982 de suspendre le paiement des intérêts dus dans le cadre du service de la dette, de nombreux pays en voie de développement sont devenus insolvables en raison de la hausse des taux d'intérêt conjuguée à la baisse des recettes d'exportations. Cette crise s'est ensuite traduite par la raréfaction des crédits conduisant à une limitation des flux de capitaux. Ainsi, l'output gap obtenu par la fonction de production rend bien compte de cette crise.

La période 1989–1994 rend compte de la période de pré-crise avant la dévaluation de 1994. Au cours de cette période, les pays de l'Union connaissaient un marasme économique caractérisé par un manque de compétitivité et une faiblesse du pouvoir d'achat des consommateurs. Les capacités de production étaient alors limitées. En comparaison avec la crise précédente (1982–1984), l'output gap estimé par la fonction de production suggère que le niveau de production potentielle est plus important en 1982 qu'en 1994. Le niveau le plus bas de l'output gap est obtenu en 2011. La légère reprise en 2012 laisse comprendre que cette période constitue un choc. Cette année coïncide avec la période de crise postélectorale en Côte d'Ivoire



Graphique 2. PIB, PIB potentiel et output gap estimés par l'approche de la fonction de production

Source : Auteur, basée sur données de la (BCEAO, 2016).

⁷ La notion de récession utilisée dans cette étude est celle de l'OCDE. Selon l'OCDE, sur un raisonnement annuel, une récession peut se définir comme une période d'au moins deux ans pendant laquelle l'écart de production cumulé atteint au moins 2% de Produit intérieur brut (PIB) et la production devient inférieure d'au moins 1% à la production potentielle durant une année au moins (*Perspectives économiques de l'OCDE*, 2008, 2, 31).

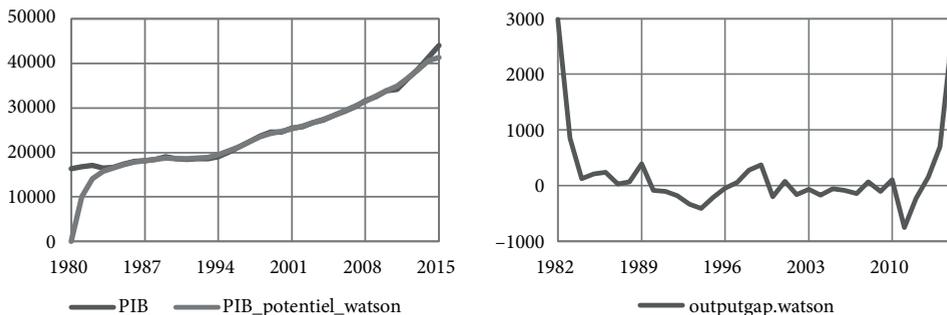
locomotive de l'Union. Selon l'approche de la fonction de production, les pays de l'Union ont connu leur expansion sur les périodes : 1988–1989, 1998–1999 et la période récente 2014–2015.

En dépit de l'explication de certaines périodes dans les expériences des pays de l'Union, l'output gap estimé par la fonction de production ne semble pas rendre compte des effets post-ajustement structurel de 1980 où le niveau d'emploi a diminué.

3.2. Résultats de l'estimation de la production potentielle par la méthode des composantes inobservables

Conformément à la méthodologie, deux méthodes d'estimation de la production potentielle par les composantes inobservables sont présentées dans ce document : la méthode de Watson (1986) et celle de Kuttner (1994).

La méthode de Watson (1986)

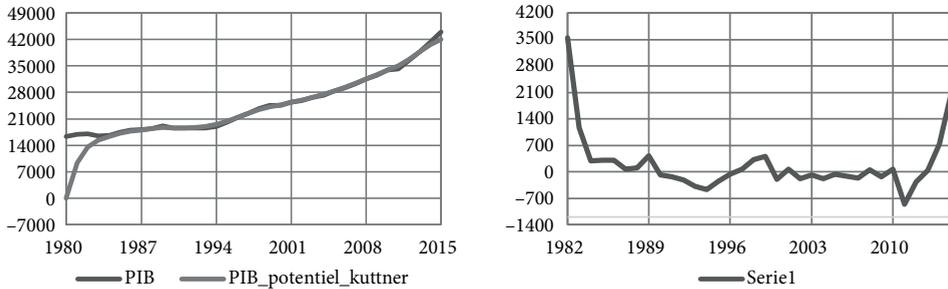


Graphique 3. PIB, PIB potentiel et Output gap estimés par l'approche de Watson (1986)

Source : Auteur, basée sur données de la (BCEAO, 2016).

Le graphique 3 montre l'évolution conjointe de la production effective et de celle potentielle estimée par la méthode de Watson (1986) ainsi que l'output gap correspondant. Il faut noter que les méthodes des composantes inobservables souffrent d'un problème d'initialisation. En effet, la valeur d'initialisation est arbitraire et la série s'ajuste après au fur et à mesure. Ainsi la méthode ne permet pas de capter les effets de la crise de la dette de 1982 puisque l'output gap est resté positif. Néanmoins, elle rend compte parfaitement de la période de pré-crise avant la dévaluation de 1994. Les périodes d'expansion relevées sont les mêmes que celles obtenues par la fonction de production. Toutefois, la période d'expansion correspondant à 2014–2015 semble plus accentuée selon la méthode de Watson (1986).

La méthode de Kuttner (1994)



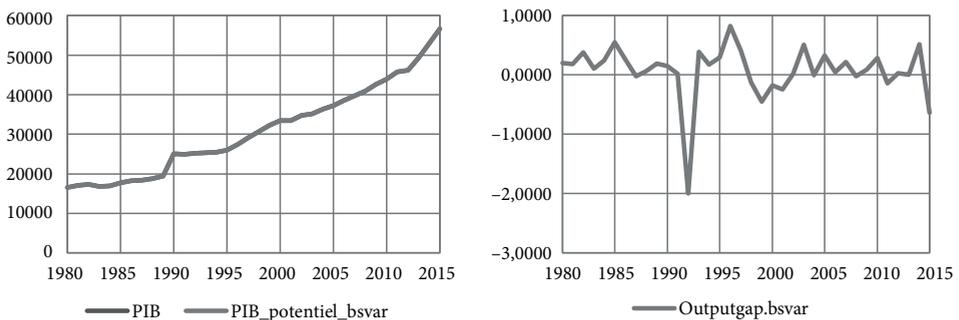
Graphique 4. PIB, PIB potentiel et output gap estimés par l'approche de Kuttner (1994)

Source : Auteur, basée sur données de la (BCEAO, 2016).

L'estimation de la production potentielle par la méthode de Kuttner (1994) révèle une grande similarité avec celle de Watson (1986). La principale différence provient de l'effet d'expansion moindre observée pour la méthode de Kuttner (1994) par rapport à celle de Watson (1986) ressorti en fin de période 2014–2015.

3.3. Résultats de l'estimation de la production potentielle par la méthode de modélisation multivariée : VAR structurel bayésien

L'estimation de la production potentielle par la modélisation du VAR structurel bayésien donne, d'un point de vue qualitatif, une meilleure qualité de représentation. Contrairement aux autres méthodes, la méthode B-SVAR donne vraisemblablement une meilleure estimation de la production potentielle. En effet, la courbe de la production potentielle estimée se confond quasiment à celle de la production



Graphique 5. PIB, PIB potentiel et output gap estimés par le VAR structurel bayésien

Source : Auteur, basée sur données de la (BCEAO, 2016).

observée. De plus l'output gap estimé tient compte de l'effet prononcé de la crise de la dévaluation de 1994.

L'analyse suivant le critère qualitatif montre que les différentes méthodes sont semblables, même si des différences sont notées en termes d'intensité de reproduction des différentes phases du cycle économique des pays de l'UEMOA. Nous procédons, dans la section suivante, à une analyse suivant le critère quantitatif.

3.4. Résultats des estimations des modèles benchmark et alternatif et comparaison

Après les tests de spécification (détermination de la spécification ARIMA) ayant permis de retenir un modèle ARIMA (1,0,0) et la validation des tests post-estimations (homoscédasticité, autocorrélation et normalité), les résultats des estimations du modèle benchmark et des modèles alternatifs sont présentés dans le tableau suivant :

Tableau 1. Résultats des estimations

	Benchmark	Output gap fonction de production	Output gap de Watson (1986)	Output gap de Kuttner (1994)	Output gap de BSVAR
inflation(-1)	0,384***	0,357***	0,333***	0,330***	0,992***
Dummy (1994)	0,294***	0,286***	0,296***	0,297***	0,575
Output_gap(-1)	-	-1,688 10 ⁻⁵	3,603 10 ^{-6**}	3,666 10 ^{-6**}	2,371***
Constante	0,015*	0,017**	0,014**	0,014**	0,575**
R ² ajusté	0,852	0,851	0,884	0,887	0,961

Notes : * ; ** ; *** : significatif respectivement au seuil de 10%, 5% et 1%.

Source : Auteur, basé sur données de la (BCEAO, 2016).

Nous remarquons que par rapport au modèle benchmark, celui avec l'output gap de la fonction de production ne semble pas améliorer la prévision de l'inflation puisque le R^2 a diminué relativement au modèle benchmark. En effet, l'output gap retardé de la fonction de production est non significatif, mais a également un signe négatif. Ce signe négatif va à l'encontre des résultats attendus en ce sens où, une augmentation de l'output gap (traduisant une période d'expansion) devrait engendrer des tensions inflationnistes. Ce résultat contredit ceux de Diop (2000) pour les pays de l'UEMOA et Abou et Melesse (2012) au Bénin.

Les estimations par les deux méthodes de composantes inobservables fournissent quant à elles des résultats plus probants. En effet, l'output gap retardé est significatif au seuil de 5% et positif. Ce signe est conforme au signe théorique attendu. Il est également observé une amélioration du R^2 par rapport au modèle benchmark (0,884 et 0,887 par rapport à 0,852 pour le modèle benchmark).

Outre, un R^2 plus élevé que celui des autres méthodes, la méthode BSVAR donne des résultats plus probants. L'output gap retardé est significatif au seuil de 1% et est également positif. La méthode BSVAR, considérant le critère du R^2 , estime mieux l'inflation.

Afin d'affiner la comparaison entre les méthodes, des RMSE relatifs ont été calculés sur la base de la prévision sur la période (2010–2015). Afin de s'assurer de la qualité des prévisions, les tests de CUSUM ont été effectués. Les résultats (en annexe 4) révèlent autant pour le modèle benchmark que pour les différents modèles alternatifs une stabilité structurelle des coefficients.

Tableau 2. Résultats des RMSE relatifs

	Fonction de production	Watson (1986)	Kuttner (1994)	BSVAR
RMSE relatif	1,404	0,957	0,946	0,948

Source : Auteur, basé sur données de la (BCEAO, 2016).

Le tableau 2 présente les RMSE relatifs obtenus par les différentes approches. Il ressort des estimations que l'output gap obtenu par la fonction de production prédit moins l'inflation que le modèle benchmark. Par contre, les approches de Watson (1986), de Kuttner (1994) et BSVAR ont des RMSE relatifs inférieurs à 1 ; ce qui signifie que l'output gap découlant de ces méthodes prédit mieux l'inflation que le modèle benchmark.

En plus, de la comparaison par rapport au modèle benchmark, le RMSE relatif permet également une comparaison entre les méthodes (le dénominateur étant le même). Ainsi, nous retrouvons en tête la méthode de Kuttner (1994) suivi de celle du BSVAR, puis de Watson (1986), et enfin de la fonction de production. Considérant le critère du RMSE relatif, la méthode de Kuttner (1994) et celle du BSVAR, au centième près, semblent être les meilleures méthodes d'estimation de l'output gap permettant de mieux prédire l'inflation.

Nous avons procédé, suite aux différentes estimations, à une analyse de robustesse afin de vérifier laquelle des méthodes est véritablement la meilleure pour prédire l'inflation, mais également pour affiner la comparaison des méthodes précédentes par rapport au benchmark, pour le cas de l'UEMOA.

Comme décrit au niveau de la méthodologie, les résultats du test de comparaison des différentes méthodes au modèle benchmark figurent au sein du tableau 3.

Les résultats indiquent que nous ne pouvons rejeter au seuil de 5% l'hypothèse nulle dans aucun des cas (toutes les statistiques calculées sont supérieures à celles observées). Ainsi, il n'y a pas assez d'évidence statistique pour conclure que l'output gap estimé par les méthodes de la fonction de production, de Watson (1986), de Kuttner (1994) ou du BSVAR améliorent la prévision de l'inflation par rapport au

Tableau 3. Résultats des tests d'hypothèses pour la comparaison par rapport au modèle benchmark

Hypothèse alternative	Statistics calculator	Statistics observed
output gap obtenu par la fonction de production n'améliore pas la prévision de l'inflation que le benchmark	0,404	-0,097
output gap obtenu par Watson (1986) n'améliore pas la prévision de l'inflation que le benchmark	-0,043	-0,123
output gap obtenu par Kuttner (1994) n'améliore pas la prévision de l'inflation que le benchmark	-0,054	-0,139
output gap obtenu par BSVAR n'améliore pas la prévision de l'inflation que le benchmark	-1,6449	-0,2703

Source : Auteur, basé sur données de la (BCEAO, 2016).

modèle benchmark. Ainsi, nous ne pouvons conclure significativement que l'une de ces méthodes est meilleure en termes de prévision de l'inflation.

Le tableau 4 présente les résultats des tests sur la comparaison des méthodes d'estimations de la production potentielle entre elles.

Tableau 4. Résultats des tests d'hypothèses relatifs à la comparaison des différentes méthodes entre elles

Hypothèse alternative	Statistics calculator	Statistics observed
Watson (1986) strictement meilleure à la fonction de production	-0,447	-1,126
Kuttner (1994) strictement meilleure à la fonction de production	-0,458	-1,141
Kuttner (1994) strictement meilleure à la méthode de Watson (1986)	-0,011	-0,209
BSVAR strictement meilleure à la fonction de production	-1,645	-2,490
BSVAR strictement meilleure à Kuttner (1994)	-1,645	-2,276

Source : Auteur, basé sur données de la (BCEAO, 2016).

Les résultats des tests de comparaison montrent que les statistiques calculées sont supérieures à celles observées au seuil de 5%. Ainsi, nous ne pouvons conclure quant à la supériorité d'une méthode par rapport à l'autre en termes de prévision de l'inflation.

Ainsi, l'analyse de la robustesse contraste avec les résultats de la section précédente et montre qu'aucune méthode des composantes inobservables retenues pour cette étude (Watson, 1986 ; Kuttner, 1994) ni celle de la modélisation économique, BSVAR, utilisée pour l'estimation de l'output gap n'est meilleure à celle de la fonction de production.

Conclusion

Ce papier propose une estimation de la production potentielle pour les pays de l'UEMOA à l'aide des méthodes à composantes inobservables, mais aussi à l'aide d'une modélisation économique. Il propose également une comparaison des estimations des différentes méthodes par rapport à celle de la fonction de production. La production potentielle a été estimée par la fonction de production, mais également par deux méthodes à composantes inobservables : la méthode de Watson (1986) et celle de Kuttner (1994) et une méthode de modélisation multivariée, notamment le VAR structurel bayésien. Deux critères sont utilisés pour la comparaison : un critère qualitatif et un autre quantitatif. Le critère qualitatif retenu revient à choisir la méthode dont l'output gap permet de reproduire le cycle économique de l'union : l'habileté de l'output gap à coïncider avec les périodes de chocs ou de reprise connues dans l'économie. Le critère quantitatif revient à retenir la méthode qui améliore le plus la prévision de l'inflation en se basant sur un modèle de gap de production. Pour s'assurer de la robustesse des résultats obtenus, des tests statistiques supplémentaires sont proposés.

Les résultats montrent que les différentes méthodes utilisées pour l'estimation de la production potentielle reproduisent similairement le cycle économique de l'Union, toutefois avec des ampleurs différentes. Le critère qualitatif n'a donc pas permis de conclure quant à la supériorité d'une méthode. La comparaison suivant le critère quantitatif révèle que ce sont les output gap estimés par l'approche de Kuttner (1994) ou par l'approche BSVAR qui permettent de mieux prédire l'inflation. Il ressort également des résultats, la non-significativité de l'output gap obtenu par la fonction de production sur l'inflation. Ce résultat est contraire à celui de Diop (2000) et Abou et Melesse (2012) et interpelle quant à l'utilisation de cette méthode comme celle produisant un output gap permettant de mieux expliquer l'inflation. Toutefois, l'analyse de la robustesse révèle qu'il n'y a pas assez d'évidence statistique au seuil de 5% qui permettrait de conclure que l'output gap obtenu par l'une des méthodes proposées dans cette étude améliorerait la prévision de l'inflation et indiquerait la supériorité d'une méthode sur l'autre.

Considérant les précédents résultats, nous proposons à la banque centrale de l'union une estimation de l'output gap en utilisant l'approche de BSVAR qui non seulement explique au mieux l'inflation, améliore sa prévision par rapport au modèle benchmark, mais permet aussi d'avoir une interprétation économique des paramètres estimés.

Annexe

Annexe 1 : Les modèles espaces états et le filtre de Kalman

Tel qu'introduit par Durbin et Koopman (2012) dans leur livre intitulé *Time Series Analysis by State Space Methods*, la modélisation espace-état fournit une méthodologie globale pour traiter plusieurs sortes de problèmes rencontrés dans l'estimation des séries temporelles. Dans ce modèle, il est supposé que l'évolution dans le temps du système étudié est déterminée par une série $\alpha_1, \dots, \alpha_n$ à laquelle est associée une série d'observations y_1, \dots, y_n ; la relation entre α_t et y_t étant spécifiée par un modèle espace-état. Le principal but du modèle espace-état est de déterminer dynamiquement le vecteur inconnu α_t grâce à la connaissance de y_t .

Le modèle espace-état général gaussien peut s'écrire comme suit :

$$\begin{cases} y_t = Z_t \alpha_t + \epsilon_t, & \epsilon_t \sim N(0, H_t) \\ \alpha_{t+1} = T_t \alpha_t + R_t \eta_t, & \eta_t \sim N(0, Q_t) \end{cases} \quad (16)$$

$t = 1, \dots, n$ où y_t est le vecteur des observations, α_t la composante inobservable appelée vecteur d'état. La première équation de (6) est appelée l'équation des observations et la seconde, l'équation d'état. Z_t, T_t, R_t, H_t et Q_t sont des matrices dont les valeurs initiales sont supposées connues. Les erreurs ϵ_t et η_t sont supposées iid et non autocorrélées entre elles.

L'estimation du modèle (6) se fait récursivement. Tout part de l'hypothèse que $\alpha_t \sim N(a_t, P_t)$ avec a_t et P_t connues. Les paramètres Q_t et H_t sont également supposés connus. Sur cette base, il est recherché les distributions de α_t et α_{t+1} sachant Y_t où $Y_t = (y_1', \dots, y_t')$; la distribution de α_t conditionnellement à Y_{t-1} étant $N(a_t, P_t)$. En posant $a_{t|t} = E(\alpha_t | Y_t)$, $a_{t+1} = E(\alpha_{t+1} | Y_t)$, $P_{t|t} = \text{Var}(\alpha_t | Y_t)$, et $P_{t+1} = \text{Var}(\alpha_{t+1} | Y_t)$ les distributions conditionnelles respectives de α_t et α_{t+1} sont données par $N(a_{t|t}, P_{t|t})$ et $N(a_{t+1}, P_{t+1})$. En posant $v_t = y_t - E(y_t | Y_{t-1})$, on obtient $v_t = y_t - Z_t a_t$ car :

$$E(y_t | Y_{t-1}) = E(Z_t \alpha_t + \epsilon_t | Y_{t-1}) = Z_t a_t \quad (17)$$

car $E(\epsilon_t | Y_{t-1}) = 0$ et $E(\alpha_t | Y_{t-1}) = a_t$. Et en posant $F_t = \text{Var}(v_t | Y_{t-1})$, on obtient par quelques calculs, l'algorithme récursif suivant :

$$\begin{aligned} v_t &= y_t - Z_t a_t & ; & \quad F_t = Z_t P_t Z_t' + H_t & \quad ; & \quad a_{t|t} = a_t + P_t Z_t' F_t^{-1} v_t \\ P_{t|t} &= P_t - P_t Z_t' F_t^{-1} Z_t P_t & ; & \quad a_{t+1} = T_t a_t + K_t v_t & \quad ; & \quad P_{t+1} = T_t P_t (T_t + K_t Z_t)' + R_t Q_t R_t' \end{aligned}$$

pour $t = 1, \dots, n$ et $K_t = T_t P_t Z_t' F_t^{-1}$ avec a_1 et P_1 la moyenne et la variance du paramètre initial α_1 . C'est cet algorithme récursif que l'on nomme le filtre de Kalman.

Annexe 2 : Méthodes d'estimations de la production potentielle

Tableau A1. Récapitulatif des méthodes d'estimations de la production potentielle

Méthode		Description
Tendance	tendance linéaire	cette méthode consiste en une régression par les MCO du logarithme du PIB réel sur la constante et le temps : Le PIB potentiel est une fonction linéaire du temps
	tendance segmentée	le PIB potentiel est calculé comme une fonction linéaire suivant chaque cycle. Un cycle étant défini comme une période entre pics de la croissance économique
Filtre univarié	filtre de Hodrick Prescott (HP)	ce filtre extrait la composante tendancielle représentant le PIB potentiel par un arbitrage entre régularité ou non à l'aide d'un paramètre de lissage
	filtre de Baxter et King	filtre linéaire qui élimine la composante tendancielle et celle irrégulière pour retenir une composante intermédiaire représentant le cycle des affaires
	décomposition de Beveridge Nelson	elle impose des restrictions sur la tendance et le cycle pour la décomposition tendance-cycle
	filtre de Kalman	cette méthode procède à une estimation récursive de la production potentielle à l'aide d'un algorithme de filtrage
Filtre multivarié	filtre de Hodrick Prescott Multivarié	ce filtre a été développé par Laxton et Tetlow (1992). Il s'agit d'une extension du filtre de HP par intégration de variables additionnelles
	décomposition de Beveridge Nelson multivarié	cette méthode assume que la tendance suit une marche aléatoire et suppose que les chocs qui agissent sur cette dernière sont une combinaison linéaire des innovations du PIB
	filtre de Kalman multivarié	il s'agit d'une extension du cas univarié prenant en compte certaines équations additionnelles telles que la courbe de Philips
Modélisation économique	la fonction de production	cette méthode propose une approximation de la fonction de production de type Cobb-Douglas
	VAR structurel	elle estime la production potentielle basée sur des hypothèses structurelles au sujet de la nature des perturbations économiques
	DSGE	il s'agit d'une estimation de la production potentielle se basant sur l'approche néoclassique tenant compte des interrelations entre les variables économiques

Source : Auteur.

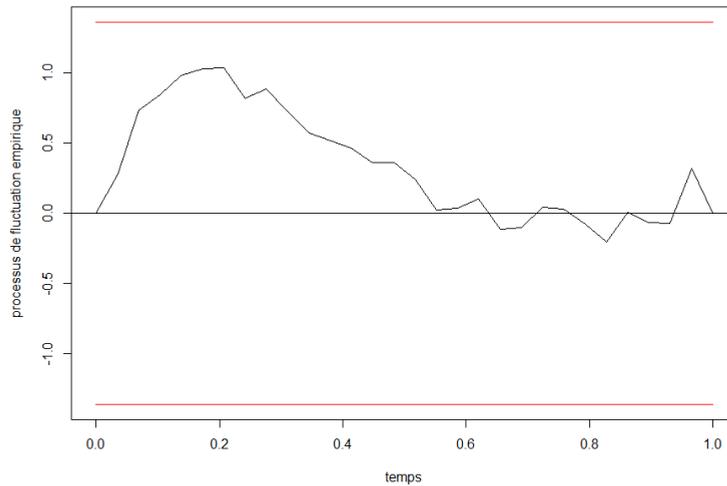
Annexe 3 : Valeurs estimées des paramètres des modèles à composantes inobservables

Tableau A2. Coefficients estimés par maximum de vraisemblance des approches de Watson (1986) et Kuttner (1994)

	Watson (1986)	Kuttner (1994)
δ_1		116,6
φ_1	-1,33	55,54
φ_2	1,78	-57,12

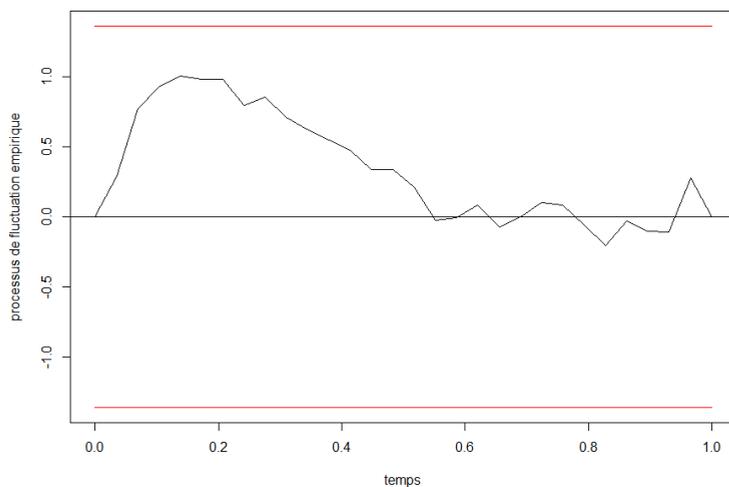
Source : Auteur, basé sur données de la (BCEAO, 2016).

Annexe 4 : Résultats des tests de stabilités structurelles sur les modèles d'inflation



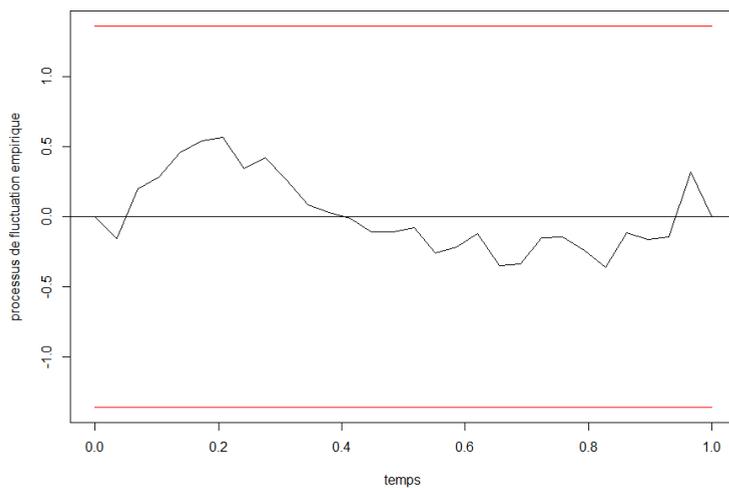
Graphique A1. Stabilité structurelle du modèle benchmark (4)

Source : Auteur, basée sur données de la (BCEAO, 2016).



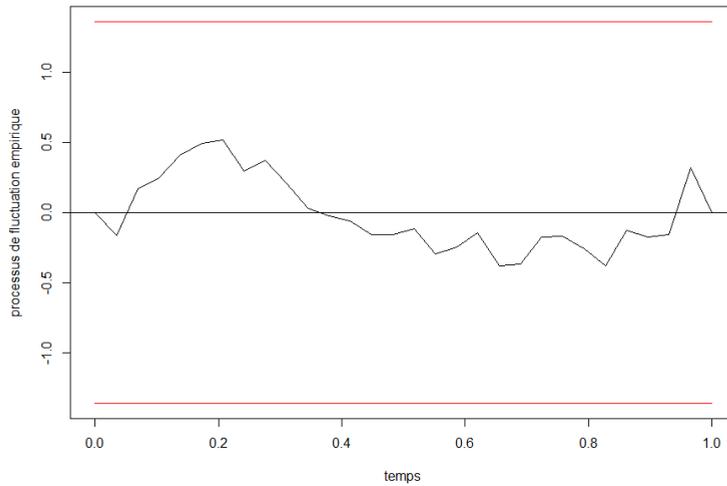
Graphique A2. Stabilité structurelle du modèle (5) avec l'output gap de la fonction de production

Source : Auteur, basée sur données de la (BCEAO, 2016).



Graphique A3. Stabilité structurelle du modèle (5) avec l'output gap de Watson (1986)

Source : Auteur, basée sur données de la (BCEAO, 2016).



Graphique A4. Stabilité structurelle du modèle (5) avec l'output gap de Kuttner (1994)

Source : Auteur, basée sur données de la (BCEAO, 2016).

Annexe 5 : Résultats d'estimation du modèle BSVAR

Priors Sims-Zha du VAR structurel bayésien (obtenus après simulations)

Tableau A3. Paramètres des distributions a priori du modèle BSVAR

Paramètre	Valeur
lambda0	0,08
lambda1	0,3
lambda3	1
lambda4	0,05
lambda5	1
mu5	2
mu6	2
nu	3

Source : Auteur, basé sur données de la (BCEAO, 2016).

Forme réduite de la matrice autorégressive B (matrice de la valeur a posteriori des paramètres de forme réduite des variables)

Tableau A4. Forme réduite de la matrice B du modèle BSVAR

	PIB	Inflation
PIB	1,018	0,000
Inflation	8,497	1,008

Source : Auteur, basé sur données de la (BCEAO, 2016).

Nombre de lags du VAR

Tableau A5. Lags optimaux du VAR

Lags	AIC	BIC	HQ
1	16,649	16,926	16,739
2	16,620	17,082	16,771
3	16,785	17,433	16,996
4	16,568	17,401	16,839
5	16,532	17,550	16,864

Source : Auteur, basé sur données de la (BCEAO, 2016).

References

- Abou, N. B., & Melesse, F. (2012). Évaluation du PIB potentiel et de l'écart de production dans l'UEMOA. Dakar: BCEAO, Direction de la Recherche et de la Statistique.
- Anas, J., & Ferrara, L. (2004). Detecting cyclical turning points: The ABCD approach and two probabilistic indicators. *Journal of Business Cycle Measurement and Analysis*, 2, 193–225.
- Banque de France. (2015). La croissance potentielle: une notion déterminante, mais complexe. *Focus*, 13, 1–8.
- BCEAO. (2016). *Base des Données Économiques et Financières*. Retrieved from <https://edenpub.bceao.int>
- Brouwer, G. de. (1998). *Estimating output gaps*. (Research Discussion Paper, 1–32). Reserve Bank of Australia.
- Bry, G., & Boschan, C. (1971). *Cyclical analysis of time series: Selected procedures and computer programs*. New York, London: National Bureau of Economic Research, Columbia University Press.
- Bu, Y. (2006). Fixed capital stock depreciation in developing countries: Some evidence from firm level data. *The Journal of Development Studies*, 42(5), 881–901.
- Camba-Mendez, G., & Rodriguez-Palenzuela, D. (2003). Assessment criteria for output gap estimates. *Economic Modelling*, 20(3), 529–562.

- Chagny, O., & Döpke, J. (2001). *Measures of the output gap in the euro-zone: An empirical assessment of selected methods*. (Kiel Working Paper No. 1053). Kiel: Kiel Institute of World Economics.
- Cotis, J.-P., Elmeskov, J., & Mourougane, A. (2004). Estimates of potential output : Benefits and pitfalls from a policy perspective. In L. Reichlin (Ed.), *The euro area business cycle stylized facts and measurement issues* (pp. 35–60). London: Centre for Economic Policy Research.
- Daba, N., Keungne, K., & Mounkala, E. (2016). *Estimation de l'écart de production et Inflation dans la CEMAC*. (BEAC Working Paper No. 07/16, 1–29).
- Damette, O., & Rabah, Z. (2010). La datation du cycle français : une approche probabiliste. *Revue Française d'Économie*, 24(4), 135–163.
- Destais, G., Lecuyer, C., Mazzi, G. L., & Savio, G. (2005). L'estimation du produit potentiel et de l'écart de production de la zone euro basée sur un modèle VAR structurel. *European Communities*, 36.
- Diop, P. L. (2000). *Estimation de la production potentielle de l'UEMOA*. Dakar: BCEAO, Notes d'Information Statistiques.
- Durbin, J., & Koopman, S. J. (2012). *Time series analysis by state space methods*. Oxford: Oxford University Press.
- Ferrara, L. (2009). Caractérisation et datation des cycles économiques en zone euro. *Revue Économique*, 60(3), 703–712.
- Göran, H., & Kristian, J. (2010). In search of a method for measuring output gap in Swedish economy. *National Institute of Economic Research*, 183.
- Heba, S. (2011). *Estimation of Egypt's potential output and output gap*. (Euroindicators Working Papers, 1–25).
- Kabuya Kalala, F., & Tsasa V. Kimbambu, J.-P. (2012). *Essai d'estimation du PIB potentiel de la République Démocratique du Congo par le filtrage univarié de Hodrick-Prescott*. Laboratoire d'Analyse-Recherche en Économie Quantitative, 11–28.
- Kuttner, K. N. (1994). Estimating potential output as a latent variable. *Journal of Business & Economic Statistics*, 12(3), 361–368.
- Laxton, D., & Tetlow, R. (1992). *A simple multivariate filter for the measurement of potential output*. Ottawa: Bank of Canada.
- Lequien, M., & Montaut, A. (2014). *Croissance potentielle en France et en zone euro: un tour d'horizon des méthodes d'estimation*. (Document de travail, INSEE, 4–47).
- Litterman, R. B. (1986). Forecasting with Bayesian vector autoregressions-five years of experience. *Journal of Business & Economic Statistics*, 4, 25–38.
- Nehru, V., & Dhareshwar, A. (1993). A new database on physical capital stock: Sources, methodologies and results. *Revista de Análisis Económico*, 8(1), 37–59.
- Pybus, T. (2011). *Estimating the UK's historical output gap*. (OBR Working Paper No. 1).
- Ravn, M., & Uhlig, H. (2002). On adjusting the Hodrick-Prescott filter for the frequency of observations. *The Review of Economics and Statistics*, 84(2), 371–375.
- Sene, S. M., & Thiaw, K. (2011). *La production potentielle du Sénégal : une approche mixte fonction de production-DGSE*. Dakar: Direction de la Prévision et des Études Économiques.
- Sims, C. A., & Zha, T. (1998). Bayesian methods for dynamic multivariate models. *International Economic Review (Symposium on Forecasting and Empirical Methods in Macroeconomics and Finance)*, 39(4), 949–968.

- Soumare, A. (2016). Évaluation de l'écart de la production de l'UEMOA à l'aide du filtre de Hodrick et Prescott corrigé. *Revue d'Économie Théorique et Appliquée*, 6(1), 1–16.
- Stock J. H., & Watson M. W. (2008). Phillip's curve inflation forecasts. *National Bureau of Economic Research*, 1–84.
- Waggoner, D. F., & Zha, T. (2003). A Gibbs sampler for structural vector auto-regressions, *Journal of Economic Dynamics & Control*, 28, 349–366.
- Watson, M. W. (1986). Univariate detrending methods with stochastic trends. *Journal of Monetary Economics*, 18(1), 49–75.

IMPACT DE L'OUVERTURE COMMERCIALE SUR LA CROISSANCE ÉCONOMIQUE DANS L'UEMOA

Impact of trade openness on economic growth in WAEMU

TOMONDJI DAYANE THIERNAUD BEHANZIN¹

Université Gaston Berger, Sénégal

behanzinthiernaуд@gmail.com

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-2584-7059>

MAMADOU ABDOULAYE KONTE¹

Université Gaston Berger, Sénégal

mamadou-abdoulaye.konte@ugb.edu.sn

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-2499-3313>

Abstract: The objective of this paper was to determine the effect of trade openness on economic growth in WAEMU countries, focusing on the existence of a threshold effect and on the impact of export quality. To this end, a panel model was estimated using the Pool Mean Group (PMG) approach and the results showed that trade openness has a positive impact on economic growth when the degree of openness measured by (Exports of goods and services + Imports of goods and services)/GDP is below 61.2% of GDP. Above this threshold, the impact of trade openness on economic growth becomes negative. The results also show that without taking the threshold effect into account, trade openness has a negative impact on economic growth. In addition, the results of the study highlight that the improvement in the quality of exports combined with trade openness positively affects economic growth in the WAEMU.

Keywords: trade openness, economic growth, threshold, quality of exports.

Résumé : L'objectif de ce papier était de déterminer l'effet de l'ouverture commerciale sur la croissance économique dans les pays de l'UEMOA en mettant un accent sur l'existence d'un effet seuil et sur l'incidence de la qualité des exportations. Pour ce faire, un modèle en panel a été estimé à partir de l'approche Pool Mean Group (PMG) et les résultats ont montré que l'ouverture commerciale a un impact positif sur la croissance économique lorsque le degré d'ouverture mesuré par (Exportations biens et services + Importations biens et services) /

¹ Saint-Louis, BP. 234-Saint-Louis, Nationale 2, route de Ngalléle.

PIB est inférieur à 61,2% du PIB. Au-delà de ce seuil, l'impact de l'ouverture commerciale sur la croissance économique devient négatif. Les résultats permettent également de mettre en évidence qu'en l'absence de la prise en compte de l'effet seuil, l'ouverture commerciale a un impact négatif sur la croissance économique. En outre, les résultats de l'étude mettent en exergue que l'amélioration de la qualité des exportations combinée à l'ouverture commerciale affecte positivement de la croissance économique dans l'UEMOA.

Mots-clés : ouverture commerciale, croissance économique, effet seuil, qualité des exportations.

JEL classification : B23, C23, C33, F43.

Introduction

Au lendemain des chocs des années 1980 et des Programmes d'Ajustement Structurel (PAS), les pays de l'UMOA² ont mis en place diverses mesures afin d'approfondir leur intégration économique et de libéraliser davantage leurs échanges commerciaux avec l'extérieur. Parmi ces mesures, il peut être indiqué la création de l'Union Économique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) et la ratification des accords du GATT (Accord Général sur les Tarifs Douaniers et le Commerce).

Ces différents accords notamment le GATT reposent sur le postulat selon lequel la libéralisation commerciale promeut la croissance économique et le bien-être. Plusieurs années après la mise en œuvre de ces différentes mesures, les statistiques de la CNUCED mettent en évidence que l'UEMOA fait partie des regroupements économiques les plus ouverts du continent africain. Ainsi en 2019, le degré d'ouverture commerciale mesuré par le rapport entre le commerce extérieur total sur le PIB se situe à 54,4% dans l'UEMOA alors que la moyenne de l'Afrique est de 47,4%. Pour d'autres regroupements de pays notamment l'Afrique subsaharienne et l'Afrique occidentale le degré d'ouverture commerciale ressort respectivement à 45,8% et 39,4% pour la même année.

Du côté de la croissance, les statistiques de la BCEAO révèlent que, sur la période 2000 à 2019, le taux de croissance économique de l'UEMOA a connu une accélération en évoluant de 2,2% en moyenne sur la période 2000–2004 à 6,3% pour la période 2015–2019.

Du point de vue de la littérature économique, la question de l'impact de l'ouverture commerciale sur la croissance économique n'est pas encore totalement

² L'Union Monétaire Ouest Africaine, créée le 12 mai 1962 est une zone monétaire de l'Afrique de l'Ouest qui était constituée de sept pays dont le Bénin, le Burkina, la Côte d'Ivoire, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo. En 1997, un huitième pays notamment la Guinée-Bissau a rejoint l'UMOA.

tranchée. Plusieurs études convergent vers l'existence d'une corrélation positive entre ouverture commerciale et croissance économique (Alam & Sumon, 2020 ; Kong, Peng, Ni, Jiang, & Wang, 2020 ; ainsi que Sachs & Warner, 1995). A contrario, certains travaux (Blancheton, 2004 ; Delorme, Lipchitz, & Bonnet, 2007 ; Stiglitz, 2009) ne sont pas parvenus à mettre en exergue l'impact sur la performance économique de l'ouverture commerciale. Pour d'autres travaux (Belloumi & Alshehry, 2020 ; Sheikh, Malik, & Masood, 2020 ; Ramzan, Sheng, Shahbaz, Song & Jiao, 2019 ; Jin, 2004), l'ouverture commerciale affecte négativement la croissance économique.

La contradiction des signes obtenus dans la littérature par rapport à l'impact de l'ouverture commerciale sur la croissance économique suscite l'interrogation de savoir : N'existe-t-il pas un seuil qui détermine l'effet de l'ouverture commerciale sur la croissance économique ?

La réponse à cette interrogation pourrait permettre de mettre en exergue un facteur supplémentaire qui expliquerait les résultats divergents obtenus dans la littérature sur l'effet de l'ouverture commerciale sur la croissance économique. Par ailleurs, les différents travaux susmentionnés ayant abouti à diverses conclusions se sont focalisés sur diverses économies et ont utilisées diverses approches. Les auteurs ont justifié leurs résultats par plusieurs facteurs tels que le degré de résilience des économies aux nouvelles technologies (Jin, 2004), la productivité totale des facteurs (Ramzan et al., 2019) et la diversification des économies (Guei & Le Roux, 2019). Ces travaux n'ont pas intégré empiriquement un aspect important caractérisant les échanges extérieurs notamment la qualité des exportations. En effet, les biens de qualité supérieure génèrent une plus grande valeur ajoutée et pourraient avoir un plus grand impact sur la croissance économique.

Dans un tel contexte, ce papier se propose de mesurer pour le cas spécifique des pays de l'UEMOA, l'incidence de l'ouverture commerciale sur la croissance économique tout en mettant l'accent sur l'existence d'un effet seuil et sur l'interaction entre l'ouverture commerciale et la qualité des exportations afin de répondre aux interrogations suivantes : Existe-t-il un seuil qui détermine l'effet de l'ouverture commerciale sur la croissance économique des pays membres de l'UEMOA ? Quel est l'impact de l'ouverture commerciale combinée avec la qualité des exportations sur la croissance économique des pays membres de l'UEMOA ?

Pour atteindre cet objectif, le papier est subdivisé en trois sections. La première aborde la littérature théorique et empirique sur la question de l'effet de l'ouverture commerciale sur la croissance économique. Concernant la deuxième section, elle met l'accent sur la méthode d'estimation, les variables utilisées et les sources de données. Enfin, la dernière section s'est focalisée sur la présentation et l'analyse des résultats des estimations réalisées.

1. Ouverture commerciale et croissance économique dans la littérature économique

La relation entre l'ouverture commerciale et la croissance économique a fait l'objet d'une grande attention dans la littérature économique théorique et empirique. Cependant, il n'y a pas eu de consensus sur la question de savoir si une plus grande ouverture au commerce stimule la croissance économique.

1.1. Revue théorique sur les effets de l'ouverture commerciale sur la croissance économique

Du point de vue théorique, la question de l'impact de l'ouverture commerciale sur la croissance économique a été abordé par plusieurs écoles de pensée. Dans ce sillage, la théorie de l'avantage comparatif de Ricardo est le point de départ de la relation entre commerce et croissance économique dans la littérature économique. Selon cette théorie, chaque économie devrait se spécialiser dans le bien pour lequel elle dispose d'un avantage comparatif par rapport aux autres producteurs. Si cette condition est vérifiée, le bien-être des deux économies et, aussi, le bien-être mondial s'amélioreront c'est-à-dire qu'il y a croissance économique. Autrement dit, la théorie ricardienne soutient que le commerce international affecte positivement la croissance économique. Toutefois, il convient de souligner que les limites de l'avantage comparatif de Ricardo ont été mises en évidence dans la littérature économique. A cet égard, dans ses travaux, Findlay (1984) a proposé un modèle ricardien dynamique dans lequel le commerce affecte négativement la croissance économique par rapport à l'autarcie, dans tout pays qui exporte des biens agricoles et importe des biens industriels, du fait que la hausse des loyers est absorbée par la consommation de luxe tandis que la baisse du taux de profit réduit l'accumulation. Il ressort de l'analyse de la théorie ricardienne à l'aune des travaux de Findlay (1984) que la spécialisation d'un pays dans la production d'un bien pour lequel il dispose d'avantage comparatif ne suffit pas pour espérer une amélioration du bien-être économique lorsqu'un pays s'ouvre au commerce international. Il est également nécessaire de tenir compte des caractéristiques des produits exportés par l'économie concernée. D'autres travaux notamment ceux de Grossman et Helpman (1990) ont permis de mettre en exergue le rôle de l'environnement du commerce extérieur et des politiques commerciales et industrielles dans la détermination des taux de croissance à long terme. Les différences entre pays en matière d'efficacité de la Recherche et Développement (R&D) par rapport à la fabrication ont une incidence importante sur les effets de la structure économique et des politiques commerciales sur la croissance. Ainsi, l'analyse de Grossman et Helpman (1990) fait ressortir que le niveau d'accumulation de connaissance est également un fac-

teur qui peut jouer dans la mesure de l'incidence de l'ouverture commerciale sur la croissance économique. Les pays qui disposent d'une plus grande technologie ou ayant accumulé plus de technologie pourraient avoir des effets économiques du commerce différents de ceux ayant un plus faible niveau d'accumulation de connaissance.

Pour les économistes de la tradition structuraliste et post-keynésienne, l'analyse de Grossman et Helpman (1990), et plus généralement celle de l'idéologie du modèle de croissance endogène conserve la même approche pour analyser la croissance économique, c'est-à-dire la loi de Say qui stipule que l'offre crée sa propre demande. Les économistes de la tradition structuraliste et post-keynésienne ont également apporter leur contribution à l'analyse de la relation entre l'ouverture commerciale et la croissance économique en prenant en compte la croissance des exportations, la stratégie de substitution des importations et des contraintes de la balance des paiements. Dans ce contexte, Chenery et Bruno (1962) ont développé un modèle à deux écarts qui met en évidence le rôle des écarts extérieurs et des écarts d'épargne pour limiter la croissance économique à long terme.

Il ressort de cette revue théorique que l'ouverture commerciale seule ne suffit pas pour booster la croissance économique. Il est également nécessaire de tenir compte de la qualité ou des caractéristiques du commerce extérieur.

1.2. Revue empirique de l'impact de l'ouverture commerciale sur la croissance économique

Les études empiriques relatives aux effets de l'ouverture commerciale sur la croissance économique ont abouti à des résultats mitigés. D'un point de vue global, certains travaux qui se sont penchés empiriquement sur la question ont abouti à des effets positifs et négatifs de l'ouverture commerciale sur la croissance économique. Dans ce sillage, Winters (2004), Lopez (2005), Babula et Anderson (2008), Bruckner et Lederman (2012), Kong et collaborateurs (2020) sont parvenus à montrer que l'ouverture commerciale a un impact positif sur la croissance économique. Spécifiquement, Winters (2004) est parvenu à la conclusion que l'effet positif est observé dans le moyen terme. Kong et collaborateurs (2020) sont parvenus aux mêmes résultats que Winters (2004) en mettant en exergue que l'effet de l'ouverture commerciale sur la croissance économique est positif à court terme et à long terme.

En revanche, les travaux de Jin (2004) et Ramzan et collaborateurs (2019) sont parvenus à des résultats positifs et négatifs de l'effet de l'ouverture commerciale sur la croissance économique. Jin (2004), en utilisant la part du commerce dans le PIB, a montré que l'ouverture commerciale a un effet positif sur la croissance dans les provinces côtières de la Chine alors que cet effet est négatif dans les provinces intérieures de la Chine. Il explique l'effet positif observé dans les provinces côtières

par le fait que les principales industries exportatrices et importatrices de la Chine sont situées dans ces provinces et que ces économies dépendent fortement du commerce international. Pour Jin (2004), l'impact négatif observé dans les provinces intérieures est en lien avec l'isolement du commerce mondial de la plupart de ces provinces depuis plusieurs décennies. Les effets négatifs seraient imputables à la faible compétitivité internationale et la faible résilience de certaines de ces provinces aux chocs des nouvelles technologies. Pour Ramzan et collaborateurs (2019), le commerce peut avoir un impact négatif sur la croissance économique lorsque la productivité totale des facteurs est faible. Cet effet devient positif dans le cas où le pays atteint un niveau minimum de productivité totale des facteurs.

Par ailleurs, Sheikh et collaborateurs (2020), soutiennent que l'ouverture commerciale a un impact négatif sur le PIB vert de l'Inde. Le PIB vert est la croissance économique qui tient compte des coûts environnementaux. Ils expliquent ce résultat par les industries polluantes, qui exercent une pression supplémentaire sur les richesses naturelles, voire accroissent les inégalités de revenus à l'intérieur et entre les pays. Guei et Le Roux (2019) ont mis en exergue dans leurs travaux que l'ouverture commerciale a un effet négatif sur la croissance économique dans le cas de la Communauté des États de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO). Ils justifient ce résultat par la faiblesse des États de la CEDEAO à tirer pleinement profit de la diversification des exportations, qui est une condition nécessaire pour soutenir la croissance économique. De même, Huchet, Mouël et Vijil (2018), en partant de l'idée que l'ouverture commerciale ne peut être entièrement caractérisée par le seul ratio des échanges, ont proposé de prendre en compte deux dimensions supplémentaires de l'intégration commerciale des pays : la qualité et la variété des exportations. Les résultats de leur analyse ont montré que le commerce peut avoir un impact négatif sur la croissance lorsque les pays se sont spécialisés dans les produits de faible qualité. En outre, Zahonogo (2017) a déterminé dans le cas des pays de l'Afrique subsaharienne, l'existence d'un effet seuil de l'impact de l'ouverture commerciale mesurée par plusieurs ratios dont $(\text{exportations biens et services} + \text{importations biens et services}) / \text{PIB}$ sur la croissance économique. Pour cela, il a utilisé les données de plusieurs pays de cette région dont les pays membres de l'UEMOA sur la période 1980–2012. Il est parvenu à la conclusion qu'à partir du seuil de 134,2%, l'ouverture commerciale a un effet négatif sur la croissance économique dans ces pays.

Ces différents travaux précédemment mentionnés ont chacun d'une manière ou d'une autre abordé un aspect de la question de l'ouverture commerciale sur la croissance économique en se focalisant sur diverses économies et approches de mesure. Concernant les travaux de Zahonogo (2017), l'analyse de la méthodologie utilisée permet de mettre en exergue que les conclusions de ces travaux pourraient ne pas être robustes. En effet, pour l'utilisation de l'estimateur PMG, certaines hypothèses dont l'auteur n'a pas fait cas sont indispensables. Il s'agit principalement de l'indépendance des résidus par rapport aux individus et l'absence de

relation de cointégration entre les variables explicatives (Pesaran, Shin, & Smith, 1999, pp. 623, 625). Par ailleurs, l'utilisation des tests de stationnarité de première génération comme dans le cas des travaux de Zahonogo (2017) est conditionnée par l'absence de dépendance interindividuelle pour chacune des variables utilisées. La vérification de cette hypothèse n'a pas été indiquée par l'auteur.

Pour les autres travaux notamment ceux qui sont parvenus à un effet négatif de l'ouverture commerciale sur la croissance économique, les auteurs ont justifié leurs résultats par plusieurs facteurs tels que le degré de résilience des économies aux nouvelles technologies (Jin, 2004), la productivité totale des facteurs (Ramzan et al., 2019) et la diversification des économies (Guei & Le Roux, 2019). Plus spécifiquement, Guei et Le Roux (2019) dans leurs travaux sur le cas de la CEDEAO n'ont pas testé l'argument selon lequel la faible diversification des exportations serait la source de l'effet négatif de l'ouverture commerciale sur la croissance économique. Par ailleurs, il convient de souligner que ces travaux n'ont pas intégré empiriquement un aspect important caractérisant les échanges extérieurs notamment la qualité des exportations. En effet, les biens de qualité supérieure génèrent une plus grande valeur ajoutée et pourraient avoir un plus grand impact sur la croissance économique comme le souligne Huchet et collaborateurs (2018). La non prise en compte de ce facteur dans l'essentiel de ces travaux pourrait expliquer les résultats auxquels ils ont abouti. Les conclusions de ces travaux seraient donc moins robustes notamment dans le cas des pays en développement comme les pays membres de l'UEMOA qui sont caractérisées par une part importante des produits peu ou non transformés dans leurs exportations alors que les acquisitions à l'extérieur sont composées principalement des produits transformés.

2. Modélisation de l'effet de l'ouverture commerciale sur la croissance économique

2.1. Modèle théorique

Le modèle théorique adopté dans le cadre de cette recherche pour mesurer l'effet de l'ouverture commerciale sur la croissance économique est basé sur les théories relatives à la croissance économique dont les principaux auteurs sont Cobb-Douglas (1928), Solow (1956) et des nouvelles théories sur la croissance (croissance endogène) dont un principal auteur est Romer (1986). La fonction de production se présente comme suit :

$$Q_t = f(L_t, K_t) \quad \text{et} \quad Q_t = A_t L_t^\alpha K_t^\beta \quad (1)$$

où L représente la quantité de travail et K la quantité de Capital ; α et β sont des paramètres qui expriment l'intensité capitalistique de la combinaison productive,

t le temps et A le progrès technique. Cette fonction de production a été étendue comme dans le cas de Keho (2017) en supposant que le progrès technologique peut être influencé par l'ouverture commerciale. Ainsi, le progrès technique peut être spécifié comme suit :

$$A_t = \rho OUV_t^\gamma Z_t^\theta \quad (2)$$

Ici, OUV représente l'ouverture commerciale et Z d'autres facteurs pouvant influencer le progrès technique. En passant au logarithme et en tenant compte de l'utilisation des données en panel, la fonction se présente comme suit :

$$y_{it} = \rho_i + \gamma ouv_{it} + \theta z_{it} + \alpha l_{it} + \beta k_{it} + \mu_{it} \quad (3)$$

avec y , ouv , z , l et k les logarithmes népériens respectifs du PIB par tête, de l'ouverture commerciale, des autres facteurs qui influencent la croissance économique notamment le progrès technique, le travail et le capital. i représente les pays de l'UEMOA (Bénin, Burkina, Côte d'Ivoire, Guinée-Bissau, Mali, Niger, Sénégal, Togo) et t l'axe temporel.

Pour tenir compte de l'effet seuil, le carré du logarithme de l'ouverture commerciale a été introduit dans l'équation précédente qui devient :

$$y_{it} = \rho_i + \gamma_1 ouv_{it} + \gamma_2 ouv_{it}^2 + \theta z_{it} + \alpha l_{it} + \beta k_{it} + \mu_{it} \quad (4)$$

A partir de cette expression, le seuil du commerce est obtenu à partir de l'expression $e^{-\gamma_1/2\gamma_2}$.

2.2. Variables du modèle

Dans le cadre de ce document, le PIB par tête en termes de pouvoir d'achat est utilisé comme variable expliquée. L'ouverture commerciale qui est la variable d'intérêt sera mesurée à partir du ratio (Exports+Imports)/PIB dans un premier temps et ensuite le même indicateur sera utilisé en interaction avec l'indice de sophistication des exportations de Hausmann (cf. section 2.4) que nous avons construit pour les pays de l'UEMOA.

Concernant les variables de contrôle, elles sont tirées de la littérature sur les déterminants de la croissance économique. Dans la littérature empirique, le facteur travail ou capital humain est appréhendé généralement par la population active (Guei & Le Roux, 2019), l'espérance de vie à la naissance (Huchet et al., 2018), le Taux Brut de Scolarisation secondaire (TBS) et le taux de croissance de la population (Zahonogo, 2017). Dans les travaux de Zahonogo (2017), le TBS a un effet positif sur la croissance économique alors que le taux de croissance démographique affecte négativement la croissance.

Le facteur capital physique est mesuré à partir de l'investissement ou la Formation Brute de Capital Fixe (FBCF) rapportée au PIB dans la littérature empirique

(Guei & Le Roux, 2019 ; Huchet et al., 2018 ; Zahonogo, 2017). L'effet sur la croissance du capital physique est positif (Guei & Le Roux, 2019 ; Zahonogo, 2017).

Par ailleurs Zahonogo (2017) a introduit dans l'équation d'autres variables de stabilité macroéconomique notamment l'inflation, la part dans le PIB de la dette extérieure et du crédit à l'économie. Un indice de gouvernance a été également introduit comme mesure de la qualité des institutions. Verter et Bečvářová (2016) ont également intégré dans leurs travaux relatifs à l'impact des exportations agricoles sur la croissance économique, le Taux de Change Effectif Réel (TCER) comme mesure de la compétitivité.

Ainsi les variables de contrôle utilisées sont principalement le logarithme de la part de la population active dans la population totale, du TCER, de la formation brute de capital fixe rapportée au PIB et du ratio crédit à l'économie/PIB. Le logarithme de l'ouverture commerciale et son carré ont été introduit dans le modèle comme mesure de l'ouverture commerciale. En outre, l'interaction entre le ratio d'ouverture commerciale et l'indice mesurant la qualité des exportations a été utilisée comme mesure d'ouverture commerciale. Au total 3 modèles ont été estimés dont le premier utilise le ratio de degré d'ouverture seul comme mesure de l'ouverture commerciale. Dans le deuxième modèle, le carré du logarithme du degré de l'ouverture commerciale est introduit dans le modèle précédent. La variable d'interaction susmentionnée est prise en compte dans le troisième modèle comme mesure de l'ouverture commerciale.

S'agissant des données utilisées dans le cadre de cette étude, elles couvrent la période 1990–2018 et proviennent de plusieurs sources notamment de la base de données de la Banque Mondiale (population active, population totale, ouverture commerciale, données de base pour le calcul du TCER, FBCF et crédit au secteur privé) et de la CNUCED (pour les données ayant servi au calcul de l'indice de sophistication des exportations).

2.3. Méthode d'estimation

D'une manière générale, l'équation 4 peut être réécrite comme suit :

$$y_{it} = \alpha_i + \gamma_i Z_{it} + \mu_{it} \quad (5)$$

avec y_{it} le PIB par tête en termes de pouvoir d'achat, Z_{it} la matrice $K \cdot 1$ des variables explicatives ($K = 6$). représente la matrice $1 \cdot K$ des coefficients de ces variables s'il est supposé dans un premier temps que les coefficients sont hétérogènes. i et t représentent respectivement les pays de l'UEMOA (8 pays) et l'axe temporel (29 observations). α_i est l'effet fixe.

Toutefois tenant compte de l'existence de relation de cointégration entre la variable expliquée et les régresseurs, la spécification ARDL (Autoregressive

Distributed Lag) a été retenue pour spécifier les relations de court terme et de long terme.

L'équation (5) est réécrite sous la forme suivante :

$$y_{it} = \mu_i + \sum_{j=1}^p \rho_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \gamma_{ij} x_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

où $x_{i,t}$ (6 · 1) est le vecteur des variables explicatives du pays i , μ_i représente l'effet fixe. $\rho_{i,j}$ le coefficient de la variable expliquée retardée est un scalaire et $\gamma_{i,j}$ une matrice (1 · 6) de coefficients. p et q désignent les retards optimaux de la variable dépendante et de ses régresseurs.

$$\Delta y_{it} = \varnothing_i y_{i,t-1} + \beta_i x_{i,t} + \sum_{j=1}^{p-1} \rho'_{ij} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \gamma'_{ij} \Delta x_{i,t-j} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$\varnothing_i, \rho'_{ij}$ sont des scalaires et β_i, γ'_{ij} sont des matrices (1 · 6) de coefficients. $\Delta x_{i,t}$ et $\Delta y_{i,t}$ désignent les différences premières des variables $x_{i,t}$ et $y_{i,t}$ en t .

L'équation (7) peut être estimée à partir de plusieurs approches notamment les GMM, la méthode du Pool Mean Group (PMG) ou du Mean Group (MG). Concernant l'estimateur GMM, il n'est pas adapté pour la structure des données utilisées dans le cadre de cette étude. En effet, pour l'utilisation de l'estimateur GMM, le nombre de groupes N doit être grand et le nombre d'observations pour la série temporelle (T) doit être faible (N très grand par rapport à T). Dans le cas de cette étude, les données utilisées pour les pays de l'UEMOA portent sur la période 1990–2018 donc le nombre d'années est $T = 29$ et le nombre de pays est $N = 8$ ($T > N$). Ainsi, le choix de l'estimateur s'est fait entre les méthodes PMG et MG. A cet égard, il a été réalisé le test de Hausman pour le choix entre ces estimateurs. Il ressort des résultats que l'hypothèse nulle selon laquelle les deux estimateurs sont convergents est rejetée (tableau A5). Ainsi, l'estimateur du PMG est préférable à celui du MG. Toutefois, l'estimateur MG a été également utilisé pour tester la robustesse des résultats obtenus par l'estimateur PMG.

Néanmoins, l'utilisation de l'estimateur PMG nécessite la vérification de plusieurs hypothèses fondamentales relatives à l'indépendance des résidus par rapport aux individus, au temps et aux variables explicatives. Par ailleurs, le coefficient de long terme de la variable expliquée devrait être négatif et en valeur absolue inférieur à l'unité ; et les régresseurs ne doivent pas être cointégrés entre eux. Pour tenir compte de l'hypothèse d'indépendance des résidus par rapport aux individus, Pesaran et collaborateurs (1999, p. 623) proposent d'introduire comme régresseurs, les moyennes transversales des variables explicatives. Par rapport à la corrélation sérielle, Pesaran et collaborateurs (1999, p. 625) suggèrent d'augmenter le nombre de retard de la variable expliquée et des régresseurs. L'augmentation du nombre de retard des variables explicatives avec l'hypothèse de finitude du retard optimal de la représentation autorégressive du vecteur des régresseurs permet de corriger

le problème d'endogénéité des variables explicatives (Pesaran & Shin, 1997, p. 15 ; Pesaran et al., 1999, p. 624) et d'assurer la convergence de la relation de long terme. Le retard optimal pour la correction des problèmes d'endogénéité est celui qui minimise le critère d'information.

Ainsi, pour s'assurer de la vérification des hypothèses d'indépendance des résidus par rapport aux individus, il a été introduit dans l'équation estimée, les moyennes transversales des variables explicatives. Pour le p et le q optimal pour le modèle ARDL (équation 6), le critère d'information d'Akaike, permet de retenir $p = 3$ et $q = 2$ (tableau A4). Par ailleurs, le test de cointégration entre les variables explicatives (tableau A6) met en évidence l'absence de cointégration.

2.4. Calcul de l'indice de la sophistication des exportations

La méthode de construction de l'indice de sophistication des exportations est tirée des travaux de Hausmann, Hwang et Rodrik (2007). Selon la CEA (2013), la sophistication d'un produit permet de déterminer le niveau de productivité qu'il atteint ainsi que sa valorisation monétaire basée sur la moyenne des recettes des exportations. L'idée générale de l'interprétation de la sophistication d'un produit est que plus le niveau de sophistication d'un produit est élevé, plus la moyenne de sa recette à l'exportation sera élevée. Les produits sophistiqués sont très compétitifs compte tenu de leur composition en technologie, en logistique, en marketing et en ressources naturelles. L'approche de calcul de cet indice peut être déclinée en trois étapes :

1. La première consiste à déterminer la part de chaque produit dans le total des exportations de tous les pays du monde exportateurs de ce produit.
2. Pour chaque produit k , déterminer le niveau de productivité qui lui est associé, calculé à partir de l'indice ci-après :

$$PRODY_k = \sum_j \frac{(x_{jk} / X_j)}{\sum_j (x_{jk} / X_j)} Y_j \quad (8)$$

où x_{jk}/X_j est la part en valeur du produit k dans le panier d'exportation global du pays j . $\sum_j x_{jk} / X_j$ est la somme des parts du produit k dans le total des ventes à l'extérieur de tous les pays qui exportent ce produit et Y_j est le PIB par habitant du pays j .

L'indice du niveau de productivité $PRODY_k$ représente donc une moyenne pondérée des PIB par habitant, où les pondérations correspondent à l'avantage comparatif révélé de chaque pays dans le bien k .

3. Enfin, l'indice de la sophistication des exportations est obtenu par une moyenne pondérée de l'indice de la productivité « PRODY » pour ce pays, où les pondé-

rations sont simplement les parts de la valeur des produits dans les exportations totales du pays.

$$EXPY_i = \sum_l \left(\frac{x_{il}}{X_i} \right) PRODY \quad (9)$$

où i désigne le pays et l le produit.

3. Présentation des résultats de l'estimation

Les résultats des tests résumés en annexe (tableau A1) indiquent la présence de dépendance interindividuelle au niveau des différentes variables du modèle. Il en ressort donc que les tests de stationnarité de deuxième génération sont plus adaptés que ceux de la première génération. L'analyse des résultats (tableau A2) permet de conclure qu'excepté la part de la population active dans le total et le taux de change effectif réel qui sont stationnaires à niveau, les autres variables du modèle notamment le PIB par tête, l'ouverture commerciale, la formation brute de capital fixe rapportée au PIB et la part du crédit au secteur privé dans le PIB ainsi que l'indice de sophistication des exportations sont intégrées d'ordre 1. Par ailleurs, les résultats du test retracés dans le tableau A3 en annexe révèlent l'existence de relation de cointégration entre les variables.

Tableau 1. Résultats des équations sur la croissance économique

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3
Lag 1 (PIB par tête)	-0,823***	-0,63***	-0,662***
Log (ouverture commerciale)	-0,215***	8,331***	
(Log (ouverture commerciale)) ^2		-1,013***	
Log (part de la population active dans la population totale)	1,214***	2,192***	1,494***
Log (ouverture commerciale) *Log (indice qualité des exportations)			0,017***
Log (Taux de change effectif réel)	0,293***	0,095	0,093
Log (Taux d'investissement)	0,187***	0,105***	-0,13***
Log (Crédit au secteur privé/PIB)	-0,002	0,143***	0,04***

Note : Significativité 1% (***) , 5% (**) et 10% (*).

Source : Auteurs.

Les sorties des différents modèles (1 à 3) mettent en exergue que les vitesses d'ajustement sont significativement négatives et inférieures à l'unité, les modèles peuvent donc être interprétés.

Les sorties du modèle 1 (tenant compte uniquement de l'ouverture commerciale comme mesure de la libéralisation commerciale) mettent en exergue que l'ouverture commerciale mesurée par le ratio (Exportations biens et services + Importations biens et services)/PIB a un effet négatif et significatif sur la croissance économique. Ce résultat est en phase avec les conclusions de Guei et Le Roux (2019) qui ont établi que l'ouverture commerciale a un impact négatif sur la croissance économique dans le cas des pays membres de la CEDEAO. Toutefois, lorsque la forme quadratique est prise en compte dans le modèle, les résultats permettent de relever l'existence d'un seuil à partir duquel l'impact de l'ouverture commerciale sur la croissance économique peut être négatif comme positif. Le seuil déterminé à partir de la formule indiquée dans la partie méthodologique est évalué à 61,2% du PIB. Ainsi, lorsque le ratio (Exportations biens et services + Importations biens et services)/PIB est inférieur à 61,2% du PIB, l'ouverture commerciale a un effet positif sur la croissance économique. Au-delà de ce seuil, l'effet devient négatif sur la croissance économique. Ce résultat souligne que les conclusions de Guei et Le Roux (2019) dans le cas de la CEDEAO sont tributaires à la non prise en compte de l'effet de seuil existant entre l'ouverture commerciale et la croissance économique. Ce résultat permet également de soutenir que les résultats mitigés obtenus dans la littérature pourraient également être liés à la non prise en compte de l'effet seuil.

Par ailleurs, lorsqu'il est utilisé l'interaction entre l'ouverture commerciale et la qualité des exportations (indice de la qualité des exportations · ratio (Exportations biens et services + Importations biens et services)/PIB), l'impact sur la croissance économique devient positif. Ainsi, une amélioration de la qualité des produits exportés c'est-à-dire une plus grande production des produits intenses en technologies combinée à une ouverture commerciale accélère la croissance économique. Ce résultat est imputable au fait que l'amélioration de la qualité des produits exportés induit celle de la compétitivité et donc une hausse conséquente des recettes issues des ventes à l'extérieur. Ce résultat confirme les travaux de Huchet et collaborateurs (2018) qui ont montré que l'interaction entre la qualité des exportations et l'ouverture commerciale a un impact positif et significatif sur la croissance économique.

La robustesse des résultats obtenus notamment de l'effet seuil a été testé en utilisant l'estimateur MG (voir tableau A7) qui indique un seuil de 54,2% du PIB proche de celui obtenu par l'estimateur PMG (61,2% du PIB) qui est le mieux indiqué par le test de Hausman.

Concernant les autres variables de contrôle, les sorties du modèle 2 qui est celui de référence montrent qu'à long terme, l'effet du TCER sur la croissance économique est positif et non significatif.

A long terme, les coefficients des variables part de la population active dans la population totale ainsi que le taux d'investissement mesuré par la part de Formation Brute de Capitale Fixe (FBCF) dans le PIB sont significatifs et affectent positivement

la croissance économique. Ainsi, l'investissement et la disponibilité de la main d'œuvre stimulent la croissance économique dans le cas des pays membres de l'UEMOA. Ces résultats sont en phase avec les différents travaux de la littérature économique (Pelinescu, 2015 ; Guei & Le Roux, 2019).

Conclusion

En définitive, l'objectif de ce papier était de déterminer l'impact de l'ouverture commerciale sur la croissance économique dans les pays de l'UEMOA tout en mettant un accent sur l'existence d'un effet seuil et sur l'incidence de la qualité des exportations. Pour ce faire, un modèle en panel a été estimé à partir de l'approche PMG et les résultats ont montré que le facteur travail et le facteur capital affectent la croissance économique de l'UEMOA à long terme. Concernant l'ouverture commerciale, il ressort qu'il existe un effet seuil par rapport à son impact sur la croissance économique. Ainsi, lorsque le degré d'ouverture mesuré par (Exportations biens et services + Importations biens et services)/PIB est inférieur à 61,2% du PIB, l'ouverture commerciale a un impact positif sur la croissance économique. Dans le cas contraire, cet impact est négatif. Par ailleurs, les sorties des différentes estimations ont permis de mettre en évidence qu'en l'absence de la prise en compte de l'effet seuil, l'ouverture commerciale a un impact négatif sur la croissance économique. En outre, les résultats de l'étude mettent en exergue que l'amélioration de la qualité des exportations combinée à l'ouverture commerciale est source d'accélération de la croissance économique. Ainsi il peut être retenu que :

- dans le cas des pays membres de l'UEMOA, jusqu'à un seuil de 61,2%, l'ouverture commerciale a un effet positif sur la croissance économique. Au-delà de ce seuil, l'impact est négatif. Les conclusions mitigées obtenus dans certains travaux sur d'autres juridictions (Alam & Sumon, 2020 ; Kong et al., 2020 ; Belloumi & Alshehry, 2020 ; Sheikh et al., 2020 ; Ramzan et al., 2019) pourraient être expliqués par la non prise d'un éventuel effet seuil de l'ouverture commerciale sur la croissance économique ;
- l'ouverture commerciale accompagnée de l'amélioration de la qualité des exportations accélère la croissance économique.

Annexe

Tableau A1. Test de dépendances individuelles de Pesaran

Variables	<i>p</i> -value (H0 : indépendance individuelle)
Log (PIB par tête)	0,000
Log (Part de la population active dans la population)	0,000
Log (Ouverture commerciale)	0,000
Log (Taux de change effectif réel)	0,000
Log (Taux d'investissement)	0,000
Log (Crédit au secteur privé/PIB)	0,000
Log (Indice de la qualité des exportations)	0,000

Source : Auteurs.

Tableau A2. Test de stationnarité de Pesaran

Variables	Séries en niveau	Séries différenciées
Log (PIB par tête)	0,820	0,000
Log (Part de la population active dans la population)	0,092	
Log (Ouverture commerciale)	0,539	0,000
Log (Taux de change effectif réel)	0,041	
Log (Taux d'investissement)	0,445	0,000
Log (Crédit au secteur privé/PIB)	0,166	0,000
Log (Indice de la qualité des exportations)	0,296	0,000

Source : Auteurs.

Tableau A3. Test de cointégration de Westerlund

Ouverture commerciale et croissance économique	<i>p</i> -value
Test de cointégration de Westerlund	0,099

Source : Auteurs.

Tableau A4. Choix de *p* et *q* optimal modèle ouverture commerciale et croissance économique

P	Q	AIC
1	1	-1183,396
2	2	-1196,009
3*	2*	-1265,310

Source : Auteurs.

Tableau A5. Test de Hausman

Ouverture commerciale et croissance économique	<i>p</i> -value
<i>p</i> -value	0,000

Source : Auteurs.

Tableau A6. Test de cointégration de Westerlund pour les variables explicatives

Ouverture commerciale et croissance économique	<i>p</i> -value
Test de cointégration de Westerlund	0,159

Source : Auteurs.

Tableau A7. Résultats des estimations de l'effet de l'ouverture commerciale sur la balance budgétaire (court et long termes)

	Modèle 1	Modèle 2	Modèle 3	Modèle 4 (robustesse)
Long terme				
Log (Part de la population active dans la population)	1,214***	2,192***	1,494***	
Log (Ouverture commerciale)	-0,215***	8,331***		18,877*
Log (Taux de change effectif réel)	0,293***	0,095	0,093	
Log (Taux d'investissement)	0,187***	0,105***	-0,13***	
Log (Crédit au secteur privé/PIB)	-0,002	0,143***	0,04***	
(Log (Ouverture commerciale))^2		-1,013***		-2,364*
Log (Ouverture commerciale) *Log (indice qualité des exportations)			0,017***	
Lag 1 (Log (PIB par tête))	-0,823***	-0,63***	-0,662***	-0,233**
Lag 2 (Log (PIB par tête))	-0,199*	-0,054	-0,2	0,136
Lag 3 (Log (PIB par tête))	-0,155		-0,29	
Court terme				
Δ (Log (Part de la population active dans la population))	-2,432	-4,877**	-1,459	
Δ (Log (Ouverture commerciale))	0,127***	-2,448		-3,75**
Δ (Log (Taux de change effectif réel))	-0,272*	-0,106	-0,058	
Δ (Log (Taux d'investissement))	-0,115***	-0,032	0,031	
Δ (Log (Crédit au secteur privé/PIB))	0,003	0,019	-0,04	
Δ ((Log (Ouverture commerciale))^2)		0,283		0,471**
Δ (Log (Ouverture commerciale) *Log (indice qualité des exportations))			-0,007	
Δ (Lag1 (Log (Part de la population active dans la population)))	2,079*	3,444	3,048**	
Δ (Lag1 (Log (Ouverture commerciale)))	0,067***	-1,537		-1,332

Δ (Lag1 (Log (Taux de change effectif réel)))	-0,17	-0,068	-0,094	
Δ (Lag1 (Log (Taux d'investissement)))	-0,043**	-0,033	0,014	
Δ (Lag1 (Log (Crédit au secteur privé/ PIB)))	0,011	0,035*	0,029	
Δ (Lag1 (Log (Ouverture commerciale))^2)		0,18		0,179
Δ (Lag1 (Log (Ouverture commerciale) *Log (indice qualité des exportations)))			-0,008**	
Moyenne				
Moyenne (Log (Part de la population active dans la population))	-0,446	-1,023***	-0,388	
Moyenne (Log (Ouverture commerciale))	-0,086	-0,868		2,219
Moyenne (Log (Taux de change effectif réel))	-0,06	-0,191	-0,116	
Moyenne (Log (Taux d'investissement))	-0,016	0,092	-0,036	
Moyenne (Log (Crédit au secteur privé/PIB))	-0,02	-0,089***	-0,066	
Moyenne ((Log (Ouverture commerciale)) ^2)		0,103		-0,28
Moyenne (Log (ouverture commerciale) *Log (indice qualité des exportations))			-0,012**	
Constante	0,438	-9,387***	0,359	-12,057**
Nombre d'observation	208	216	208	216

Significance 1% (***) , 5% (**) and 10% (*).

Source : Auteurs.

References

- Alam, K. J., & Sumon K. K. (2020). Causal relationship between trade openness and economic growth: A panel data analysis of Asian countries. *International Journal of Economics and Financial Issues*, (1), 118-126.
- Babula, R., & Anderson, L. (2008). The link between openness and long-run economic growth. *Journal of International Commerce and Economics*, 1-20.
- Belloumi, M., & Alshehry, A. (2020). The impact of international trade on sustainable development in Saudi Arabia. *Sustainability*, 12(13), 5421. <https://doi.org/10.3390/su12135421>

- Blancheton, B. (2004). *Ouverture commerciale, croissance et développement: malentendus et ambiguïtés des débats*. (Première Journée du Développement du GRES du 16-17 septembre 2004).
- Bruckner, M., & Lederman, D. (2012). *Trade causes growth in Sub-Saharan Africa*. (The World Bank Policy Research Working Paper No. 6007). <http://dx.doi.org/10.1596/1813-9450-6007>
- CEA. (2013). *Diversification et sophistication comme levier de la transformation structurelle des économies Nord Africaines*. Retrieved from <https://hdl.handle.net/10855/22298>
- Chenery, H. B., & Bruno, M. (1962). Development alternatives in an open economy: The case of Israel. *Economic Journal*, 72(1), 70-103.
- Cobb, C. W., & Douglas, P. H. (1928). A theory of production. *American Economic Review*, 18, 139-165. Retrieved from <https://www.aeaweb.org/aer/top20/18.1.139-165.pdf>
- Delorme, H., Lipchitz, A., & Bonnet, A. (2007). *Dynamique des prix agricoles internationaux. Notes et Études Économiques (NEE) N°27, Service des Stratégies Agricoles et Industrielles Sous-direction de l'Évaluation, de la Prospective, des Études et de l'Orientation. Direction Générale des politiques Économique Européenne et Internationale*. Retrieved from www.agriculture.gouv.fr/
- Findlay, R. (1984). Growth and development in trade models. In R. W. Jones & P. B. Kenen (Eds.), *Handbook of international economics* (vol. 1, pp. 185-236). Amsterdam: Elsevier.
- Grossman, G., & Helpman, E. (1990). Comparative advantage and long-run growth. *American Economic Review*, 80(4), 796-815.
- Guei, K., & Le Roux, P. (2019). Trade openness and economic growth: Evidence from the Economic Community of Western African States region. *Journal of Economic and Financial Sciences*, 12. <https://doi.org/10.4102/jef.v12i1.402>
- Hausmann, R., Hwang, J., & Rodrik, D. (2007). What you export matters. *Journal of Economic Growth*, 12, 1-25. <https://doi.org/10.1007/s10887-006-9009-4>
- Huchet, M., Mouël, C., & Vijil, M. (2018). The relationship between trade openness and economic growth: Some new insights on the openness measurement issue. *The World Economy*, 41, 59-76. <https://doi.org/10.1111/twec.12586>
- Jin, J. C. (2004). On the relationship between openness and growth in China: Evidence from provincial time series data. *The World Economy*, 27(10), 1571-1582.
- Keho, Y. (2017). The impact of trade openness on economic growth: The case of Cote d'Ivoire. *Cogent Economics & Finance*, 5(1). <https://doi.org/10.1080/23322039.2017.1332820>
- Kong, Q., Peng, D., Ni, Y., Jiang, X., & Wang, Z. (2020). Trade openness and economic growth quality of China: Empirical analysis using ARDL model. *Finance Research Letters*, 38, 1544-6123.
- Lopez, A. (2005). Trade and growth: Reconciling the macroeconomic and microeconomic evidence. *Journal of Economic Surveys*, 19(4), 623-648.
- Pelinescu, E. (2015). The impact of human capital on economic growth. *Procedia Economics and Finance*, 22, 184-190. [https://doi.org/10.1016/S2212-5671\(15\)00258-0](https://doi.org/10.1016/S2212-5671(15)00258-0)
- Pesaran, H. H., & Shin, Y. (1997). *An autoregressive distributed lag modeling approach to co-integration analysis*. (Research Papers in Economics).

- Pesaran, M., Shin, Y., & Smith, R. (1999). Pooled mean group estimation of dynamic heterogeneous panels. *Journal of the American Statistical Association*, 94(446), 621-634. <https://doi.org/10.2307/2670182>
- Ramzan, M., Sheng, B., Shahbaz, M., Song, J., & Jiao, Z. (2019). Impact of trade openness on GDP growth: Does TFP matter?. *The Journal of International Trade & Economic Development*, 28(8), 960-995. <https://doi.org/10.1080/09638199.2019.1616805>
- Romer, P. (1986, October). Increasing return and long-run growth. *Journal of Political Economy*, 94(5), 1002-1037.
- Sachs, J., & Warner, A. (1995). Economic reform and the process of global integration. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1-118.
- Sheikh, M. A., Malik, M. A., & Masood, R. Z. (2020). Assessing the effects of trade openness on sustainable development: Evidence from India. *Asian Journal of Sustainability and Social Responsibility*, 5(1). <https://doi.org/10.1186/s41180-019-0030-x>
- Solow R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65-94. <https://doi.org/10.2307/1884513>
- Stiglitz, J. E. (2009). *La grande désillusion* (9ème ed.). Barcelona: Litografia Roses.
- Verter, N., & Bečvářová, V. (2016). The impact of agricultural exports on economic growth in Nigeria. *Acta Universitatis Agriculturae et Silviculturae Mendelianae Brunensis*, 64(2), 691-700. <https://doi.org/10.11118/actaun201664020691>
- Winters, A. (2004). Trade liberalization and economic performance: An overview. *The Economic Journal*, 114(493), F4-F21. <http://dx.doi.org/10.1111/j.0013-0133.2004.00185.x>
- Zahonogo, P. (2017). Trade and economic growth in developing countries: Evidence from sub-Saharan Africa. *Journal of African Trade*, 3(1-2), 41-56. <https://doi.org/10.1016/j.joat.2017.02.001>

DÉTERMINANTS DES DÉPENSES PUBLIQUES DE SANTÉ EN AFRIQUE SUBSAHARIENNE

Determinants of public health expenditure in Sub-Saharan Africa

KOSSI ATSU TSÈ DZIÉDZOM TSOMDZO¹

Université de Kara, Togo

Faculté des Sciences Économiques et de Gestion, Département d'Économie

dt.jpierre@gmail.com

ORCID : <https://orcid.org/0000-0002-8924-3193>

YACOBOU SANOUSI¹

Université de Kara, Togo

Faculté des Sciences Économiques et de Gestion, Département d'Économie

syacobou@gmail.com

ORCID : <https://orcid.org/0000-0002-1119-6286>

KWAMI OSSADZIFO WONYRA¹

Université de Kara, Togo

Faculté des Sciences Économiques et de Gestion, Département d'Économie

wonyra.ossa@gmail.com

ORCID : <https://orcid.org/0000-0001-5237-4352>

Abstract: The objective of this paper is to analyze the determinants of public health expenditure in sub-Saharan Africa. To this end, a dynamic panel model was used for a sample of 32 sub-Saharan African countries covering the period 2009 to 2018, which was then subdivided into four subgroups for further analysis. The fixed effect model estimation and the SGMM estimator approach were used to obtain the results in the African context. However, the LSDV-corrected estimator was used for the results for the different regions. The estimation results show that public health expenditure is mainly positively influenced by gross domestic product, policies that aim to improve the health status of the population as measured by infant and child mortality rates, the proportion of the population under 15 years of age, and the population density in rural areas.

Keywords: public health expenditure, GDP, health status, GMM, LSDVC, sub-Saharan Africa.

¹ Université de Kara, BP. 43, Kara, Togo.

Résumé : L'objectif de ce papier est d'analyser les déterminants des dépenses publiques de santé en Afrique subsaharienne. A cet effet, un modèle de panel dynamique a été utilisé pour un échantillon de 32 pays d'Afrique subsaharienne couvrant la période 2009 à 2018 subdivisé ensuite en quatre sous-groupes pour une analyse approfondie. L'estimation du modèle à effet fixe et l'approche par l'estimateur SGMM ont été utilisés pour obtenir les résultats dans le contexte africain. Cependant, l'estimateur LSDV-correcté a été utilisé pour les résultats concernant les différentes régions. Les résultats issus des estimations montrent que les dépenses publiques de santé sont principalement influencées positivement par le produit intérieur brut, les politiques qui visent à améliorer l'état de santé de la population telle que mesurée par les taux de mortalité infantile et infanto-juvénile, la proportion de la population de moins de 15 ans et la densité de la population en milieu rural.

Mots-clés : dépenses publiques de santé, PIB, état de santé, GMM, LSDVC, Afrique subsaharienne.

JEL classification : H5, H51, I18.

Introduction

La crise sanitaire actuelle de la COVID-19 repose avec acuité la problématique du financement du secteur de la santé surtout dans les pays en développement et dans les pays moins avancés, les pays en Afrique subsaharienne ne sont pas du reste. Au cours de ces dernières années, l'augmentation des dépenses de santé est devenue une préoccupation majeure pour les chercheurs et les décideurs politiques des pays en Afrique subsaharienne (ASS). Ainsi, dans les années 2000 lors de l'initiative de Bamako, les chefs d'État se sont engagés à consacrer 15% de leur budget au secteur de la santé. En effet, le débat suscité par l'étude de Keeler, Newhouse et Phelps (1977) sur les causes de la croissance des dépenses de santé publique se poursuit avec pour objectif d'examiner les facteurs qui sont à l'origine de l'augmentation des dépenses de santé.

Il est possible d'expliquer l'augmentation des besoins en soins de santé de la population par la nature des travaux effectués, leur mode de vie et leur environnement physique et socio-économique (Boachie et al., 2014). Ainsi, au fur et à mesure que les besoins en matière de soins de santé augmentent, on s'attendrait à ce que les dépenses de santé augmentent également pour répondre aux besoins de la population. Les dépenses de santé contribueraient à améliorer l'accès aux services de soins, la qualité des soins de santé et la réduction des dépenses de santé catastrophiques des ménages pauvres. En Afrique, l'atteinte d'un niveau minimum d'adéquation des services de santé reste un défi pour la plupart des pays en raison de l'extrême pauvreté enregistré dans ces pays (Binuomoyo, 2016).

Cependant, les dépenses de santé suivent une tendance à la hausse en Afrique tout comme dans les autres régions du monde. Au cours de la période 2000 à 2014,

les dépenses publiques de santé par habitant ont augmenté passant de 10 dollars américains à 32 dollars américain (WDI, 2019). Conjointement à l'augmentation des dépenses de santé, on enregistre une amélioration de l'état de santé des populations et de l'environnement socio-économique. La mortalité infantile suit une tendance à la baisse passant de 152,8 à 87,5 décès pour 1000 naissances vivantes et l'espérance de vie à la naissance connaît une hausse passant de 50,45 ans à 59, 40 ans au cours de la période 2000 à 2014 (WDI, 2019).

Malgré ces différentes prouesses enregistrées en Afrique subsaharienne, les défis liés à la pauvreté et surtout au bien-être de la population demeurent énormes. D'abord si les dépenses publiques de santé suivent globalement une tendance à la hausse en moyenne en ASS, il existe une forte inégalité au sein des pays, entre les pays et les régions d'Afrique (OMS, 2019). Ainsi, un même niveau des dépenses publiques de santé peut correspondre à des situations différentes en termes d'allocation des ressources (soins primaires ou technologie), de zones géographiques (zone rurale ou urbaine), de politiques de santé (soins préventifs ou soins curatifs). D'autre part, le ralentissement de la croissance économique au cours de ces dernières décennies a freiné la réduction de la pauvreté. En effet, de 2011 à 2019, le taux de croissance était satisfaisant pour beaucoup de pays de l'ASS. Les taux de pauvreté sont élevés et la part de la population africaine subsahariennes vivant dans l'extrême pauvreté en 2015 est estimée à 41% et 82% vivant en milieu rural (Beegle & Christiaensen, 2019). Suivant ce même rapport, la dette publique brute de l'Afrique a largement augmenté passant de 32% du PIB à 56% du PIB de 2012 à 2015. A côté de cela, la crise sanitaire est élevée car la région enregistre des taux de mortalités maternelles, infantiles élevés et une espérance de vie faible par rapport aux autres régions.

En ce qui concerne les systèmes de santé, les inégalités de santé persistent dans la plupart des pays et les indicateurs de santé semblent ne pas s'améliorer. La performance des systèmes de santé est faible ; ils ne fonctionnent qu'à 49% en moyenne de leur niveau de performance possible (OMS, 2018). Les systèmes de santé sont principalement caractérisés par des ressources humaines qui sont qualitativement et quantitativement insuffisantes ; un accès limité aux soins et la disponibilité limitée des services de santé surtout dans la zone rurale. Ainsi, dans ce contexte africain aggravé par une crise des finances publiques, il serait évident d'analyser les facteurs qui expliquent l'augmentation des dépenses de santé dans ces pays en vue d'orienter les décideurs politiques et d'apporter une contribution à la littérature existante sur les déterminants des dépenses de santé.

Cet article vise à analyser les déterminants des dépenses publiques de santé en Afrique subsaharienne d'un point de vue macroéconomique. Pour y parvenir, une approche économétrique basée sur les données d'un panel sur 32 pays en ASS couvrant la période de 2009 à 2018 est utilisée. L'examen des résultats montre que le niveau du revenu par habitant (PIB par habitant), la proportion de la population de

moins de 15 ans et la population rurale sont les principaux facteurs qui influencent les dépenses publiques de santé en Afrique subsaharienne.

Le reste de l'article est organisé comme suit : la section 1 présente un bref aperçu de la littérature. La méthodologie est présentée dans la section 2. La présentation et la discussion des résultats des estimations sont présentées dans la section 3. Enfin, la conclusion suivie des implications de politiques sont présentées dans la section 4.

1. Revue de littérature sur les déterminants des dépenses de santé : bref aperçu

Il existe une abondante littérature sur les facteurs qui expliquent l'augmentation des dépenses de santé et le sujet continue par être l'objet de débats pour les chercheurs. Depuis le modèle théorique de Grossman (1972), l'investissement occupe une importante place dans le maintien de la santé de l'individu. Pour ce chercheur, l'augmentation de l'investissement en santé est beaucoup plus liée au vieillissement et à la consommation des soins de santé car l'individu est doté d'un capital-santé initial et doit investir pour maintenir ce capital. Cependant, l'une des premières études portant sur les déterminants des dépenses de santé considère la richesse d'un pays comme le principal facteur. Pour Newhouse (1977), la variation des dépenses de santé réelles par habitant est expliquée à 90% par la variation du produit intérieur brut par habitant. A l'instar, d'autres études (Muurinen, 1982 ; Wagstaff, 1986) ont conclu à une corrélation entre le revenu et la demande des soins de santé ou à une influence des facteurs socio-économiques (Siddiqui, Afridi, Haq, & Tirmazi, 1995).

Généralement, ce sont les choix des consommateurs de soins qui déterminent les dépenses de santé à engager. Selon ce principe, l'augmentation des dépenses de santé dépendrait de l'état de santé, du niveau de revenu et du coût des soins. En plus de ces facteurs, Busse (2001) trouve que le vieillissement de la population, le niveau de croissance et les infrastructures sanitaires expliquent l'évolution des dépenses de santé. De leur côté, Hao, Liu, Lu, Huang et Zhao (2018) ont trouvé un effet positif du PIB et des facteurs environnementaux tels que la pollution sur les dépenses publiques de santé. Pourtant, Wang (2009) explique l'augmentation des dépenses publiques de santé par le niveau d'urbanisation, le PIB, le nombre de lits d'hôpital et la proportion de la population âgée de plus de 65 ans. Les résultats de l'étude de Ang (2010) en Australie sur la période 1960 à 2003 concluent à un effet positif et significatif de la structure démographique et de l'augmentation de l'accessibilité aux services de soins sur les dépenses de santé.

L. Di Matteo et R. Di Matteo (1998) analysent les déterminants des dépenses de santé réelles par habitant en Atlantique et dans les régions du Canada, du Québec, d'Ontario et de Colombie entre 1965 et 1991. Ces chercheurs identifient le

vieillesse de la population comme le principal déterminant des dépenses de santé des différentes régions. Le vieillissement de la population expliquerait 92% la variation des dépenses de santé réelles par habitant, indiquant en second lieu les transferts fédéraux qui, pendant la période considérée, couvraient 48% des dépenses totales de santé. Di Matteo (2005) examine l'effet des changements démographiques et technologiques sur l'augmentation des dépenses de santé au Canada (1975–2000) et aux États-Unis (1980–1998) en estimant deux modèles pour chaque pays. Le premier inclut le pourcentage de la population âgée de plus de 65 ans et le second ventile la population par groupes d'âge. Les principaux résultats pour le Canada montrent une faible valeur (0,15 et 0,01, respectivement) de l'élasticité-revenu de la demande de services de santé au niveau régional et une valeur légèrement supérieure à l'unité (1,07) en ce qui concerne la proportion de la population âgée de plus de 65 ans (modèle 1). Dans le modèle 2, seuls les groupes d'âge de la population entre 18 et 44 ans, 45 et 64 ans et plus de 74 ans ont une relation positive avec les dépenses de santé, la population de plus de 74 ans étant principalement responsable pour l'augmentation des dépenses de santé.

Felder, Meier et Schmitt (2000) estiment deux modèles expliquant les dépenses de santé en Suisse entre 1986 et 1992. L'un des modèles inclut tous les individus (sans discrimination par cohortes d'âge) et l'autre, uniquement les plus de 65 ans. Ils prennent d'abord en compte les deux dernières années de la vie d'un individu (huit trimestres), puis l'étude est répétée pour les cinq dernières années de la vie des individus (20 trimestres), uniquement pour les plus de 65 ans. Leurs résultats sont similaires à ceux de Zweifel, Felder et Meiers (1999), indiquant que l'âge n'est une variable significative que lorsque tous les individus sont pris en compte, avec un coefficient de 0,066.

Dans le contexte africain certaines études (Binuomoyo, 2016) se sont également intéressées sur les causes de l'augmentation des dépenses de santé. En portant leur étude sur le Ghana, Boachie et collaborateurs (2014) trouvent que les dépenses publiques de santé sont influencées par le niveau de revenu, l'espérance de vie et le taux de naissance. D'un autre côté, Gbesemete et Gerdtham (1992) analysent la relation entre les dépenses de santé et les facteurs socio-économiques et démographiques en portant leur analyse sur 30 pays d'Afrique. Ils expliquent la variation des dépenses de santé par le revenu par habitant et l'aide au développement et concluent à un effet plus important du revenu par habitant sur les dépenses de santé. En plus du revenu, Okunade (2005) explique l'évolution des dépenses de santé par les facteurs tels que l'indice de GINI, les conflits internes ou encore le nombre de médecins par habitant en portant leur analyse sur 26 pays d'Afrique.

En se basant sur la littérature, et comme indiqué par Hitiris et Posnett (1992), la littérature pertinente a identifié sept sources de déterminants des dépenses de santé publique (soit par habitant, soit au total) : le revenu (par habitant) ; les facteurs démographiques, tels que la structure d'âge de la population, l'évolution des

dépenses publiques, souvent approchée par la part des dépenses publiques dans le PIB, la structure des soins de santé du pays, telle qu'elle ressort du personnel médical et infirmier, les lits d'hôpitaux. Les déterminants non médicaux de la santé, tels que le mode de vie, la consommation de tabac et d'alcool, l'apport calorifique ; les caractéristiques sociales, telles que la répartition des revenus, la répartition de l'éducation, des compétences, des emplois, des opportunités et des attentes pour l'avenir ; l'état de santé et l'amélioration de la santé de la population, telles que l'espérance de vie et la mortalité infantile, infanto-juvénile et maternelle. Il convient toutefois de noter que les indicateurs macroéconomiques tels que l'inflation, les taux de change, les taux d'intérêt peuvent également affecter les dépenses de santé publique (Boachie et al., 2014).

En somme, la littérature a permis de regrouper quelques principales sources de déterminants des dépenses de santé. Il s'agit du revenu, les facteurs démographiques (la structure d'âge de la population) ; de la structure des soins de santé du pays (le personnel médical et infirmier, les lits d'hôpitaux) ; les facteurs non médicaux de la santé (le mode de vie, la consommation de tabac et d'alcool, l'apport calorifique) ; les caractéristiques sociales (la répartition des revenus, l'éducation, l'emploi) et l'état de santé (l'espérance de vie et la mortalité infantile).

2. Données et méthodes d'analyse

2.1. Sources de données

L'ensemble des données provient principalement de la base de données de la Banque Mondiale (WDI). Un échantillon de 32 pays² d'Afrique subsaharienne a été défini pour lequel nous utilisons des observations annuelles couvrant la période de 2009 à 2018. Par la suite, nous divisons l'échantillon en 4 sous-groupes notamment les régions de l'Est, l'Ouest, Centre et Sud d'Afrique pour la même période.

2.2. Spécification du modèle

La littérature existante sur les dépenses de santé publique examinée ci-dessus, nous conduit à la formulation empirique générale comme suit :

$$DPS = f(H, PIB, SEE) \quad (1)$$

² Afrique du Sud, Bénin, Botswana, Burkina Faso, Burundi, Cameroun, Cap Vert, Congo (République), Côte d'Ivoire, Djibouti, Ethiopie, Gambie, Ghana, Guinée, Ile Maurice, Kenya, Lesotho, Madagascar, Mali, Malawi, Mozambique, Namibie, Niger, Nigéria, Ouganda, Rwanda, Soudan, Sénégal, Tanzanie, Tchad, Togo, Zambie.

où DPS représente les dépenses publiques de santé par habitant ; H est l'indicateur de l'état de santé ; PIB le produit intérieur brut par habitant et SEE représente le vecteur des variables socio-économique et de l'environnement.

Cependant, l'approche méthodologique suit un modèle des données de panel portant sur les pays d'Afrique subsaharienne couvrant la période de 2009 à 2018. L'équation (1) est spécifiée de la manière suivante est :

$$DPS_{it} = \beta_i + \beta_1 PIB_{it} + \beta_2 H_{it} + \beta_3 NAISS_{it} + \beta_4 POP14_{it} + \beta_5 EDU_{it} + \beta_6 POPRUR_{it} + \beta_7 CO2_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

où β_i représente l'effet spécifique des pays. i et t représentent respectivement le nombre d'individu (pays) et la période (année). DPS représente les dépenses publiques de santé par habitant en dollars US ; PIB est le produit intérieur brut par habitant en dollars US ; H représente l'indicateur de l'état de santé mesuré par les taux de mortalité infantile (TMI) et infanto-juvénile (TMIJ) ; $NAISS$ indique le nombre de naissances vivantes pour 1000 personnes ; $POP14$ désigne la population d'âge de 0 à 14 ans en pourcentage de la population totale ; EDU représente le niveau d'éducation mesuré par le taux brut d'inscription à l'école primaire ; $POPRUR$ est la population rurale en pourcentage de la population totale et CO_2 est l'émission de dioxyde de carbone en tonne métrique par habitant. Le tableau (1) montre la définition des variables et les signes attendus sur les dépenses publiques de santé.

Tableau 1. Signe attendu des variables sur les dépenses publiques de santé

Variables	Désignation	Signes attendus
Revenu par habitant	PIB	+
Taux de mortalité infantile	TMI	+
Taux de mortalité infanto-juvénile	TMIJ	+
Taux de naissance	NAISS	+
Education	EDU	-
Proportion de la population inférieure à 14 ans	POP14	+/-
Population rurale	POPRUR	+
Emission de dioxyde de carbone	CO2	+

Source : Élaboration propre.

Les statistiques descriptives des variables montrent une hétérogénéité entre les pays en Afrique subsaharienne. La variabilité des dépenses publiques de santé par habitant d'un pays à un autre est estimée à 67 dollars américains, le maximum estimé environ à 325 dollars américains et les dépenses publiques de santé minimale à moins de 2 dollars américains. De même, le revenu par habitant d'un pays à un

autre varie de 1985 dollars américain. La proportion de la population dont l'âge est inférieur à 14 ans est comprise entre 11% et 52% de la population totale. Les autres statistiques peuvent être observées dans le tableau 2.

Tableau 2. Statistiques descriptives des variables

Variable	Observation	Moyenne	Ecart type	Minimum	Maximum
DPS	320	39,424	66,914	1,061	325,175
PIB	320	1707,554	1985,494	151,682	10153,94
TMI	320	56,402	18,184	12,6	95,6
TMIJ	320	87,358	33,241	14,4	171,7
Naiss	320	36,522	7,892	10,6	51,82
Pop14	320	54,668	5,070	47,183	70,775
EDU	303	101,483	23,041	43,613	149,307
PopRur	320	62,488	16,538	22,686	90,625
CO2	320	0,776	1,658	0,021	9,979

Source : Élaboration propre à partir de la base de la Banque Mondiale (WDI, 2019).

2.3. Technique d'estimation

Pour analyser les déterminants des dépenses de santé en Afrique subsaharienne, l'approche économétrique est basée sur un modèle à effet fixe pour un panel de 32 pays en ASS couvrant la période 2009 à 2018. Pour tenir également compte des effets fixes inobservés, des variables indépendantes endogènes, de la présence d'hétéroscédasticité et d'autocorrélation à travers ou au sein du panel, l'approche par la méthode des moments généralisés en système (SGMM) est préférée à celui des GMM à cause de la courte période sur laquelle se porte l'analyse (Roodman, 2009). Ensuite, pour une analyse plus approfondie, l'échantillon est divisé en quatre sous-groupes suivant les différentes régions d'Afrique ayant des caractéristiques un peu plus homogènes. Pour ce qui concerne donc l'analyse des déterminants des dépenses publiques de santé dans les régions (Centre, Est, Ouest et Sud) d'Afrique, l'estimateur des variables muettes corrigé de biais (LSDVC) a été utilisé pour les régressions à travers une approche dynamique.

Cette méthode est une technique d'estimation appropriée pour les données de panel dynamique de petits échantillons où le GMM ne peut pas être appliqué efficacement. J. U. Okeke et E. N. Okeke (2016) ou encore Ametoglo, Guo et Wonyra (2018), en se référant à l'étude de Bruno (2005), ont montré l'efficacité de l'estimateur LSDVC dans les conditions où le nombre d'observations (N) et la taille de l'échantillon (T) sont petits ou encore dans les situations où $T \geq N$ pour les données de panel (Bun & Kiviet, 2003). Ainsi, nous utilisons la méthode l'estimateur des moindres carrés corrigés des variables muettes (LSDVC) pour l'analyse des déterminants des dépenses de santé dans les régions d'Afrique (Centre, Est,

Ouest et Sud). L'inclusion des valeurs décalées permet de contrôler des variables potentiellement importantes omises dans le modèle.

Ainsi, sous sa forme dynamique, le modèle opérationnel de l'équation (2) peut se réécrire comme suit :

$$DPS_{it} = \beta_0 + \beta_1 DPS_{it-1} + \beta_2 PIB_{it} + \beta_3 H_{it} + \beta_4 NAISS_{it} + \beta_5 POP14_{it} + \beta_6 EDU_{it} + \beta_7 POPRUR_{it} + \beta_8 CO2_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

DPS_{it-1} représente la variable retardée des dépenses de santé.

3. Résultats et discussion

Le tableau 3 présente les résultats des estimations sur les déterminants des dépenses publiques de santé en Afrique subsaharienne. En général, l'examen des résultats montre qu'en Afrique subsaharienne, certains facteurs se révèlent être les principaux déterminants des dépenses publiques de santé par habitant. Parmi ces facteurs, le revenu par habitant, la proportion de la population de moins de 15 ans et l'émission de dioxyde de carbone sont ceux qui déterminent principalement les dépenses publiques de santé par habitant. Les résultats issus de l'estimation robuste montrent un effet significatif et positif important du PIB par habitant sur les dépenses publiques de santé par habitant en Afrique subsaharienne. Cet effet significatif et positif important du PIB par habitant sur les dépenses publiques de santé par habitant en Afrique subsaharienne est aussi observé dans certains travaux de recherche sur la question (Kiyamaz, Akbulut, & Demir, 2006 ; Okunade, 2005). L'examen des résultats montre qu'une augmentation du revenu par habitant de 1% entraînerait une augmentation des dépenses publiques de santé d'environ 0,4% confirmant l'effet positif du PIB sur l'augmentation des ressources en santé. Le niveau de richesse ou de croissance d'un pays est donc déterminant dans l'augmentation des dépenses de santé (Ang, 2010).

Schieber, Gottret, Fleisher et Leive (2007) expliquent cette situation par le fait que dans les pays développés 70% des dépenses de santé sont publiques alors que plus de 60% des dépenses de santé sont privées dans les pays en développement. L'important niveau de la croissance peut donc expliquer le fossé observé entre les pays en développement notamment en Afrique subsaharienne par rapport aux pays développés. Plus les pays enregistrent un niveau de croissance élevé et plus ils pourront affecter plus de ressources aux financements du secteur de la santé à travers le recrutement et la formation des personnels de soins, l'installation des infrastructures sanitaires, l'amélioration de l'accès aux services de santé et la réduction des inégalités de santé observés au sein des pays surtout entre le milieu rural et urbain d'une part et entre les pays d'autre part. Cependant ce débat reste

toutefois d'actualité car malgré que les pays ont connu une nette performances en matière de croissance économiques et de réduction de la pauvreté ces dernières années (Beegle & Christiaensen, 2019), ces progrès sont moindres et les ressources publiques disponibles pour les secteurs sociaux demeurent faibles dans la plupart des pays en ASS. Donc les ressources allouées à la santé ne suivent pas forcément pas l'évolution de la croissance économique. Ces pays ne parviennent à affecter 15% de leur PIB au secteur de la santé conformément aux recommandations prises lors de l'Initiative de Bamako à Abuja (Tizio & Flori, 1997).

Les résultats montrent également un effet significatif du taux de naissance et de la proportion de la population d'âge inférieur à 14 ans. Ainsi une augmentation de 1% du taux de naissance et de la population d'âge inférieur à 14 ans entrainerait respectivement une augmentation des dépenses publiques de santé d'environ 0,14% et 0,23% respectivement. Ces résultats confirmer ceux trouvés par Toor et Butt (2005). Ces derniers défendent l'idée selon laquelle les politiques visant à une augmentation du taux de naissance contribuent à une augmentation des dépenses publiques de santé. Cette situation peut s'expliquer par le fait que les premières années de vie nécessitent beaucoup de soins alors que la région d'Afrique subsaharienne est une région qui enregistre des taux de fertilité et de natalité plus élevé. L'amélioration des systèmes de santé à travers l'installation des infrastructures sanitaires, la disponibilité des services de santé surtout dans le milieu rural et l'amélioration de l'accès aux soins doivent accompagner ces politiques de naissances car en Afrique le risque de mortalité lié à la grossesse et à l'accouchement est très élevé (OMS, 2018). La mise en œuvre de ces différents programmes nécessite une mobilisation conséquente des ressources. En outre, le fort taux de la population jeune en ASS constitue un facteur qui peut expliquer également l'augmentation des dépenses publiques de santé contrairement au pays développé où c'est plutôt la population adulte qui entraîne l'augmentation des dépenses publiques de santé (Wang, 2009).

L'examen des résultats montre également que l'augmentation de l'émission de dioxyde de carbone entrainerait une augmentation des dépenses publiques de santé d'environ 0,65% contrairement à l'étude de Boachie et collaborateurs (2014) qui ne trouve pas d'effet de significatif à cause de la faible émission de CO₂. Cependant, la qualité de l'environnement est un facteur indispensable au maintien de la santé des individus. Le niveau de pollution peut augmenter les dépenses publiques de santé même pour un niveau faible à travers son effet sur l'état de santé des populations (Alimi, Ajide, & Isola, 2020). Même si la région enregistre un niveau de pollution faible par rapport à celui des pays développés, l'utilisation des combustibles à l'état brut comme source d'énergie peut être à l'origine d'exposition aux polluants atmosphériques et peut affecter l'état de santé des populations. Ainsi, la concentration des usines et d'industries lourdes ou de transformations dans les zones urbaines avec la congestion de la circulation sont des sources de pollution

atmosphérique. Aux effets néfastes de la pollution atmosphérique, il faut ajouter également l'absence des infrastructures d'assainissement surtout dans les zones rurales qui peuvent être à l'origine de la contamination de l'eau. La consommation de cette eau peut causer des maladies diarrhéiques. De plus, l'insuffisance d'hygiène dans les milieux d'habitation peuvent occasionner la prolifération des moustiques et donc des maladies paludiques. Ces manquements sont à la base de la forte morbidité infantile et infanto-juvénile.

Enfin, en ce qui concerne la population rurale, les résultats révèlent qu'une augmentation de la population rurale contribue à une augmentation des dépenses publiques de santé d'environ 0,02%. Ce résultat s'inscrit dans la même logique que celui de Mwabu et Wang'Ombe (1998) et peut s'expliquer par le fait que l'accès limité et la non disponibilité des services de santé en milieu rural. La concentration des services de santé dans le milieu urbain par rapport au milieu rural explique un meilleur état de santé des populations en zone urbaine par rapport à la zone rurale. Les zones rurales sont principalement caractérisées par une disponibilité

Tableau 3. Résultat des estimations des déterminants des dépenses publiques de santé en Afrique subsaharienne

	Fixed effect robust regression	S-GMM regression
PIB	0,434*** (0,122)	0,424 (0,285)
TMI	0,00247 (0,00665)	-0,00935 (0,00714)
TMIJ	0,000727 (0,00272)	-0,00781 (0,00486)
Naiss	0,0218 (0,0235)	0,139* (0,0709)
Pop14	0,0845*** (0,0245)	0,230** (0,0996)
EDU	0,00202 (0,00263)	-0,00242 (0,00555)
PopRur	0,00944 (0,0145)	0,0250** (0,00923)
CO ₂	0,235* (0,122)	0,645*** (0,199)
Constant	-3,746** (1,834)	-15,22* (7,852)
R-squared	0,957	
Observations	230	303
Number of Id		32

Robust standard errors in parentheses.

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

Source : Élaboration propre à partir de Stata.

réduite des services de santé souvent réduite seulement aux soins primaires et d'une absence de personnel qualifié. Au-delà des problèmes liés à la quasi inexistence des structures sanitaires adaptées qui augmentent les inégalités d'accès aux soins, il faut noter aussi l'insuffisance des infrastructures d'assainissement et l'accentuation de la pauvreté surtout en milieu rural qui peuvent être à l'origine des migrations vers les zones urbaines pour des soins de qualité.

Pour une analyse plus approfondie, nous répartissons les pays en ASS en quatre sous-catégories notamment en régions (Centre, Est, Ouest et Sud). Le tableau 4 présente les résultats des régressions des déterminants des dépenses publiques de santé dans les quatre régions d'Afrique subsaharienne à partir de l'estimateur LSDVC. L'examen des résultats montre tout d'abord que le coefficient associé à la variable retardée des dépenses publiques de santé par habitant est positif et significatif. Ce qui explique que les dépenses de santé passées ont une influence sur les dépenses de santé présente. L'examen des résultats montrent que globalement dans les quatre régions (Centre, Est, Ouest et Sud), l'augmentation du niveau de naissance explique l'augmentation des DPS dans les quatre régions. Il faut souligner que le fort taux de fertilité en plus du niveau de chômage élevé en général en ASS est l'une des causes de l'augmentation du taux de natalité enregistré en ASS (Beegle & Christiaensen, 2019). Ce résultat est contraire à celui de Gbesemete et Gerdtham (1992) qui trouvent que le taux de naissance n'explique pas significativement l'augmentation des dépenses publiques de santé au Nigéria.

Cependant, les résultats montrent que c'est le produit intérieur brut qui contribue le plus à l'augmentation des dépenses publiques de santé dans les différentes régions allant de 0,4% (région de l'Ouest) à 1,3% (région du Centre). Ces résultats montrent l'importance du niveau de revenu dans la demande des soins de santé tout comme l'étude d'Akbari, Rankaduwa et Kiani (2009) qui explique l'augmentation de la demande soins des services de santé publics par l'augmentation du revenu. Cependant, il peut exister une double causalité entre le revenu et les dépenses publiques de santé. Les dépenses publiques de santé permet d'augmenter la productivité des individus à travers l'amélioration de leur état de santé et donc avoir un effet sur leur revenu (Rana, Alam, & Gow, 2020 ; Serge & Tieguhong, 2017).

Les résultats montrent également l'effet significatif de l'état de santé dans la détermination des DPS. En dehors de la région du Sud, l'examen des résultats montre que l'augmentation du niveau de mortalité infantile (TMI) et infanto-juvénile (TMJI) entraîne l'augmentation des dépenses publiques de santé avec un effet beaucoup plus important de la mortalité infantile. Cette situation peut s'expliquer par le fait que la cause de la mortalité des enfants de moins de cinq ans est beaucoup plus affectée par les facteurs socio-économiques et de l'environnement alors que la mortalité des enfants de moins d'un an peut s'expliquer par les facteurs liés à la grossesse ou à l'accouchement. Même si l'effet du niveau de mortalité infantile sur

les dépenses publiques de santé est faible ceci peut notamment s'expliquer par le faible niveau des investissements en santé dans les régions d'Afrique subsaharienne.

En Afrique de l'Ouest et du Sud, la forte densité de la population jeune dont l'âge est inférieur à 15 ans explique l'augmentation des dépenses publiques de santé d'environ 0,02% et 0,14% respectivement dans ces deux régions. Cependant, or mis la région du Sud, l'augmentation de la population rurale dans les régions du Centre et de l'Est de 1%, expliquent l'augmentation des dépenses publiques de santé d'environ 0,1% dans ces régions et de 0,05% en Afrique de l'Ouest. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que les structures sanitaires sont quasi inexistantes dans les milieux ruraux des pays de ces différentes régions alors qu'une grande partie de la population réside dans les zones rurales et péri-urbaines. L'absence de ces structures dans ces milieux peut entraîner un déplacement de la population vers les

Tableau 4. Résultat des estimations des déterminants des dépenses publiques de santé dans les régions d'Afrique subsaharienne

Variables	Least Squares Dummy Variable Corrected (LSDVC) regression			
	Centre	Est	Ouest	Sud
L.DPS	0,0881 (0,391)	0,227*** (0,0640)	0,715*** (0,129)	0,461*** (0,0162)
PIB	1,339*** (0,0308)	0,185 (0,344)	0,414*** (0,0184)	0,877** (0,364)
TMI	0,0131*** (0,00100)	0,00226*** (0,000746)	0,0208*** (0,000538)	0,0213 (0,0344)
TMIJ	0,00772*** (0,000679)	0,000391*** (0,000054)	0,0106*** (0,000688)	0,0100 (0,0202)
Naiss	0,106* (0,0545)	0,133*** (0,00458)	0,132*** (0,0142)	0,0796* (0,0496)
Pop14	0,517 (0,852)	-0,0400 (0,153)	0,0230** (0,0114)	0,140* (0,0819)
EDU	0,0229 (0,0457)	0,0104 (0,0109)	-0,000201 (0,00337)	0,00798 (0,0317)
PopRur	0,0994*** (0,0115)	0,149* (0,0860)	0,0450*** (0,0142)	0,0146 (0,267)
CO ₂	0,519 (0,588)	0,943** (0,451)	0,0992 (0,0672)	0,307 (1,674)
Observations	33	75	105	59
Number of Id	4	9	12	7

Standard errors in parentheses.

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

Source : Élaboration propre à partir de Stata.

milieux urbains augmentant les risques de maladies et plus de de soins. L'examen des résultats montre également que la qualité de l'environnement influence significativement les dépenses publiques de santé en Afrique de l'Est. La forte pollution de l'air à travers l'émission du dioxyde de carbone dans l'air dans cette région explique l'augmentation des dépenses publiques de santé d'environ 0,9%. Ce résultat rejoint ceux trouvés par Hao et collaborateurs (2018) et Alimi et collaborateurs (2020). Ces derniers trouvent une relation positive entre la pollution environnementale et les dépenses publiques de santé dans le contexte des pays de l'Afrique de l'Ouest. Pour ces chercheurs, l'émission du dioxyde de carbone augmente significativement les dépenses publiques de santé et ils suggèrent que les efforts soient intensifiés en vue de réduire les la dégradation de l'environnement par l'utilisation de nouvelles technologies sans carbone.

Conclusion et recommandations

Ce papier a permis d'analyser les déterminants des dépenses publiques de santé en Afrique subsaharienne sur un échantillon de 32 pays couvrant la période de 2009 à 2018. L'examen des résultats montre que les politiques en faveur d'une augmentation du PIB par habitant permettraient une augmentation des investissements publics dans le secteur de la santé dans l'ensemble des pays de l'Afrique subsaharienne. Etant donné le faible niveau de l'état de santé et la croissance démographique, les politiques visant également à améliorer l'espérance de vie à la naissance et les conditions de vie de la population dont la tranche d'âge est comprise entre 0 et 14 ans entraîneraient une augmentation des dépenses publiques de santé car il est indispensable que les gouvernements investissent dans le secteur de la santé pour avoir des systèmes de santé efficace. S'il apparaît que le niveau d'urbanisation conduit à une diminution des dépenses publiques de santé à cause de la disponibilité des services de santé dans le milieu urbain, les résultats révèlent qu'une augmentation de la population rurale contribue à une augmentation des dépenses publiques de santé. Les politiques d'amélioration des conditions socio-économiques des populations dans le milieu rural conduiraient à une augmentation des investissements publics de santé pour fournir des infrastructures sanitaires pour les besoins en soins de santé de base.

Les soins de santé étant une nécessité, les décideurs politiques devraient faire des efforts pour améliorer l'accès aux services de santé indépendamment du milieu de résidence et de l'âge à travers une augmentation des investissements publics dans le secteur de la santé. Les décideurs politiques dans l'élaboration des politiques de santé doivent prendre en considération les facteurs pouvant affecter l'allocation des ressources de santé notamment la zone géographique ; l'organisation et les

objectifs de soins (préventifs ou curatifs) ; les soins primaires ou non. Les conditions et objectifs étant différentes d'une région à une autre, les décideurs politiques doivent également prendre en considération l'environnement socio-économique qui prévaut dans leur pays ou région. Ainsi, des travaux de recherches futurs complémentaires peuvent s'orienter vers l'analyse des effets des dépenses de santé sur la performance des systèmes de santé en Afrique, sur la demande de soins, et sur l'amélioration de l'état de santé des populations.

References

- Akbari, A. H., Rankaduwa, W., & Kiani, A. K. (2009). Demand for public health care in Pakistan. *The Pakistan Development Review*, 48, 141–153.
- Alimi, O. Y., Ajide, K. B., & Isola, W. A. (2020). Environmental quality and health expenditure in ECOWAS. *Environment, Development, Sustainability*, 22, 5105–5127.
- Ametoglo, M. E. S., Guo, P., & Wonyra, K. O. (2018). Regional integration and income inequality in ECOWAS Zone. *Journal of Economic Integration*, 33, 604–627
- Ang, J. (2010). The determinants of health care expenditure in Australia. *Applied Economics Letters*, 17, 639–644.
- Beegle, K. & Christiaensen, L. (2019). *Accelerating poverty reduction in Africa*. Washington, DC: World Bank. <https://doi.org/10.1596/978-1-4648-1232-3>
- Binuomoyo, O. (2016). Determinants of public health investment expenditures in Nigeria: A review. *Journal of Social Economics*, 3, 82–85.
- Boachie, M. K., Mensah, I. O., Sobiesuo, P., Immurana, M., Iddrisu, A.-A., & Kyei-Brobey, I. (2014). Determinants of public health expenditure in Ghana: A cointegration analysis. *Journal of Behavioural Economics, Finance, Entrepreneurship, Accounting and Transport*, 2, 35–40.
- Bruno, G. S. F. (2005). Approximating the bias of the LSDV estimator for dynamic unbalanced panel data models. *Economics Letters*, 87, 361–366.
- Bun, M. J. G., & Kiviet, J. F. (2003). On the diminishing returns of higher-order terms in asymptotic expansions of bias. *Economics Letters*, 79, 145–152.
- Busse, R. (2001). Expenditure on health care in the EU: Making projections for the future based on the past. *The European Journal of Health Economics*, 2, 158–161.
- Di Matteo, L. (2005). The macro determinants of health expenditure in the United States and Canada: Assessing the impact of income, age distribution and time. *Health Policy*, 71(1), 23–42. <https://doi.org/10.1016/j.healthpol.2004.05.007>
- Di Matteo, L., & Di Matteo, R. (1998). Evidence on the determinants of Canadian provincial government health expenditures: 1965–1991. *Journal of Health Economics*, 17(2), 211–228. [https://doi.org/10.1016/s0167-6296\(97\)00020-9](https://doi.org/10.1016/s0167-6296(97)00020-9)
- Felder, S., Meier, M., & Schmitt, H. (2000). Health care expenditure in the last months of life. *Journal of Health Economics*, 19(5), 679–695. [https://doi.org/10.1016/s0167-6296\(00\)00039-4](https://doi.org/10.1016/s0167-6296(00)00039-4)

- Gbesemete, K. P., & Gerdtham, U.-G. (1992). Determinants of health care expenditure in Africa: A cross-sectional study. *World Development*, 20, 303–308.
- Grossman, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *Journal of Political Economy*, 80, 223–255.
- Hao, Y., Liu, S., Lu, Z.-N., Huang, J., & Zhao, M. (2018). The impact of environmental pollution on public health expenditure: Dynamic panel analysis based on Chinese provincial data. *Environmental Science and Pollution Research*, 25, 18853–18865.
- Hitiris, T., & Posnett, J. (1992). The determinants and effects of health expenditure in developed countries. *Journal of Health Economics*, 11(2), 173–181. [https://doi.org/10.1016/0167-6296\(92\)90033-w](https://doi.org/10.1016/0167-6296(92)90033-w)
- Keeler, E. B., Newhouse, J. P., & Phelps, C. E. (1977). Deductibles and the demand for medical care services: The theory of a consumer facing a variable price schedule under uncertainty. *Econometrica*, 45, 641–655.
- Kiyamaz, H., Akbulut, Y., & Demir, A. (2006). Tests of stationarity and cointegration of health care expenditure and Gross Domestic Product: An application to Turkey. *The European Journal of Health Economics*, 7, 285–289.
- Muurinen, J. (1982). Demand for health. A generalised Grossman model. *Journal of Health Economics*, 1, 5–28.
- Mwabu, G., & Wang'Ombe, J. (1998). Financing rural health services in Kenya. *Population Research and Policy Review*, 17, 55–70.
- Newhouse, J. P. (1977). Medical-care expenditure: A cross-national survey. *The Journal of Human Resources*, 12, 115–125.
- Okeke, J. U., & Okeke, E. N. (2016). Least squares dummy variable in determination of dynamic panel model parameters. *European Journal of Engineering and Technology Research*, 11, 77–81.
- Okunade, A. A. (2005). Analysis and implications of the determinants of healthcare expenditure in African countries. *Health Care Management Science*, 8, 267–276.
- OMS. (2018). *État de santé dans la région Africaine de l'OMS: Analyse de la situation sanitaire, des services et des systèmes de santé dans le contexte des objectifs de développement durable*. Organisation Mondiale de la Santé. Bureau régional de l'Afrique.
- OMS. (2019). *Nouveau rapport sur les dépenses en santé dans le monde*. Organisation Mondiale de la Santé., World Health Organisation.
- Rana, R. H., Alam, K., & Gow, J. (2020). Health expenditure and gross domestic product: Causality analysis by income level. *International Journal of Health Economics and Management*, 20, 55–77.
- Roodman, D. (2009). A note on the theme of too many instruments. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 71, 135–158.
- Schieber, G. J., Gottret, P., Fleisher, L. K., & Leive, A. A. (2007). Financing global health: Mission unaccomplished. *Health Affairs*, 26, 921–934.
- Serge, P., & Tieguhong, J. (2017). Health expenditure and economic growth—a review of the literature and an analysis between the economic community for central African states (CEMAC) and selected African countries. *Health Economics Review*, 7, 1–13.
- Siddiqui, R., Afridi, U., Haq, R., & Tirmazi, S. H. (1995). Determinants of expenditure on health in Pakistan. *The Pakistan Development Review*, 34, 959–970.

- Tizio, S., & Flori, Y.-A. (1997). L'initiative de Bamako: « Santé pour tous » ou « Maladie pour chacun »? *Revue Tiers Monde*, 38, 837–858.
- Toor, I. A., & Butt, M. S. (2005). Determinants of health care expenditure in Pakistan. *Pakistan Economic and Social Review*, 43, 133–150.
- Wagstaff, A. (1986). The demand for health: Theory and applications. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 40, 1–11.
- Wang, Z. (2009). The determinants of health expenditures: Evidence from US state-level data. *Applied Economics*, 41, 429–435.
- World Development Indicators (WDI). (2019). *World Development Indicators*. DataBank.
- Zweifel, P., Felder, S., & Meiers, M. (1999). Ageing of population and health care expenditure: A red herring?. *Health Economics*, 8(6), 485–496. [https://doi.org/10.1002/\(sici\)1099-1050\(199909\)8:6<485::aid-hec461>3.0.co;2-4](https://doi.org/10.1002/(sici)1099-1050(199909)8:6<485::aid-hec461>3.0.co;2-4)

L'EFFET DES POLITIQUES D'AIDE À LA SANTÉ SUR LE DÉVELOPPEMENT SANITAIRE ET ÉCONOMIQUE EN AFRIQUE SUBSAHARIENNE

The effect of health aid policies on health and economic development in sub-Saharan Africa

ESSOSINAM FRANCK KARABOU¹

Université de Kara, Togo

Faculté des Sciences Économiques et de Gestion, Département d'Économie

kfranck2008@gmail.com

ORCID: <https://orcid.org/0000-0003-3808-381X>

KOMLAN AMETOWOYO ADEVE¹

Université de Kara, Togo

Faculté des Sciences Économiques et de Gestion, Département d'Économie

fadeve@yahoo.fr

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5296-685X>

KPATCHAA SONGHAÏ¹

Université de Kara, Togo

Faculté des Sciences Économiques et de Gestion, Département d'Économie

songkpatcha@gmail.com

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-6466-9710>

Abstract: The objective of this paper is to analyze the effect of health aid policies on health and economic development in sub-Saharan Africa over the period 2002–2018. The methodology adopted is based on generalized method of moments (GMM) in a dynamic panel system. The results after estimations reveal that only aid granted to basic health and reproductive health improves the health status of populations. For a 1% increase of these aids, approximately 6 and 2 lives per 1000 live births can be saved respectively. The results also show that the health capital (infant and child mortality rate) has a negative effect on the level of GDP about 0.003%. It also shows that debt service has a negative impact on GDP about 0.003%. This research therefore recommends that health aid policies in sub-Saharan African countries should be oriented towards pro-poor spending such as basic health and

¹ Université de Kara, BP. 43, Kara, Togo.

reproductive health, while at the same time reducing debt service to enable poor countries to invest in human capital such as health.

Keywords: health aid, health status, GDP, GMM, sub-Saharan Africa.

Résumé : L'objectif de ce papier est d'analyser l'effet des politiques d'aide à la santé sur le développement sanitaire et économique en Afrique subsaharienne sur la période 2002–2018. La méthodologie adoptée repose sur la méthode des moments généralisés (GMM) en système en panel dynamiques. Les résultats après estimations révèlent que, seules les aides accordées à la santé de Base et à la santé de la reproduction améliorent l'état de santé des populations. Pour une augmentation de 1% de ces aides, on peut sauver respectivement environ 6 et 2 vies sur 1000 naissances vivantes. Les résultats révèlent également que le capital santé (taux de mortalité infanto-juvénile) a un effet négatif sur le niveau du PIB à hauteur de 0,003%. Il ressort également que le service de la dette impacte négativement le PIB à hauteur de 0,003%. Cette recherche recommande donc l'orientation des politiques d'aide à la santé dans les pays de l'Afrique subsaharienne vers les dépenses pro-pauvre tels que la santé de base, la santé de la reproduction tout en allégeant les services de la dette pour permettre la capacité des pays pauvres à investir dans le capital humain tel que la santé.

Mots-clés : aide à la santé, état de santé, PIB, GMM, Afrique subsaharienne.

JEL classification : I18, F43, C23, O55.

Introduction

L'amélioration de l'état de santé d'une population et le développement économique sont étroitement liés (Sen, 1999 ; Berthélemy & Thuilliez, 2013). De nombreux travaux ont appuyé depuis plusieurs années la thèse selon laquelle la santé constitue un facteur important de croissance et de développement dans les pays pauvres et intermédiaires (Boidin, 2015 ; Fall, 2017 ; Messaïli & Tlilane, 2020). Fogel, prix Nobel d'économie en 1993, souligne que depuis 1700, on assiste à une diminution sans précédent des taux de mortalité ainsi qu'à un essor économique historique dans les pays industrialisés. Selon les données de la Banque Mondiale, dans les années 1960, le taux de mortalité infantile (TMI) était estimé à 137‰ en Afrique subsaharienne (ASS) ; en Amérique latine et dans la région des Caraïbes, cet indicateur était estimé environ à 91‰, alors qu'il était de 31‰ dans les pays de l'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE).

Cependant, au cours de la période de la mise en œuvre des objectifs du millénaire pour le développement (OMD) entre 2001 et 2010, la région d'Afrique subsaharienne a enregistré une baisse de la mortalité dont le TMI estimé à 72‰ en 2010. Ceci peut s'expliquer par les efforts conjoints des décideurs politiques et des partenaires financiers dans l'adoption des actions visant à l'amélioration de

la santé dans les pays en développement. Face à cette situation, les organisations multilatérales en charge du développement et/ou de la santé ont conjointement insisté sur la nécessité d'augmenter l'effort d'aide internationale pour la santé dans les pays pauvres afin d'améliorer les résultats de santé et accélérer de ce fait la croissance économique. Cependant, la légitimité de l'aide accordée à la santé cause problème et fait l'objet d'un débat dans la littérature économie de développement.

La théorie néoclassique orthodoxe suggère que les flux d'aide à la santé accordée aux pays en développement doivent se baser sur le critère coût-efficacité. Ainsi Creese, Floyd, Alban et Guinness (2002), énoncent que les fonds publics doivent aller vers des interventions respectant les critères suivants : actions coût-efficaces ; portant sur un bien public ; engendrant des externalités ; agissant sur des événements non assurables du fait de leurs conséquences dramatiques ; destinées aux pauvres. De son côté, Shiffman (2005) cherche à identifier les priorités qui se dégagent de l'aide destinée aux maladies infectieuses, et parvient à la conclusion que les différents facteurs suivants jouent un rôle dans les choix d'attribution : la charge de la maladie ; la capacité des pays pauvres à prendre en charge eux-mêmes la maladie ; les facteurs politiques et institutionnelles. Cette thèse est défendue par bon nombre d'auteurs à l'instar de Workie, Francisco, Toure, Novcic et Axelson (2002) qui souligne que l'APD continuera à être une importante source d'investissement pour le secteur de la santé en Afrique. Par contre, cette théorie a fait l'objet de critique par les économistes hétérodoxes sur la légitimité des programmes d'aide à la santé dans les pays en développement.

Dans la littérature empirique, l'effet de l'aide à la santé sur l'état de santé et la croissance économique est loin d'être unanime. Les travaux réalisés par Gottret et Schieber (2006) ; Wolf (2007) ; Wilson (2011) relèvent que l'effet de l'aide est estimé comme non significatif, quel que soit l'indicateur de santé choisi. Par contre, certains travaux réalisés révèlent que l'aide à la santé améliore les résultats de santé (Mishra & Newhouse, 2007 ; Chauvet, Gubert, & Mesple-Soms, 2013). D'autres études empiriques vont plus loin pour montrer l'effet de la santé sur la croissance économique des pays. Ainsi pour nombre de travaux, l'amélioration de la santé a un impact positif et significatif sur la croissance économique (Knowles & Owen, 1995 ; Barro, 1996 ; Bhargava, Jamison, Lau, & Murray, 2001 ; Bloom, Canning, & Sevilla, 2004 ; S. Narayan, P. K. Narayan, & Mishra, 2010 ; Aghion, Howitt, & Murtin, 2011). Cependant, d'autres études à l'instar de celle de Elmi et Sadeghi (2012) ont abouti à des résultats plutôt mitigés. De même, l'étude de Acemoglu et Johnson (2007) et Hartwig (2010) trouvent que l'amélioration de la santé n'est pas significativement et positivement associée à la croissance économique.

En Afrique subsaharienne, on constate qu'à l'exception des maladies infectieuses et des MST incluant le VIH/sida, dont la part augmente dans l'APD et dans le secteur des Soins de Santé de Base (SSB), les autres dépenses « pro-pauvres »

voient leur part diminuer. En conséquence c'est bien l'effort dans la lutte contre le VIH/sida qui permet d'élever la part des dépenses de santé pro-pauvres dans l'APD. Sans cet effort, les dépenses en faveur des pauvres verraient au contraire leur part diminuer. En effet, les dépenses de santé pro-pauvre ont vu leur part diminuer passant de 57,2% en 1993 à 42% en 2003 et à 40% en 2017 (CAD, 2018). Ces tendances posent deux problèmes, d'abord elles montrent une contradiction apparente entre, d'une part, les discours tenus par les pays riches et les organisations multilatérales concernant la priorité à donner aux besoins des plus pauvres, d'autre part, la réalité des efforts engagés. Face à cette situation, une question mérite d'être posée à savoir : la part consacrée aux différents sous-secteurs de l'aide pour la santé contribue-t-elle à améliorer l'état de santé des populations?

Ainsi, l'objectif poursuivi dans cet article est d'analyser l'effet des politiques d'aide à la santé sur le développement sanitaire et économique dans les pays de l'Afrique subsaharienne. Il est spécifiquement question d'analyser l'effet de l'aide à la santé sur l'état de santé des populations, ensuite d'analyser l'effet de l'état de santé sur la croissance économique. Cet article tente d'apporter une contribution empirique de l'effet de l'aide publique au développement sur l'état de santé et le développement économique par l'identification des dépenses pro-pauvres, celles-ci ayant un effet beaucoup plus important sur l'état de santé des populations. Ainsi, en utilisant comme variable explicative le flux d'aide à la santé et variables expliquées l'état de santé et la croissance économique, notre travail se veut contribuer à la problématique de la légitimité de l'aide à la santé dans les pays en développement, en apportant une approche nouvelle : la décomposition sectorielle des flux d'aide au-delà de la considération globale généralement employé dans les travaux mettant ainsi en exergue la valeur ajoutée.

La suite du papier est organisée en quatre parties à savoir : 1) la revue de littérature, 2) l'approche méthodologique, 3) les résultats et discussions. Le dernier point est consacré à la conclusion et les implications de politiques économiques.

1. Revue de la littérature

1.1. Approche théorique

Théorie sur la légitimité de l'aide à la santé dans les pays en développement

La légitimité de l'aide accordée au pays en développement a fait l'objet d'un grand débat dans la littérature économique. En effet, les économistes hétérodoxes à l'instar de Workie et collaborateurs (2002) souligne que l'APD continuera à être une importante source d'investissement pour le secteur de la santé en Afrique. En termes de

niveaux de financement, il sera nécessaire d'accroître l'APD dans le domaine de la santé à court et à moyen terme. Mais les résultats sanitaires seront améliorés si et seulement si les partenaires au développement alignent leurs politiques et leur appui sur les plans nationaux plutôt que sur les programmes verticaux.

Berthélemy (2008) souligne qu'une part non négligeable des pays africains est encore aujourd'hui, malgré les efforts recensés au cours des dernières années dans une situation de pénurie extrême de capital humain notamment en matière de la santé. Il serait donc illusoire de vouloir aider ces pays à se développer sur le plan économique tant que ces facteurs de blocage n'auront pas été enlevés. Selon ce chercheur, cette situation n'est pas due nécessairement au manque de moyen financier et la nécessité d'augmenter l'aide mais elle est due à de mauvaises politiques de santé mise en place dans ces pays.

De ce fait, au-delà de la contrainte financière bien d'autres défis doivent être relevés notamment celui de la faiblesse des ressources humaines et des mécanismes d'incitation dans les services de santé publique. Dans la même logique, pour Boidin (2015), l'absence d'une priorité claire accordée à la satisfaction des besoins de base et à la protection des groupes vulnérables, combinée à un effort explicite pour la lutte contre les maladies transmissibles, pose la question de la prise en compte effective des principes et objectifs du développement durable dans la hausse de l'aide à la santé.

Théorie du capital humain : la santé comme facteur de croissance

La littérature économique considère le capital humain comme un des facteurs pouvant expliquer le miracle asiatique, comparé à l'échec du développement dans la grande majorité des pays africains durant les années 1950 (Berthélemy, 2006). Cependant, en dépit des formes diverses que peut prendre le capital humain et de la multiplicité des investissements permettant son accumulation, le « capital éducation » a constitué pendant longtemps l'indicateur privilégié d'une bonne partie de la littérature économique sur la relation entre capital humain et croissance économique. Pour autant, deux siècles avant, des auteurs comme Bentham (1789) ; Marx (1867) avaient souligné l'importance de la santé en tant que l'une des composantes majeures du bien-être. De même, des auteurs comme Schultz (1961) ; Mushkin (1962) avaient eu à rappeler aussi que la santé constituait une forme de capital humain aussi importante que l'éducation (Chakroun, 2012). L'une des conclusions centrales des nouvelles théories de la croissance concerne le rôle déterminant de l'accumulation du capital humain dans l'explication de la dynamique de croissance à long terme des nations (Romer, 1990 ; Barro, 1991 ; Benhabib & Spiegel, 1994).

Toutefois, malgré cette prise de conscience de la valeur fondamentale que revêt la santé, l'économie a tardé à l'intégrer pleinement dans ses théories, et ce n'est

que dans les années quatre-vingt et quatre-vingt-dix, avec le développement de nouvelles analyses en économie du développement mais surtout de l'économie de la santé et des théories de la croissance endogène, qu'on a véritablement assisté à un renouveau de l'intérêt pour ce secteur.

Cependant, la littérature théorique récente montre que la relation entre la santé et la croissance s'apparente plutôt non-linéaire. De la Croix et Licandro (1999) ; Fuster (1999) ; Cipriani (2000) ; Boucekkine, de la Croix et Licandro (2002) ; Tabata (2005) ont dérivé, à partir de modèles de croissance à générations imbriquées, une relation en U inversé entre l'espérance de vie à la naissance et la croissance économique. Blackburn et Cipriani (2002) ont développé, quant à eux, un modèle à générations imbriquées et à équilibres multiples. Leur démonstration permet de conclure à l'existence d'un niveau de capital humain critique en dessous duquel l'économie étudiée finit par plonger dans une trappe de pauvreté.

1.2. Synthèse des travaux empiriques

Synthèse des travaux de l'effet de l'aide sur la santé

Les études macroéconomiques comparant les dépenses de santé et l'amélioration de l'état de santé restent cependant peu convaincantes sur les effets positifs de l'aide. La mise en évidence des effets des dépenses publiques de santé sur la santé est difficile, notamment en raison des problèmes d'endogénéité. En prenant en compte ces problèmes, Filmer et Pritchett (1999) tout comme Wagstaff et Claeson (2004) ont trouvé des résultats non significatifs concernant l'élasticité d'indicateurs de santé aux dépenses publiques de santé. Bokhari, Gai et Gottret (2007) trouvent une élasticité significative quand ils contrôlent pour l'aide publique au développement reçue dans le secteur de la santé, mais dans leurs régressions la variable associée à l'aide publique n'est pas significative. Leur résultat peut toutefois être entaché d'un nouveau biais d'endogénéité car la variable d'aide n'est pas instrumentée dans cette étude. A partir de données transversales pour 127 pays en 2000, l'effet de l'aide est estimé comme non significatif, quel que soit l'indicateur de santé choisi. Néanmoins, cet effet est probablement sous-estimé puisque l'endogénéité potentielle de l'aide n'est pas traitée (Bokhari et al., 2007).

Contrairement à Bokhari et collaborateurs (2007), les travaux de Wolf (2007) s'intéressent davantage aux bénéfices de l'aide sectorielle, à la fois sur la santé, sur l'eau et les installations sanitaires, et sur l'éducation. A partir de données transversales sur 110 pays pour 2002, l'auteur montre que l'aide affectée à la santé réduit significativement la mortalité infanto-juvénile mais pas la mortalité infantile. Cependant, le modèle estimé ne contrôle ni pour le niveau de revenu de la population ni pour son niveau d'éducation, qui sont pourtant des variables explicatives

reconnues. Mishra et Newhouse (2007) ont réalisé une étude beaucoup plus approfondie sur les effets de l'aide affectée à la santé sur l'état de santé. Se basant sur un panel de 118 pays entre 1973 et 2004, les auteurs trouvent que l'aide affectée à la santé réduit significativement la mortalité infantile, mais que son effet est plutôt faible. Ils trouvent que doubler l'aide à la santé par habitant est associée à une réduction de 2% de la mortalité infantile. Les auteurs contrôlent l'endogénéité à travers l'estimateur GMM. De leur côté, Gyimah-Brempong et Asiedu (2008) mènent aussi des estimations GMM sur un panel de 90 pays avec des moyennes de 3 ans sur la période 1990–2004, et trouvent un effet négatif significatif de l'aide affectée à la santé sur la mortalité infantile.

Études empiriques de l'effet de l'état de santé sur la croissance économique

La santé peut contribuer à la croissance économique essentiellement à travers l'augmentation de la productivité et l'offre du travail, l'accumulation du capital humain en incitant les individus à faire des études plus longues ce qui augmente la productivité et la compétence des travailleurs ainsi que l'augmentation de l'épargne et l'investissement alimentant à son tour le capital physique (Bloom et al., 2004). La plupart des travaux empiriques macroéconomiques, s'inscrivant dans le domaine de l'économie du développement et de l'économie de la santé, qui se sont attelés à estimer la contribution de la santé, à travers les dépenses de santé, l'espérance de vie, le taux de mortalité, le taux de survie des adulte, dans la détermination du différentiel de croissance entre pays et/ou dans le temps, trouvent que l'amélioration de l'état de santé a un effet positif et significatif sur la croissance économique (Knowles & Owen, 1995 ; Barro, 1996 ; Jamison, Sandbu, & Wang, 2003 ; Bloom et al., 2004 ; Aghion et al., 2009 ; Narayan et al., 2010). Cependant, d'autres études, à l'instar de celles de (Wang & Wu, 2011 ; Elmi & Sadeghi, 2012 ; Aslan, Menegaki, & Tugcu, 2016), ont abouti à des résultats plutôt mitigés. L'étude de Acemoglu et Johnson (2007), Hartwig (2010) trouvent que l'amélioration de l'état de santé n'est pas significativement et positivement associée avec la croissance économique. Néanmoins, la quasi-totalité des études s'accorde sur le fait que l'effet de la santé sur la croissance est plus important dans le cas des pays en développement que dans les pays développés.

D'autre part, l'existence d'une relation non-linéarité entre la santé et la croissance économique a été soulignée dans la littérature empirique (Kelley & Schmidt, 1995 ; Sachs et al., 1995 ; Sachs & Warner, 1997 ; Bhargava et al., 2001). Sachs et Warner (1997) trouvent que l'impact de la santé sur la croissance économique est positif mais décroît avec le stock de capital humain santé. Bhargava et collaborateurs (2001) concluent à une relation positive entre le taux de survie des adultes et le taux de croissance du PIB, pour les pays à faible revenu, et négative pour les pays développés.

2. Approche méthodologique

Il s'agit dans cet article d'analyser l'effet des différentes composantes de l'aide publique au développement affectée à la santé sur l'état de santé de la population et la croissance économique de la zone Afrique subsaharienne. Pour ce faire, nous développons dans un premier temps un modèle économétrique qui prend en compte l'effet de l'aide à la santé sur l'état de santé des populations et en suite, un modèle économétrique qui prend en compte l'effet de l'indicateur de santé sur la croissance économique.

2.1. Données

Les données utilisées proviennent de la base de données du Comité d'Aide pour le Développement (CAD) en ce qui concerne les flux d'aide à la santé et de la base de données de la Banque Mondiale (WDI, 2021) pour les autres variables. La présente recherche couvre un panel de 30 pays² de l'Afrique subsaharienne pour lesquels nous disposons des informations et couvrant la période de 2002 à 2018.

En ce que concerne la technique d'estimation, la méthode économétrique d'estimation adoptée repose sur les techniques de panels dynamiques reposant sur les travaux d'Arellano et Bond (1991), les méthodes de moments généralisés (GMM) en panel dynamique. Le choix de cette technique se justifie par le fait qu'elle permet d'apporter des solutions aux problèmes de biais de simultanéité, d'endogénéité, de causalité inverse, de biais de sur-instrumentation et de variables omises. Aussi nous avons retenu pour notre modèle une estimation GMM en système sur panel dynamique, donc un modèle dans lequel au moins un retard de la variable dépendante figure comme variable explicative.

2.2. Modèle économétrique 1

Cadre théorique du modèle

Nous allons estimer une fonction de production de la santé dans une approche standard où la santé est un argument d'une fonction de production dont l'output est une amélioration de l'état de santé et les inputs sont les soins médicaux.

² Afrique du Sud, Angola, Burkina Faso, Burundi, Bénin, Cameroun, Congo République du, Côte d'Ivoire, Ethiopie, Gabon, Gambie, Ghana, Guinée, Guinée-Bissau, Libéria, Madagascar, Malawi, Mali, Namibie, Niger, Nigéria, Rwanda, République centrafricaine, Soudan, Sénégal, Tanzanie, Tchad, Togo, Zambie, Zimbabwe.

Phelps (1973), à l'instar d'autres auteurs pose dans ce cadre une fonction de production de santé comme suit :

$$H = H_0 - \lambda + (h) \quad (1)$$

H_0 est l'état de santé initial, λ est une variable aléatoire qui représente l'apparition d'une maladie ; ces deux variables sont déterminées de façon exogène. La dégradation de l'état de santé peut être compensée par la consommation d'un bien « de réparation et de remplacement ». h représente le soin médical. Selon l'auteur, considérer les soins médicaux comme input est un raccourci utilisé pour signaler l'effet positif des soins sur la santé. Il ne signifie pas que d'autres facteurs ne soient pas déterminants dans l'amélioration de la santé.

La fonction de production g a les caractéristiques classiques d'une fonction de production : la consommation de soins augmente l'état de santé de l'individu à un taux décroissant. Sur le plan analytique, ces hypothèses se traduisent de la façon suivante :

$$g'(h) > 0 \quad \text{et} \quad g''(h) < 0$$

L'intervention de l'État dans les systèmes de santé est démontrée par bon nombre d'acteurs. Phelps (1995) estime que les caractéristiques de l'économie de la santé sont l'intervention de l'État, l'incertitude, l'asymétrie de connaissance et les externalités. Il ajoute que dans les pays en développement, l'intervention du pouvoir public dans le champ de la santé est confrontée à un certain nombre de problèmes tels que les problèmes de financement, d'organisation, de gouvernance.

Spécification empirique

Pour évaluer l'effet des différentes composantes de l'aide publique au développement affectée à la santé sur l'état de santé de la population de la zone Afrique subsaharienne, nous partons des travaux développés par Phelps (1973). Le modèle économétrique prend la forme suivante :

$$H_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Pop_{it} + \alpha_2 PIB_{it} + \alpha_3 APDs_{it} + \alpha_4 Vac_{it} + \alpha_5 CO_2_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

avec H : l'indicateur de l'état de santé ; Pop : le taux de croissance de population ; PIB : le produit intérieur brut ; $APDs$: les différentes composantes de l'aide affectée à la santé. Rappelons qu'il y a différentes composantes d'aide à la santé à savoir (Aide à la santé générale, Aide à la santé de Base, Aide programme et santé de la reproduction, Aide eau et assainissement) ; Vac : la couverture vaccinale. CO_2 : est l'émission de dioxyde de carbone en tonne métrique par habitant.

Traitement de l'endogénéité

La santé et plus généralement le niveau de pauvreté influence les montants d'aide distribués par les bailleurs de fonds. En effet, l'aide se dirige principalement vers les pays les plus pauvres, et donc ceux dont le niveau de santé est le plus faible (Tavares, 2003 ; Rajan & Subramanian, 2005) ce qui peut entraîner une corrélation inverse entre l'aide et l'état santé : plus le taux de mortalité est faible, plus l'aide attribuée est élevée. Un instrument retrouvé régulièrement dans la littérature sur l'aide est l'aide elle-même, retardée une ou deux fois. Pour Boone (1996), les deux instruments expliquant le mieux l'aide reçue sont le PIB par habitant initial et la population (65% de l'aide étrangère reçue est expliquée par ces deux variables), ce qui nous conduit à reformuler le modèle (2) qui donne l'équation dynamique à estimer suivant :

$$H_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 H_{it-1} + \alpha_2 H_{it-2} + \alpha_3 Pop_{it-1} + \alpha_4 APDs_{it} + \alpha_5 Vac_{it} + \alpha_6 CO_{2it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

H , l'indicateur de l'état de santé. Les indicateurs généralement utilisés dans la littérature sont : le taux de mortalité infanto juvénile, le taux de mortalité infantile, l'espérance de vie. Dans cette recherche nous retenons le taux de mortalité infantile pour cause de disponibilité de données sur cette série. Egalement cet indicateur est plus représentatif (Acemoglu & Johnson, 2007). Pop : est le taux de croissance de la population. Dans la théorie néoclassique, notamment le modèle de Solow (1956), le taux de croissance de la population constitue un facteur déterminant de la croissance. $APDs$: les différentes composantes de l'aide affectée à la santé. Cette variable a été mise en exergue par nombre de travaux à l'instar de (Mishra & Newhouse, 2007 ; Chauvet et al., 2013) ; Vac , la couverture vaccinale contre les graves maladies infectieuses est également reconnue comme un déterminant robuste dans la littérature (White, Hanmer, & Lensink, 2003). Elle est approximée par le taux de vaccination DPT en pourcentage des enfants de 12-24 mois, et est exprimée en logarithme. CO_2 , son émission a un effet sur la santé humaine. Les travaux de Adon (2019) révèlent que la pollution atmosphérique a un effet néfaste sur la santé humaine en Afrique de l'Ouest.

2.3. Modèle économétrique 2

A travers ce deuxième modèle, il s'agit d'analyser l'effet de l'état de santé sur la croissance économique. On considère de ce fait les travaux de Mankiw, Romer et Weil (1992) sur un modèle de type Solow avec capital humain. Supposons une fonction de production de la forme suivante : $Y = AK^\alpha H^{1-\alpha}$ (4), où H représente le stock de capital humain.

$$\text{Soit en variables par tête :} \quad y = AK^\alpha h^{1-\alpha} \quad (5)$$

L'état stationnaire est notamment défini par la relation $y^* = A \left(\frac{sA}{\delta + n} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}}$ (6)

Cependant, le produit par tête de long terme dépend cette fois du stock de capital humain :

$$y^* = Ah \left(\frac{sA}{\delta + n} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \quad \text{entraînant} \quad y^* = A^{1/(1-\alpha)} h \left(\frac{s}{n} \right)^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} \quad (7)$$

En linéarisant l'équation (7), on obtient :

$$\text{Log } y = \frac{1}{1-\alpha} \text{Log } A + \text{Log } h + \frac{\alpha}{1-\alpha} \text{Log } s + \frac{\alpha}{1-\alpha} \text{Log } n \quad (8)$$

La croissance économique est donc expliquée par les écarts de technologie (A), l'accumulation du capital humain (h), le taux d'épargne (s) ou la croissance de la population (n). Le modèle économétrique se présente comme suit :

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{it-1} + \alpha_2 \text{Serv det}_{it} + \alpha_3 \text{serv}^* \text{DPS}_{it-1} + \alpha_4 \text{DPS}_{it} + \alpha_5 \text{Pop}_{it} + \alpha_6 \text{Sant}_{it} + \alpha_7 \text{IDE}_{it} + \alpha_8 \text{APD}_{it} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

avec : Y_{it} : le logarithme du PIB exprimé en dollars courant ; Servdet : le service de la dette. Krugman (1988) ; Froot, Scharfstein et Stein (1989) ; Sachs (1989) ont montré que l'accumulation de la dette et son service constituent une taxe sur la production future et découragent l'investissement par l'effet d'éviction. Eichengreen et Portes (1986) révèlent que l'endettement excessif et le défaut de paiement tendent à réduire le taux de croissance réelle et la crédibilité de l'État ; $\text{Serv}^* \text{DPS}$: la variable interactive entre le service de la dette et les dépenses publiques de santé ; DPS : les dépenses publiques de santé en pourcentage de dépenses gouvernementales. Barro (1990) introduit une externalité de dépenses publiques dans la fonction de production, afin d'insister sur le rôle des infrastructures publiques (équipements d'éducation, de santé, de recherche) dans la croissance ; Pop : le taux de croissance de la population. Dans la théorie néoclassique, notamment le modèle de Solow (1956), le taux de croissance de la population constitue un facteur déterminant de la croissance ; Sant : l'état de santé mesuré par le taux de mortalité infanto-juvénile. Les travaux de Sen (1989) ont mis un accent sur la relation santé et développement ; IDE : l'investissement direct étranger. Cette variable est identifiée comme ayant un effet sur la croissance économique (Alfaro, Chandra, Kalemli-Ozcan, & Sayek, 2000 ; Blin & Ouattara, 2009) ; APD : aide publique. Nombre de travaux ont mis en lumière la relation entre APD et croissance économique (Lee, Liu & Wang, 2020 ; Burnside & Dollar, 2004).

3. Résultats et discussions

3.1. Statistiques descriptives

Tableau 1. Statistique descriptive des variables

Variables	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum
Taux de mortalité infanto-juvénile	101,685	35,546	37,9	203,1
PIB (\$ US courants)	36585,59	83725,66	415,8435	568498,9
Aide à la santé générale (en million de \$ US au prix constant)	97,391	117,330	2,696	772,987
Aide à la santé de Base (en million de \$ US au prix constant)	76,068	102,098	0,7713	731,0969
Aide : programme et santé de la reproduction	97,178	142,98	0,537	719,143
Aide : eau et assainissement	39,104	42,9407	0,0022	213,719
Dépenses publiques de santé (% des dépenses gouvernementales)	23,533	48,324	1,216	293,842
Services de la dette (% des exportations de biens et services)	9,364	9,836	0	101,89
Croissance de la population	2,749	0,563	0,259	4,129
Taux de couverture vaccinale des enfants	68,371	34,190	0	99
IDE entrées nettes (en million de \$ US)	801,0583	1439,625	675,5459	9885,001
APD (\$ US courants)	847,4675	932,6913	10,92	11431,96
Emission du CO ₂ (en t métrique/Hbts)	0,696	1,669	0,018	9,979

Source : Élaboration propre à partir de la base de données de la Banque Mondiale et du CAD.

Les statistiques descriptives ci-dessus montrent que sur la période considérée, le taux de mortalité infanto-juvénile est en moyenne égal à 101,68‰ avec un maximum de 203,1‰ et un minimum de 37,9‰. La dispersion moyenne du taux de mortalité est de 35,54‰.

Parmi les flux d'aide à la santé, l'aide à la santé générale et l'aide consacrée aux programmes et à la santé de la reproduction ont leur part beaucoup plus élevée. L'aide accordée à la santé générale est en moyenne égale à 97,391 million de \$ US. Ce chiffre est de 97,178 million de \$ US pour la santé de la reproduction et les programmes. En ce qui concerne l'émission du CO₂, le CO₂ en t métrique par habitants est en moyenne égale à 0,69t/hbt avec un minimum de 0,018t/hbt et un maximum de 9,97t/hbt. Les autres statistiques peuvent être observées dans le tableau 1.

3.2. Résultats économétriques

Le tableau 2 présente les résultats économétriques de l'effet de l'aide à la santé sur l'état de santé des populations.

Tableau 2. Résultats économétriques traduisant l'effet de l'aide à la santé sur l'état de santé

Variables	Coefficients
Taux de mortalité infanto-juvénile (-1)	1,6677*** (0,0380)
Taux de mortalité infanto-juvénile (-2)	-0,6932*** (0,0361)
Croissance de la population	1,5898*** (0,3878)
Aide à la santé de base	-0,0059** (0,002)
Aide à la santé de la reproduction	-0,0018** (0,0008)
Aide : eau et sanitaires	0,0012 (0,0017)
Aide à la santé générale	0,0053** (0,002)
Taux de couverture vaccinale des enfants	0,00007 (0,0009)
Emission du CO ₂	0,9074* (0,530)
constante	-0,6874 (0,538)
AR (1)	Pr > z = 0,089
AR (2)	Pr > z = 0,238
Test de Sargan	Prob > chi2 = 0,375
Test de Hansen	Prob > chi2 = 0,782

Les nombres entre parenthèses désignent les *t* de Student en valeurs absolues, ***, ** et * : significativité aux seuils respectifs de 1%, 5% et 10%.

Source : Élaboration propre sous STATA14.

Effet des flux d'aide à la santé sur l'état de santé

Les résultats révèlent que parmi les flux d'aide à la santé, seules l'aide à la santé de base et l'aide à la santé de la reproduction permettent de réduire significativement le taux de mortalité infanto-juvénile. En effet, une augmentation de l'aide consacrée aux soins de santé de base de 1% permet de sauver environ 6 vies sur 1000 naissances vivantes. Par contre une augmentation de l'aide consacrée à la santé de la reproduction de 1% permet de sauver environ 2 vies sur 1000 naissances vivantes.

En Afrique subsaharienne, on constate qu'à l'exception des maladies infectieuses et des MST incluant le VIH/sida, dont la part augmente dans l'APD et dans le secteur des soins de santé périphériques (SSP), les autres dépenses « pro pauvres » voient leur part diminuer. En conséquence c'est bien l'effort dans la lutte contre le VIH/sida qui permet d'élever la part des dépenses de santé pro pauvres dans l'APD. Sans cet effort, les dépenses en faveur des pauvres verraient au contraire leur part diminuer. En effet, les dépenses de santé pro-pauvre a vu sa part diminuer passant de 57,2% en 1993 à 42% en 2003 et à 40% en 2017 (CAD, 2018). Ces résultats corroborent avec celle réalisé par Chauvet et collaborateurs (2013) qui révèle que l'aide affectée à la santé est efficace pour réduire la mortalité infanto-juvénile, et qu'elle l'est davantage dans les pays les plus pauvres.

MacKellar (2005) confirme que les priorités de l'aide à la santé ne reflètent pas la seule charge de morbidité. L'auteur montre en effet que, dans les pays à revenu faible et intermédiaire : la part des dépenses pour les maladies transmissibles et associées (VIH/sida et MST, santé maternelle et conditions périnatales...) est beaucoup plus élevée que le poids de ces dernières dans la charge mondiale des maladies ; mais cette part élevée est largement due à l'effort particulier porté sur les MST incluant le VIH/sida ; au contraire, les maladies non transmissibles (maladies cardiovasculaires, cancers, santé mentale...) et les blessures reçoivent une part beaucoup plus faible que leur contribution à la morbidité. Une aide massive orientée vers les maladies transmissibles les plus médiatisées (le sida, et dans une moindre mesure le paludisme et la tuberculose) tend à favoriser les approches verticales de la santé dont on connaît aujourd'hui les limites (Martines et al., 2005 ; Mathonnat, 2005).

Autres variables déterminants le taux de mortalité infantile

Le taux de croissance de la population affecte positivement le taux de mortalité infanto-juvénile. En effet, l'accroissement démographique sans accompagnement en termes d'investissements peut entraîner une dégradation des conditions de vie et de santé ce qui peut avoir un impact sur l'état de santé des enfants. Ce résultat est corroboré par les travaux de (Gyimah-Brempong & Asiedu, 2008 ; Chauvet et al., 2013 ; Guillaumont, Korachais, & Subervie, 2009).

En ce qui concerne l'émission du CO₂, elle augmente le taux de mortalité infanto-juvénile. En effet, la pollution de l'air affecte l'état de santé des populations (Hao & Liu, 2018 ; Alimi, Ajide, & Isola, 2020). La qualité de l'environnement est un facteur indispensable au maintien de la santé des individus.

Le tableau 3 présente l'effet l'aide à la santé sur la croissance via l'indicateur de l'état de santé.

Tableau 3. Résultats économétriques de l'effet de l'état de santé sur la croissance économique

Variables	Coefficients
PIB (-1)	0,677*** (0,040)
Taux de mortalité infanto-juvénile	-0,003*** (0,001)
Service de la dette	-0,003*** (0,0008)
IDE	0,026*** (0,010)
Dépenses de santé* services de la dette	-0,00006** (0,000)
Dépenses de santé	0,0030** (0,001)
APD	0,052*** (0,014)
Croissance de la population	0,049 (0,140)
constante	6,160*** (1,060)
AR (1)	Pr > z = 0,012
AR (2)	Pr > z = 0,198
Test de Sargan	Prob > chi2 = 0,254
Test de Hansen	Prob > chi2 = 0,847

NB : Les nombres entre parenthèses désignent les *t* de Student en valeurs absolues, *** ; ** ; * : significativité aux seuils respectifs de 1%, 5% et 10%.

Source : Élaboration propre sous STATA14.

Influence de l'état de santé sur la croissance économique

Les résultats révèlent un effet négatif et significatif de la santé mesurée par le taux de mortalité infanto-juvénile sur la croissance économique. Au seuil de 1%, une augmentation du taux de mortalité infanto-juvénile de 1‰ réduit le PIB de 0,003%. La littérature théorique montre le rôle déterminant de l'accumulation du capital humain de la dynamique de la croissance à long terme des nations (Barro, 1991, 1996 ; Barro & Sala-i-Martin, 1995).

Les résultats montrent également que l'investissement en capital humain mesuré par les dépenses publiques de santé affecte positivement la croissance du PIB. En effet, une augmentation des dépenses publiques de 1% permet d'augmenter le PIB de 0,003% au seuil de 1% de significativité. Ceci montre l'importance d'investissement en capital humain dans la croissance du PIB. Dans la littérature empirique, ce résultat est conforme aux travaux réalisés par Gyimah-Brempong et Asiedu (2008) qui conclut

à un lien positif et significatif entre les dépenses publiques de santé et la croissance économique des pays africains. Les résultats obtenus sont également confirmés par d'autres travaux comme ceux de (Rivera & Currais, 1999, 2004 ; Heshmati, 2001).

Les résultats révèlent également que le service de la dette affecte négativement la croissance économique avec une élasticité de $-0,003$. Dans les pays de l'Afrique subsaharienne, le service de la dette reste élevé pour la plupart des pays, ce qui réduit la capacité des États à investir dans le capital santé (santé et éducation) et à accumuler le capital physique. Les travaux réalisés par (Krugman, 1988 ; Froot et al., 1989 ; Sachs, 1989) ont montré que l'accumulation de la dette et son service constituent une taxe sur la production future et découragent l'investissement par l'effet d'éviction.

Conclusion et implications de politiques économiques

La légitimité des politiques d'aide à la santé dans les pays en développement pose problème. L'objectif de ce papier est d'analyser l'effet des politiques d'aide à la santé sur le développement sanitaire et économique en Afrique subsaharienne. L'estimateur GMM sur l'ensemble de données de panels couvrant la période 2002–2018 pour corriger l'endogénéité due à la double causalité entre l'aide à la santé et l'état de santé révèle que parmi les flux d'aide à la santé, seules l'aide accordée à la santé de Base et à la santé de la reproduction améliore l'état de santé. Les variables telles que le taux d'émission du CO_2 , la croissance de la population affectent également l'état de santé. Les résultats révèlent également que le capital santé mesuré par l'état de santé et les dépenses publiques de santé affecte positivement la croissance du PIB. Le service de la dette affecte négativement le taux de croissance économique. Cette étude recommande donc l'orientation des politiques d'aide à la santé dans les pays de l'Afrique subsaharienne vers les dépenses pro-pauvre tels que la santé de base, la santé de la reproduction. Nécessité également pour les pays donateurs d'alléger les services de la dette, ceux-ci ayant un effet négatif sur la capacité des pays à investir dans le capital humain tel que la santé.

References

- Acemoglu, D., & Johnson, S. (2007). Disease and development: The effect of life expectancy on economic growth. *Journal of Political Economy*, 115(6), 925–985.
- Adon, A. J. (2019, March). *Évaluation de l'impact sur la santé de l'aérosol de combustion pour différentes sources urbaines en Afrique de l'Ouest en saison sèche et humide: caractérisation physico-chimique et toxicologique*. Toulouse: Université Paul Sabatier.

- Aghion, P., Bacchetta, Ph., Ranciere, R., & Rogoff, K. (2009). Exchange rate volatility and productivity growth: The role of financial development. *Journal of Monetary Economics*, 56(4), 494–513.
- Aghion, P., Howitt, P., & Murin, F. (2011). The relationship between health and growth: When Lucas meets Nelson-Phelps. *Review of Economics and Institutions*, 2(1).
- Alfaro, L., Chanda, L., Kalemli-Ozcan, S., & Sayek, S. (2000, October). FDI and economic growth: The role of local financial markets. *Journal of International Economics*, 64(1), 89–112.
- Alimi, O. Y., Ajide, K. B., & Isola, W. A. (2020). Environmental quality and health expenditure in ECOWAS. *Environment, Development and Sustainability*, 22(6), 5105–5127.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297.
- Aslan, A., Menegaki, A., & Tugcu, C. (2016). Health and economic growth in high-income countries revisited: Evidence from an augmented production function for the period 1980–2009. *Quality & Quantity: International Journal of Methodology*, 50(2), 937–953.
- Barro, R. J. (1990). Government spending in a simple model of endogenous growth. *Journal of Political Economy*, 98(5, Part 2), S103–S125.
- Barro, R. J. (1991). Economic growth in a cross section of countries. *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407–443.
- Barro, R. J. (1996). *Determinants of economic growth: A cross-country empirical study*. (Working Paper No. 5698). National Bureau of Economic Research.
- Barro, R. J., & Sala-i-Martin, X. (1995). *Economic growth*. New York: McGraw-Hill.
- Benhabib, J., & Spiegel, M. M. (1994). The role of human capital in economic development evidence from aggregate cross-country data. *Journal of Monetary Economics*, 34(2), 143–173.
- Bentham, J. (1789). *An introduction to the principles of morals and legislation*. Library of Economics and Liberty.
- Berthélemy, J.-C. (2006). Clubs de convergence et équilibres multiples: comment les économies émergentes ont-elles réussi à échapper au piège du sous-développement. *Revue d'Économie du Développement*, 14(1), 5–44.
- Berthélemy, J.-C. (2008). Les relations entre santé, développement et réduction de la pauvreté. *Comptes Rendus Biologies*, 331(12), 903–918.
- Berthélemy, J.-C., & Thuilliez, J. (2013). Santé et développement: une causalité circulaire. *Revue d'Économie du Développement*, 21(2), 119–147.
- Bhargava, A., Jamison, T., Lau, L., & Murray, C. (2001). Modeling the effects of health on economic growth. *Journal of Health Economics*, 20, 423–40.
- Blackburn, K., & Cipriani, G. P. (2002). A model of longevity, fertility and growth. *Journal of Economic Dynamics & Control*, 26, 187–204.
- Blin, M., & Ouattara, B. (2009). Foreign direct investment and economic growth in Mauritius: Evidence from bounds test cointegration. *Économie Internationale*, 117(1), 47–61.
- Bloom, D., Canning, D., & Sevilla, J. (2004). The effect of health on economic growth. *World Development*, 32, 1–13.
- Boidin, B. (2015, spring). Économie politique de la santé comme bien public mondial. *Revue de la Régulation. Capitalisme, Institutions, Pouvoirs*, (17).

- Bokhari, F. A. S., Gai, Y., & Gottret, P. (2007). Government health expenditures and health outcomes. *Health Economics*, 16(3), 257–273.
- Boone, P. (1996). Politics and the effectiveness of foreign aid. *European Economic Review*, 40(2), 289–329.
- Boucekkine, R., de la Croix, D., & Licandro, O. (2002). Vintage human capital, demographic trends, and endogenous growth. *Journal of Economic Theory*, 104(2), 340–375.
- Burnside, C., & Dollar, D. (2000, September). Aid, policies, and growth. *American Economic Review*, 90(4), 847–868.
- CAD. (2018). *Data on health aid in sub-Saharan African countries*. OCDE.
- Chakroun, M. (2012). Les effets non-lineaires de la santé sur la croissance. *Revue Tunisienne d'Économie et de Gestion*, 31, 121–151.
- Chauvet, L., Gubert, F., & Mesple-Somps, S. (2013). Aid, remittances, medical brain drain and child mortality: Evidence using inter and intra-country data. *Journal of Development Studies*, 49, 801–818.
- Cipriani, G. (2000). Growth with unintended bequests. *Economics Letters*, 68, 51–53.
- Creese, A., Floyd, K., Alban, A., & Guinness, L. (2002). Cost-effectiveness of HIV/AIDS interventions in Africa: A systematic review of the evidence. *The Lancet*, 359(9318), 1635–1642.
- de la Croix, D., & Licandro, O. (1999). Life expectancy and endogenous growth. *Economics Letters*, 65(2), 255–263.
- Eichengreen, B., & Portes, R. (1986). Debt and default in the 1930s: Causes and consequences. *European Economic Review*, 30, 565–589.
- Elmi, Z., & Sadeghi, S. (2012). Health care expenditures and economic growth in developing countries: Panel co-integration and causality. *Middle East Journal of Scientific Research*, 12, 88–91.
- Fall, N. (2017). *Santé et croissance économique dans les pays de l'union économique et monétaire ouest africain (UEMOA)*. (Revue Interventions Économiques. Papers in Political Economy, Hors-série. Transformations).
- Filmer, D., & Pritchett, L. (1999). The impact of public spending on health: Does money matter?. *Social Science & Medicine*, 49, 1309–1323.
- Froot, K. A., Scharfstein, D. S., & Stein, J. C. (1989). LDC debt: Forgiveness, indexation, and investment incentives. *The Journal of Finance*, 44(5), 1335–1350.
- Fuster, L. (1999). Effects of uncertain lifetime and annuity insurance on capital accumulation and growth. *Economic Theory*, 13(2), 429–445.
- Gottret, P., & Schieber, G. (2006). Health financing revisited: A practitioner's guide. Washington, DC: World Bank. <https://openknowledge.worldbank.org/handle/10986/7094>
- Guillaumont, P., Korachais, C., & Subervie, J. (2009). Comment l'instabilité macroéconomique diminue la survie des enfants. *Revue d'Économie du Développement*, 13(1), 9–32.
- Gyimah-Brempong, K., & Asiedu, E. (2008). *Aid and human capital formation: Some evidence*. (Papier présenté à African Development Bank/United Nations Economic Commission for Africa Conference on Globalization, Institutions and Economic Development in Africa). Tunis.
- Hao, Y., & Liu, Y. (2018, December 15). The dynamic links between CO₂ emissions, energy consumption and economic development in the countries along “the Belt and Road”. *Science of the Total Environment*, 645, 674–683.

- Hartwig, J. (2010). Is health capital formation good for long-term economic growth?— Panel Granger-causality evidence for OECD countries. *Journal of Macroeconomics*, 32, 314–325.
- Heshmati, A. (2001). *On the causality between GDP and health care expenditure in augmented Solow growth model*. (Working Paper in Economics and Finance No. 423).
- Jamison, D. T., Sandbu, M., & Wang, J. (2003). *Why has infant mortality decreased at such different rates in different countries?*. (Working Paper No. 14). Disease Control Priorities Project.
- Kelley, A., & Schmidt, R. (1995). Aggregate population and economic growth correlations: The role of components of demographic change. *Demography*, 32, 543–555
- Knowles, S., & Owen, D. (1995). Health capital and cross-country variation in income per capita in the Mankiw-Romer-Weil model. *Economics Letters*, 48(1), 99–106.
- Krugman, P. R. (1988). *Financing vs. forgiving a debt overhang*. (Working Paper No. 2486). National Bureau of Economic Research.
- Lee, C.-C., Liu, L., & Wang, E. (2020). Impact of the COVID-19 pandemic on the crude oil and stock markets in the US: A time-varying analysis. *Energy Research Letters*, 1(1). <https://doi.org/10.46557/001c.13154>
- MacKellar, L. (2005). Priorities in global assistance for health, AIDS, and population. *Population and Development Review*, 31(2), 293–312.
- Mankiw, N. G., Romer, D., & Weil, D. N. (1992). A contribution to the empirics of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(2), 407–437.
- Martines, J., Paul, V. K., Bhutta, Z. A., Koblinsky, M., Soucat, A., Walker, N., ... Costello, A. (2005). Neonatal survival: A call for action. *The Lancet*, 365(9465), 1189–1197.
- Marx, K. (1867). *Le Capital. Critique de l'économie politique*. Paris: Éditions sociales.
- Mathonnat, J. (2005). Aide et santé : commentaires. *Revue d'Économie du Développement*, 13(2), 167–174.
- Messaili, M., & Tlilane, N. K. (2020). Essai d'évaluation de la contribution de la santé à la croissance économique en Algérie. *Revue CREMA*, 8.
- Mishra, P., & Newhouse, D. (2007). *Health aid and infant mortality*. (IMF Working Papers No. 07).
- Mushkin, S. J. (1962). Health as an investment. *Journal of Political Economy*, 70, 29–157.
- Narayan, S., Narayan, P. K., & Mishra, S. (2010). Investigating the relationship between health and economic growth: Empirical evidence from a panel of 5 Asian countries. *Journal of Asian Economics*, 21(4), 404–411.
- Phelps, C. E. (1973). *The demand for health insurance: A theoretical and empirical investigation*. Report R-1054-OEO. Santa Monica: RAND corporation.
- Phelps, C. E. (1995). Perspectives in health economics. *Health Economics*, 4(5), 335–353. <https://doi.org/10.1002/hec.4730040501>
- Rajan, R., & Subramanian, A. (2005). *Aid and growth: What does the cross-country evidence really show?*. (International Monetary Fund, Working Paper No. 05/127).
- Rivera, B., & Currais, L. (1999). Economic growth and health: Direct impact or reverse causation?. *Applied Economics Letters*, 6(11), 761–764.
- Rivera, B., & Currais, L. (2004). Public health capital and productivity in the Spanish regions: A dynamic panel data model. *World Development*, 32(5), 871–885.

- Romer, P. M. (1990). Endogenous technological change. *Journal of Political Economy*, 98(5), S71–S102.
- Sachs, J. (1989). The debt overhang of developing countries. In G. A. Calvo, R. Findlay, P. J. K. Kouri & J. B. de Macedo (Eds.), *Debt, stabilization and development: Essays in memory of Carlos Díaz Alejandro* (pp. 80–102). Oxford: Basil Blackwell.
- Sachs, J. D., Warner, A. M. (1995). Economic reform and the process of global integration. *Brookings Papers on Economic Activity*, 26(1), 1–118.
- Sachs, J. D., & Warner, A. M. (1997). Fundamental sources of long-run growth. *The American Economic Review*, 87(2), 184–188.
- Schultz, T. W. (1961). Investment in human capital. *The American Economic Review*, 51(1), 1–17.
- Sen, A. (1989). Women's survival as a development problem. *Bulletin of the American Academy of Arts and Sciences*, 43(2), 14–29.
- Sen, A. (1999). Health indevelopment. *Bulletin of the World Health Organisation*, 77(8), 619–623.
- Shiffman, S. (2005). Dynamic influences on smoking relapse process. *Journal of Personality*, 73(6), 1715–1748.
- Solow, R. M. (1956). A contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70(1), 65–94.
- Tabata, K. (2005). Population aging, the costs of health care for the elderly and growth. *Journal of Macroeconomics*, 27(3), 472–493.
- Tavares, J. (2003). Does foreign aid corrupt?. *Economics Letters*, 79(1), 99–106.
- Wagstaff, A., & Claeson, M. (2004). *The millennium development goals for health: Rising to the challenges*. Washington, DC: World Bank.
- Wang, W.-C., & Wu, S.-L. (2011). The random-effect generalized rating scale model. *Journal of Educational Measurement*, 48(4), 441–456.
- White, H., Hanmer, L., & Lensink, R. (2003). Infant and child mortality in developing countries: Analysing the data for Robust determinants. *The Journal of Development Studies*, 40, 101–118.
- Wilson, S. E. (2011). Chasing success: Health sector aid and mortality. *World Development*, 39(11), 2032–2043.
- Wolf, S. (2007). Does aid improve public service delivery?. *Review of World Economics*, 143(4), 650–672.
- Workie, W. N., Francisco, A. de, Toure, K., Novcic, N., & Axelson, H. (2002). *Le Rapport investir dans la santé pour l'Afrique: l'argument en faveur du renforcement des systèmes pour de meilleurs résultats sanitaires*. Genève: Harmonization for Health in Africa(HHA): Organisation Mondiale de la Santé (OMS), Region Afrique.
- World Development Indicators (WDI). (2019). *DataBank*. Retrieved from <https://databank.worldbank.org/source/world-development-indicators>

URBANISATION ET INÉGALITÉS DE REVENU EN AFRIQUE SUBSAHARIENNE : QUEL RÔLE POUR LA GOUVERNANCE TRADITIONNELLE ET LA E-GOUVERNANCE ?

Urbanization and income inequality in sub-Saharan Africa: What role for traditional governance and e-governance?

YACOBOU SANOUSI¹

Université de Kara, Togo

Faculté des Sciences Économiques et de Gestion, Département d'Économie

syacobou@gmail.com

ORCID: <https://orcid.org/0000-0002-1119-6286>

KOMLAN AMETOWOYO ADEVE¹

Université de Kara, Togo

Faculté des Sciences Économiques et de Gestion, Département d'Économie

fadeve@yahoo.fr

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5296-685X>

KWAMI OSSADZIFO WONYRA¹

Université de Kara, Togo

Faculté des Sciences Économiques et de Gestion, Département d'Économie

wonyra.ossa@gmail.com

ORCID: <https://orcid.org/0000-0001-5237-4352>

Abstract: This article aims to analyze the role of traditional governance and e-governance in the urbanization-governance-income inequality relationship in sub-Saharan Africa countries. To achieve this, panel data is used for 48 countries covering the period 2005–2016. Dynamic modeling is adopted and the LSDVC method is used to estimate our model. The results show that urbanization strengthens inequalities in sub-Saharan Africa countries. However, the use of telecommunications services and the quality of public services combined with urbanization reduce income inequalities.

Keywords: urbanization, income inequality, telecommunications, sub-Saharan Africa.

¹ Université de Kara, BP. 404 Kara, Togo.

Résumé : Cet article vise à analyser le rôle de la gouvernance traditionnelle et le e-gouvernance dans la relation urbanisation-gouvernance-inégalités de revenu dans les pays de l'Afrique subsaharienne. Pour y parvenir, les données de panel sont mobilisées sur 48 pays couvrant la période 2005-2016. Une modélisation dynamique est adoptée et la méthode LSDVC est utilisée pour estimer notre modèle. Les résultats relèvent que l'urbanisation renforce les inégalités dans les pays de l'Afrique subsaharienne. Cependant, l'utilisation des services de télécommunications et la qualité des services publics croisées avec l'urbanisation réduisent les inégalités de revenu.

Mots-clés : urbanisation, inégalité de revenu, télécommunications, Afrique subsaharienne.

JEL classification : D63, D73, L96, Q15.

Introduction

L'un des précurseurs du boom économique de l'Afrique après 2000 a été l'émergence de villes africaines dynamiques et l'urbanisation croissante qui en a résulté (PNUD², 2016). L'une des raisons de l'urbanisation en plein essor dans le monde est l'importante variation de la richesse et des ressources entre les villes (Liddle, 2017). Il est constaté que les zones urbaines regorgent la plupart des grandes entreprises et des opportunités d'emploi dans le secteur formel. Les premiers travaux de la littérature moderne sur les migrations sont attribués à Todaro (1969) et Harris et Todaro (1970). L'élément fondamental de leur modèle est que les migrants potentiels considèrent toutes les opportunités qui leur sont offertes par le marché du travail (rural et urbain), et choisissent celles qui maximisent leurs revenus escomptés.

Par ailleurs, entre 2010 et 2030, la proportion d'Africains vivant dans les zones urbaines pourrait passer de 36% à 50% (Banque Mondiale, 2015). Les Nations Unies notent que les régions qui s'urbanisent le plus rapidement dans le monde sont l'Afrique et l'Asie et prévoient que d'ici 2050, ces régions deviendront respectivement 56% et 64% urbaines. Dans le même temps, au cours des dernières décennies, de nombreux pays et régions ont enregistré une inégalité croissante des revenus.

Le cadre théorique adopté est néanmoins celui décrit par Todaro qui considère que la décision de migration est prise par l'individu qui cherche à maximiser son revenu dans son milieu d'accueil. Dans ce sens, les migrants ont par conséquent un comportement rationnel d'un point de vue économique. Beaucoup de travaux de recherche ont examiné la relation entre l'urbanisation et les inégalités de revenus,

² Programme des Nations Unies pour le Développement (PNUD).

d'une part, et la croissance économique et l'inégalité des revenus, d'autre part (Kuznets, 1955 ; Kanbur & Zhang, 1999 ; Henderson, 2003 ; Bertinelli & Black, 2004 ; Wan & Zhou, 2005 ; Annez & Buckley, 2009 ; Fay & Opal, 2000 ; Liddle & Messinis, 2015 ; Chen, Gu, & Wu, 2006 ; Gollin, Jedwab, & Vollrath, 2016 ; Wu & Rao, 2017 ; Adams & Klobodu, 2018)³. L'urbanisation est un corollaire pertinent du développement, car à mesure que les pays se développent, la proportion de leurs citoyens qui vivent dans les zones urbaines commence à augmenter à mesure que certaines parties de leur population se déplacent des zones rurales vers les villes urbaines (Kuznets, 1955 ; Annez & Buckley, 2009 ; Castells-Quintana, 2018). Pour réduire l'exode des populations les plus qualifiées, Meka'a (2011) démontre à travers une étude, qu'une autre mesure serait de favoriser l'implantation dans les zones rurales de grandes entreprises qui payent des salaires élevés. Cela pourrait se faire à travers le renforcement du rôle des collectivités locales, mais aussi par la politique des grands travaux dans les zones rurales. Cette mesure pourrait en même temps réduire les écarts de revenus entre régions, mais aussi encourager les migrations de retour.

Dans leur récent article, Sulemana, Nketiah-Amponsah, Codjoe et Andoh (2019) trouvent une relation positive entre le taux d'urbanisation et les inégalités de revenu dans les pays de l'Afrique subsaharienne. Cependant, de toutes ces recherches, il n'est pas établi une relation claire entre l'urbanisation et les inégalités en mettant en exergue le rôle de la gouvernance. Par ailleurs, les inégalités résultent de deux décennies d'ajustement structurel, qui ont considérablement réduit les marges de manœuvre des administrations et acteurs publics tout en ouvrant largement la fabrique urbaine aux logiques et intérêts privés. Avec l'urbanisation de la pauvreté et le poids relatif croissant de l'habitat précaire, ces évolutions suscitent des inquiétudes justifiées en termes d'amplification des inégalités socio-spatiales et de segmentation des territoires urbains (Watson, 2014 ; Myers, 2011), voire de conflictualité locale accrue (Bertrand, 2014). Alors que dans les capitales de taille moyenne (1 à 3 millions), notamment ouest-africaines, les multiples filières foncières et immobilières illégales ont développé une modernité parallèle longtemps efficace pour produire des logements en dur dans des quartiers peu équipés mais préservant une relative mixité sociale, les ségrégations s'accroissent à toutes les échelles sous l'effet des logiques marchandes et d'une boulimie d'espace qui aggrave les problèmes de transport et le coût des services.

Quel est l'effet croisé de l'urbanisation, de la gouvernance et des services de télécommunications (e-gouvernance) sur les inégalités de revenu en Afrique subsaharienne ? Cette recherche vise à ressortir l'effet de l'urbanisation sur les inégalités de revenu en contrôlant le rôle de la corruption dans la relation triptyque urbanisation-gouvernance-inégalité de revenu. De façon spécifique, il s'agit d'établir

³ Voir Sulemana et collaborateurs (2019).

la relation urbanisation-corruption-inégalité de revenu en Afrique, et d'analyser les effets de l'urbanisation et de la corruption sur les inégalités de revenu dans un contexte marqué par la corruption et l'accès aux services de télécommunications.

Comme on peut le noter, l'urbanisation reste un phénomène majeur dans la recherche des sources de croissance et dans la recherche des déterminants des inégalités en Afrique. A ce propos, la problématique de l'accès à la terre en Afrique reste un souci majeur pour les dirigeants puisque très souvent les conflits d'accès à la terre sont récurrents et la corruption reste une dimension non moins importante à scruter. Cette recherche se veut donc d'établir la relation triptyque *Urbanisation-Gouvernance-Inégalités de revenu* afin de pouvoir ressortir un mécanisme efficace de lutte contre la corruption dans le foncier dans les pays Africains tout en ressortant le rôle des services de télécommunications.

L'approche méthodologique adoptée est celle des données de panel sur 48 pays couvrant la période 2005–2016. Une modélisation dynamique est adoptée et la méthode LSDVC est utilisée pour estimer notre modèle. Les résultats relèvent que l'urbanisation renforce les inégalités dans les pays de l'Afrique subsaharienne. Cependant, l'utilisation des services de télécommunications et la qualité des services publics croisées avec l'urbanisation réduisent les inégalités de revenu.

Le reste de l'article est présenté comme suit. La section 2 aborde les travaux existants. La section 3 dresse la méthode et les outils d'analyse. La section 4 présente les résultats et implications de politiques. La section 5 conclut l'article.

1. Relation triangulaire urbanisation–gouvernance–inégalités de revenu : qu'en savons-nous ?

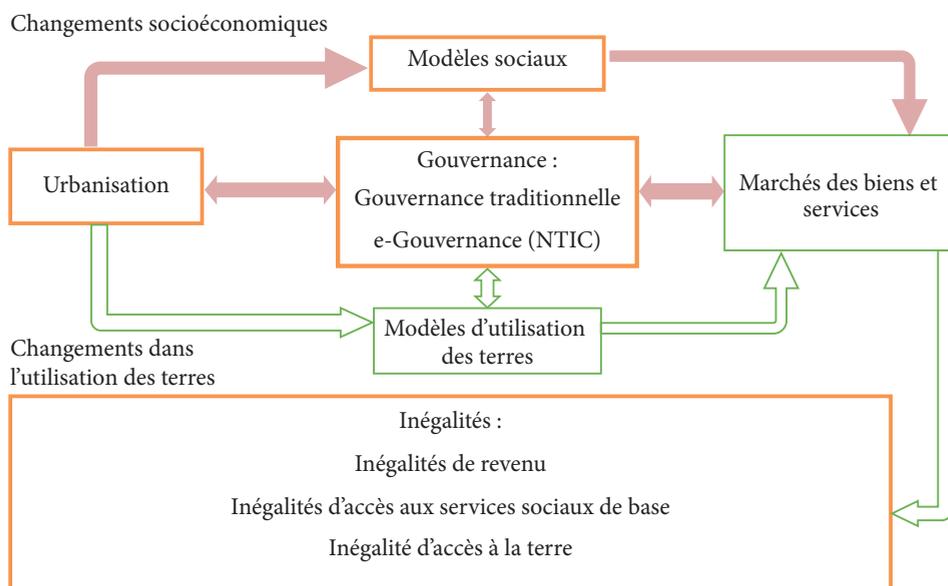
1.1. Cadre conceptuel

Ce cadre conceptuel est inspiré des considérations de Kuznets (1955) et Schlesinger (2013). Kuznets considère que l'urbanisation accompagnée de l'industrialisation est une cause majeure de l'incidence des inégalités observées. Son idée de base selon laquelle l'inégalité des revenus des individus augmente dans les premières phases du développement et diminue dans les dernières phases du développement est basée sur deux hypothèses. La première est relative au fait que le revenu moyen par habitant de la population rurale est généralement inférieur à celui de la population urbaine. La seconde soutient que l'inégalité dans les parts en pourcentage de la distribution au sein de la population rurale est quelque peu plus étroite que celles de la population urbaine.

Schlesinger a, dans ses travaux ayant pour objectif l'amélioration de la compréhension de la dynamique de l'espace spatio-temporel de l'agriculture urbaine

et périurbaine le long du continuum urbain-rural avec un accent sur petites et moyennes villes africaines, distingué les changements socioéconomiques de l'urbanisation des changements dans l'utilisation de la terre.

Partant de ces deux développements, nous soutenons que les inégalités observées peuvent provenir aussi bien des changements socioéconomiques engendrés par l'urbanisation que des changements dans l'utilisation des terres (graphique 1). Le premier type de changement capté par les modèles sociaux peut être une source importante d'inégalité de revenu sur le marché des biens et services (le marché de l'emploi en particulier). Le second type de changement peut, à travers les modèles d'utilisation des terres, être associé aux inégalités d'accès à la terre et aux infrastructures de base.



Graphique 1. Cadre conceptuel de la relation urbanisation-gouvernance-inégalités de revenu

Source : Élaboration propre à partir des idées de (Kuznets, 1955 ; Schlesinger, 2013).

Ce cadre conceptuel met en exergue la place de la gouvernance dans le lien entre l'urbanisation et les inégalités de revenu en distinguant la gouvernance traditionnelle de l'e-gouvernance axée sur l'utilisation des TICs. L'idée est d'affirmer qu'une mauvaise gouvernance ou encore l'échec du système politique et économique dans le processus de redistribution est associé à la persistance des inégalités dans les pays en développement (Kuznets, 1955). Par contre, une bonne gouvernance apparaît comme un facteur de lutte contre les inégalités. L'accent mis sur l'utilisation des TICs dans l'analyse de la relation entre urbanisation et inégalités de revenu peut

être justifié par le fait que les TICs sont considérés comme des instruments permettant de pallier les problèmes de congestionnement des agglomérations posés par l'urbanisation et qui sont à l'origine des inégalités. Dans cette même logique, les TICs apparaissent comme un outil de gains de temps et de facilitation de certaines transactions répondant ainsi aux problèmes de transport et de coûts des services associés à l'urbanisation.

1.2. Urbanisation et inégalité de revenus

De nombreuses études portant sur la relation entre l'urbanisation et les inégalités de revenus montrent que la relation peut être positive ou négative (Jones & Koné, 1996 ; Siddique, Wibowo & Wu, 2014 ; Sulemana et al., 2019) et non linéaire (Sato & Yamamoto, 2005 ; Liddle, 2017 ; Wu & Rao, 2017). En effet, Wu et Rao (2017) étudiant la relation entre l'urbanisation et l'inégalité de revenu et utilisant des données de panel portant sur 20 provinces sur la période allant de 1987 à 2010 en Chine trouvent une relation en U inversé. Ce résultat implique l'existence d'un seuil de taux d'urbanisation pour lequel les provinces dont le niveau d'urbanisation est supérieur connaissent une réduction des inégalités. Dans le cas de leur étude ce seuil est 0,53. Les premiers travaux empiriques sur la relation entre l'urbanisation et l'inégalité de revenu ont été menés par Kuznets qui étudiait la relation entre la croissance économique et l'inégalité de revenu aboutit pour la première fois à une relation en U inversé. Dans ses travaux il trouve que l'urbanisation entraînerait une plus grande inégalité de revenus quand le taux d'urbanisation devient élevé.

De même Sato et Yamamoto (2005) étudiant la relation entre l'urbanisation, le taux de fertilité et le développement économique trouve une relation linéaire négative entre l'urbanisation et le taux de fertilité. Mais en ce qui concerne la relation entre l'urbanisation et l'inégalité de revenus il trouve une relation en U inversé. Aussi, Liddle (2017) en étudiant la relation entre l'inégalité de revenus et le revenu d'une part et entre l'urbanisation et l'inégalité de revenus. Comme attendu, il trouve une relation en U inversé entre l'inégalité de revenus et le revenu d'une part et une relation en U inversé entre l'urbanisation et l'inégalité de revenu d'autre part. Ces résultats suggèrent qu'un taux d'urbanisation élevé est associé dans un premier temps à une baisse de l'inégalité de revenus jusqu'à un seuil donné et dans un second temps associé à l'aggravation de l'inégalité de revenus.

Dans une étude, Castells-Quintana et Royuela (2013) trouve une relation non linéaire entre l'urbanisation et l'inégalité de revenus qui selon leur résultat dépend du niveau de développement. Cela suppose que pour un pays initialement rural et avec une distribution égale de revenus, la croissance du taux d'urbanisation évolue de pair avec l'inégalité des revenus qui s'accroît également avec la croissance

économique. Par contre, pour les pays initialement ruraux avec une distribution inégale des revenus, aucune relation n'est observée entre l'urbanisation et l'inégalité de revenus.

Fay et Opal (2000) dans une étude portant sur l'urbanisation et la croissance des pays africains constatent que contrairement à la théorie, l'urbanisation dans les pays africains n'est pas suivie de la croissance économique. En ce qui concerne la relation entre l'urbanisation et l'inégalité de revenus, ils trouvent que le degré d'urbanisation est intimement lié au niveau de revenus. Cependant ils trouvent que le taux d'urbanisation continue de croître même pendant des périodes où ces pays enregistrent une croissance négative. Par ailleurs, soulignant le lien étroit entre l'urbanisation et la croissance du revenu par tête, Volrath et al. (2016) révèlent que souvent, l'urbanisation est utilisée comme proxy pour la croissance du revenu par tête dans l'étude de la relation entre l'urbanisation et la croissance.

Le développement de l'urbanisation peut avoir des conséquences positives à savoir la croissance économique du pays (De Haas, 2005) et des conséquences négatives à savoir l'accroissement des inégalités, de la pauvreté urbaine et des taudis (Dodman, Leck, Rusca, & Colenbranden, 2017). Dans ce sens, en utilisant des données de panel dynamique sur 48 pays de l'Afrique subsaharienne et sur une période de 20 ans allant de 1996 à 2016, Sulemana et collaborateurs (2019) trouvent une relation positive entre l'urbanisation et l'inégalité des revenus.

Cela suppose qu'à mesure que les taux d'urbanisation augmentent les inégalités de revenus s'accroissent dans ces pays. De même Obeng-Odoom (2009) dans son article portant sur l'urbanisation au Ghana souligne qu'en 2006 la proportion de ghanéens vivant en dessous du seuil de pauvreté avait considérablement diminué de 1999 à 2006 passant de 39,5% à 28,5%. De plus sur la même période, pour la ville d'Accra, la pauvreté a crû passant de 4,4% à 10,6% et l'extrême pauvreté passait de 1,9% à 5,4%. L'analyse théorique de la croissance des richesses dans les milieux urbains et de sa redistribution suggère soit une aggravation des inégalités de revenus, soit une situation inchangée. Mais dans la réalité, il note une aggravation des inégalités de revenus au Ghana. En effet le coefficient de Gini mesurant les inégalités de revenus était de 0,38 en 1987, 0,42 en 1998 et 0,55 en 2007.

1.3. Urbanisation et gouvernance

Dans la littérature, plusieurs études ont établi une relation entre l'urbanisation et divers indicateurs de gouvernance. Cette relation peut être positive ou négative suivant la nature des indicateurs de gouvernance.

En examinant les effets de l'abondance des ressources naturelles sur l'urbanisation et le niveau de vie en Afrique, Ebeke et Etoundi (2017) font l'hypothèse que l'exploitation des ressources naturelles dans un contexte de mauvaise qualité de

gouvernance crée les conditions d'une urbanisation rapide et d'une concentration urbaine, et finalement abaisse le niveau de vie dans les villes primaires. A partir des données de panel des pays africains, ils ont trouvé que la mauvaise qualité de la gouvernance est associée à un effet plus néfaste de l'urbanisation et de la concentration urbaine sur la qualité de vie dans les villes africaines. Par contre, la qualité des institutions est apparue comme un facteur modérateur de l'effet néfaste de l'urbanisation (Adams, 2008).

Les institutions politiques jouent un rôle clé dans le processus d'urbanisation (Henderson & Wang, 2007). En associant l'urbanisation à l'augmentation du nombre et de la taille des villes, ces auteurs ont mis en exergue le rôle des institutions avec des données sur plus de 100 000 zones métropolitaines durant la période 1960 à 2000. Les auteurs ont trouvé que le degré de démocratisation et les avancées technologiques affectent fortement la croissance en nombre et en taille des villes. Ils soulignent que les effets sur la taille des villes sont hétérogènes. Pendant que les avancées technologiques apparaissent plus favorables aux grandes, la démocratisation croissante aide beaucoup plus les petites villes à travers le respect de la hiérarchie urbaine.

La corruption occupe aussi une place importante dans l'analyse de la relation entre urbanisation et gouvernance. En 1992, Meier et Holbook ont soutenu l'idée selon laquelle l'urbanisation est favorable aux conditions nécessaires à la corruption en assouplissant les contrôles sociaux de la famille et de la religion et aussi, en concentrant les ressources et les programmes gouvernementaux. A partir des données sur les États-Unis pendant la période allant de 1986 à 1987, ces auteurs ont démontré empiriquement qu'il existe de fortes corrélations positives entre urbanisation et corruption. Ce résultat a été confirmé dans un travail de recherche sur les données de 100 pays considérées sur trois périodes (1995–1997, 1998–2000 et 2001–2003) lorsque les auteurs trouvent qu'il est plus facile de détecter les pratiques de la corruption dans une population urbaine (Goel & Nelson, 2010).

Les mécanismes de manifestation de la corruption sont divers. Ainsi dans la gestion des villes et dans leur développement, la modernisation exige de l'administration publique certaines mesures en ce qui concerne le droit de propriété des terrains. En effet, la détention d'un titre foncier permet au détenteur de jouir pleinement du droit de propriété sur la parcelle de terre concernée. Ce faisant, dans la mise en œuvre de ces mesures, les procédures d'obtention des titres fonciers dans la plupart des pays en développement sont longues et complexes souvent couteux. Ceci favorise dans l'administration publique des individus habiles développant des pratiques susceptibles de détourner les fonds publics à leur profit personnel. En effet, les étapes administratives et les procédures instaurées par certains fonctionnaires corrompus de l'État découragent des résidents en particulier les populations en marge de la société d'obtenir des papiers formels dans leur transaction dans le domaine foncier (Server, 1996).

Selon ce dernier, cette situation explique pourquoi le nombre de terrains ayant un titre foncier est très faible dans la capitale indonésienne. Selon lui, seul 37% des propriétaires terriens possède un titre foncier leur conférant un droit de propriété. Ainsi, étant donné que les procédures d'acquisition d'un titre foncier sont compliquées il apparait alors dans l'administration et dans la société en général des individus proposant de rendre ces services à des coûts parfois réduits. Ce faisant on aboutit à des titres fonciers falsifiés dont les principales victimes sont des individus ayant de faibles revenus. En effet, la falsification de titres fonciers par certains agents habiles de l'agence nationale foncière et l'acquisition illégale de 1000 hectares de terrain couplée du détournement de fonds publics a causé au gouvernement de Jakarta d'énormes pertes et coûts à hauteur de 370 millions de dollar US (Server, 1996).

Dans un article, Verrest (2013) révèle que la plupart des villes caribéennes rencontrent pratiquement les mêmes problèmes. Aussi, comme dans le cas de la capitale indonésienne, les villes caribéennes bien que diverses en ce qui concerne leur taille relative et absolue, les opportunités et leur vulnérabilité économiques sociales et environnementales, ont des caractéristiques communes. En effet, ces villes sont caractérisées par un marché foncier complexe, un haut degré d'insécurité foncière et des habitats non planifiés, des inégalités socioéconomiques et un nombre important de résidents exerçant dans le secteur informel (R. K. Jaffe, Bruijne, Schalkwijk, & R. Jaffe, 2008 ; Obaidullah, 2008).

La littérature économique sur la relation gouvernance et urbanisation a également accordé une place importante aux nouvelles technologies de l'information et de la communication (NTIC). Ainsi, dans une étude portant sur le rôle du développement du secteur des télécommunications pour le développement économique en République du Congo, Swierczynska et Koulakoumouna (2018) ont montré que le niveau élevé d'urbanisation et la libéralisation du marché font partie des facteurs importants qui ont influencé la croissance impressionnante du secteur des télécommunications de la République du Congo. Dans cette même logique, Wan et Zhang (2017) ont souligné que les modèles empiriques existants de l'urbanisation éprouvent des difficultés dans l'explication de l'accélération de l'urbanisation observée au cours de ces dernières décennies. Ces auteurs ont, à partir d'un modèle d'équilibre général simple à deux secteurs, démontré l'effet potentiel des NTICs (internet en particulier) sur le taux d'urbanisation. Leurs résultats révèlent que les NTICs occupent une place très importante dans l'explication de l'accélération de l'urbanisation.

Dans un article, Hao (2012) a montré que les biais économiques dans les dépenses publiques en faveur des infrastructures urbaines et les télécommunications créent plus d'emplois dans les zones urbaines et attirent un afflux important de migrants. Ces dépenses sont favorables à un accroissement de la périurbanisation étant donné que le gouvernement ne parvient pas à sécuriser le bien-être des migrants à court terme.

1.4. Gouvernance et inégalité des revenus

Adams et Klobodu (2018) ont, dans leurs travaux portant sur l'urbanisation et l'inégalité de revenu, accordé une place importante à la gouvernance. Avec une technique d'estimation sur données de panel hétérogène, ils ont trouvé que l'ouverture commerciale et le PIB par tête ont un effet positif sur les inégalités de revenu pendant que les réformes démocratiques sont négativement associées aux inégalités de revenu.

Dès 1998, un document de travail du Fonds monétaire international, basé sur une analyse de régressions inter-régionales entre 1980 et 1997, démontrait l'impact considérable de la corruption sur les inégalités de revenu, avec une augmentation de la corruption d'un point résultant en une diminution de revenus de 7,8% par an pour les plus pauvres (Gupta, Davoodi, & Alonso-Terme, 2002). En effet, Gupta et collaborateurs (2002) trouvent que plus la corruption augmente moins l'économie est égalitaire. L'inégalité étant captée par l'indice de Gini. Leurs résultats sont solides. Recourant à la variable instrumentale pour se fixer sur le sens de la causalité, ils confirment réellement que la corruption accroît l'inégalité de revenu, de l'éducation mais aussi dans la distribution de terre. Ce qui n'améliore guère la situation des pauvres.

La corruption est également positivement corrélée avec le niveau d'inégalité de revenu mesuré par le coefficient de Gini. Sur la base de données de panel de pays africains, Gyimah-Brempong (2002) affirme qu'un point d'augmentation dans un index de corruption est associé à une augmentation de sept points du coefficient de Gini mesurant les inégalités de revenu.

Li, Xu et Zou (2000) apportent encore une mauvaise nouvelle pour les pauvres : l'effet est d'autant plus fort que le niveau de la corruption est très élevé. En outre, la croissance de la corruption a une incidence négative sur la croissance du revenu de 20% des personnes les plus pauvres, concluent Gupta et collaborateurs (2002).

Dincer et Gunalp (2008) ont analysé l'impact de la corruption sur l'inégalité de revenu et de la pauvreté aux États-Unis. Les analyses sont en séries chronologiques et en coupe. Leurs résultats robustes montrent que l'augmentation de la corruption conduit à plus d'inégalité et de pauvreté.

En analysant l'impact de la mondialisation sur les inégalités des revenus sur un échantillon représentatif de 62 pays en développement entre 1985 et 2001, Adams (2008) trouve que la mondialisation n'explique que 15% de la variance des inégalités de revenus. Aussi, précise-t-il que le renforcement des droits de propriété intellectuelle et l'ouverture sont positivement corrélés avec l'inégalité des revenus pendant que l'investissement direct étranger et l'infrastructure institutionnelle sont négativement corrélés à l'inégalité des revenus.

L'instabilité socio-politique contribue également à l'augmentation de l'inégalité dans les pays. Selon Gradstein et Milanovic (2004) la démocratisation, par le biais de l'hypothèse de l'électeur médian, devrait conduire à une plus grande

redistribution et à une réduction des inégalités. Selon Anyanwu, Erhijakpor et Obi (2016), la démocratie joue un rôle important dans la réduction de l'inégalité des revenus en Afrique de l'Ouest. Le coefficient associé à la démocratie, une variable de qualité institutionnelle, est négatif et significatif au niveau de 5%. Une augmentation d'un point de pourcentage de l'indice de démocratie est associée à une réduction de 0,05 point de pourcentage de l'inégalité des revenus. Conformément à la littérature, les conclusions de Bircan, Brück et Vothknecht (2010), aboutissent au fait que la guerre civile est positivement et significativement liée à l'inégalité des revenus en Afrique de l'Ouest au seuil de 5%. Les conflits civils ont un effet négatif sur l'inégalité des revenus car ils entraînent la destruction des forces productives (capital humain et physique). Il en résulte une augmentation de l'écart de revenus (Anyanwu et al., 2016).

2. Méthode et outils d'analyse

Pour répondre à notre question de recherche, nous adoptons une approche économétrique des données de panel sur 40 pays africains sur la période 2005 à 2016. Cette période se justifie par le fait que la littérature nous renseigne que l'urbanisation s'est accélérée en Afrique à partir des années 2000 mais la disponibilité des données relatives à la gouvernance dans ces pays ne rend véritable et pertinente l'analyse des effets de cette urbanisation qu'à partir des années 2005.

Nous partons des travaux de Sulemana et collaborateurs (2019) sur l'urbanisation et les inégalités de revenu en Afrique subsaharienne (ASS). Nous ajoutons donc à leur modèle, les variables qui captent la gouvernance traditionnelle et le e-gouvernance (TICs). La pertinence de la prise en compte de ces variables dans le cadre de cette étude relève du fait que la problématique de l'accès à la terre en Afrique reste un souci majeur pour les dirigeants puisque très souvent les conflits d'accès à la terre sont récurrents et la corruption reste une dimension non moins importante à scruter. Cette recherche se veut donc d'établir la relation triptyque Urbanisation–Gouvernance–Inégalités de revenu afin de pouvoir ressortir un mécanisme efficace de lutte contre la corruption dans le foncier dans les pays Africains tout en ressortant le rôle des services de télécommunications.

Cette recherche met un accent particulier de la place de la gouvernance dans le lien entre l'urbanisation et les inégalités de revenu en distinguant la gouvernance traditionnelle de l'e-gouvernance axée sur l'utilisation des TICs. L'idée derrière la prise en compte de ces variables liées à la gouvernance provient du fait qu'une mauvaise gouvernance ou encore l'échec du système politique et économique dans le processus de redistribution est associé à la persistance des inégalités dans les pays en développement (Kuznets, 1955). Par contre, une bonne gouvernance apparaît comme un facteur de lutte contre les inégalités. L'accent mis sur l'utilisation des

TICs dans l'analyse de la relation entre urbanisation et inégalités de revenu peut être justifié par le fait que les TICs sont considérées comme des instruments permettant de pallier les problèmes de congestionnement des agglomérations posés par l'urbanisation et qui sont à l'origine des inégalités.

$$G_{it} = \gamma_0 + URB_{it} \gamma_1 + GOUV_{it} \gamma_2 + e-GOUV_{it} \gamma_3 + Z_{it} \gamma_4 + \omega_{it} \quad (1)$$

où G est l'indice de Gini, URB est le taux d'urbanisation, $GOUV_t$ mesure le degré de gouvernance traditionnelle, $e-GOUV_t$ mesure le degré d'utilisation des TICs, Z est un vecteur d'autres covariables de l'inégalité de revenus, et i et t indexent le pays et le temps, respectivement.

Pour tenir compte des problèmes d'endogénéité, nous allons mettre à contribution les estimateurs de différence GMM (Arellano & Bond, 1991) et GMM en système (Arellano & Bover, 1995 ; Blundell & Bond, 1998) qui utilisent des valeurs retardées de la variable dépendante comme instruments et qui font d'abord appel à la différenciation pour surmonter ces problèmes.

En réécrivant l'équation 1 et en décomposant le terme d'erreur, le modèle suivant est obtenu :

$$G_{it} = \gamma_0 + G_{it-1} \rho + URB_{it} \gamma_1 + GOUV_{it} \gamma_2 + e-GOUV_{it} \gamma_3 + Z_{it} \gamma_4 + \sigma_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

La correction des problèmes d'endogénéité par la méthode GMM suppose la prise en compte de la différenciation des variables. Ce faisant, l'équation 2 nous donne :

$$\Delta G_{it} = \Delta G_{it-1} \rho + \Delta URB_{it} \gamma_1 + \Delta GOUV_{it} \gamma_2 + \Delta(e-GOUV_{it} \gamma_3) + \Delta Z_{it} \gamma_4 + \Delta \varepsilon_{it} \quad (3)$$

où Δ est l'opérateur de différence. Cela permet d'éliminer la durée fixe des effets du pays. Cependant, ΔG_{it-1} est en corrélation avec $\Delta \varepsilon_{it}$ (Drukker, 2008). En incluant plus de retards de la variable dépendante et d'erreurs de première différence, les estimateurs GMM résolvent l'endogénéité ainsi que les problèmes de corrélation sérielle (Arellano & Bond, 1991 ; Arellano & Bover, 1995 ; Blundell & Bond, 1998). Cependant, en tant compte de la dimension temporelle qui s'approche de dix ans, les GMM deviennent moins efficaces. La méthode LSDVC est donc appropriée.

Enfin, pour capter l'effet de l'interaction entre la gouvernance (traditionnelle et e-gouvernance) et l'urbanisation sur les inégalités de revenu, l'équation suivante sera estimée :

$$G_{it} = \gamma_0 + G_{it-1} \rho + URB_{it} \gamma_1 + URB \cdot GOUV_{it} \gamma_3 + URB \cdot e - GOUV_{it} \gamma_4 + Z_{it} \gamma_5 + \sigma_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

où $URB \cdot GOUV_{it}$ est la variable d'interaction et γ_3 capte l'effet de l'interaction ; $URB \cdot e - GOUV_{it}$ est la variable d'interaction qui capte l'effet conjoint de l'urbanisation et des TICs.

Méthode LSDVC

Partons de la spécification suivante :

$$y = W\delta + D\eta + \varepsilon \quad (5)$$

avec $W = [y^{(-1)} | X]$; W est la matrice des variables explicatives et de la variable dépendante retardée, D est la matrice $(NT \cdot N)$ des variables muettes individuelles, η est le vecteur $(N \cdot 1)$ des effets individuels, δ est le vecteur $(k \cdot 1)$ des coefficients, et ε est le terme d'erreur.

L'estimateur LSDV est le suivant :

$$\delta_{LDSV} = (W'AW)^{-1} W' Ay \quad (6)$$

où A est la transformation vectorielle qui ressort les effets individuels.

Bun et Kiviet (2003) traitent le biais associé à l'estimateur LSDV comme suit :

$$E(\delta_{LDSV} - \delta) = c_1 (T^{-1}) + c_2 (N^{-1} T^{-1}) + c_3 (N^{-1} T^{-2}) + O(N^{-2} T^{-2}) \quad (7)$$

Dans leurs simulations de Monte Carlo, Bun and Kiviet (2003) et Bruno (2005a) considèrent trois approximations possibles du biais engendré par l'estimateur LSDV. Ces approximations sont captées par le premier, le deuxième et le troisième terme de l'équation suivante :

$$B_1 = c_1 (T^{-1}); B_2 = B_1 + c_2 (N^{-1} T^{-1}); B_3 = B_2 + c_3 (N^{-1} T^{-2}) \quad (8)$$

L'estimateur corrigé de LSDV (LSDVC) est donc obtenu par :

$$LSDVC = \delta_{LDSV} - B_i, i = 1, 2, 3 \quad (9)$$

Dans cet article, nous tenons en compte le biais de correction à l'aide de l'estimateur Anderson-Hsiao estimator (voir Ametoglo, Guo, & Wonyra, 2018).

Source des données

Les données des variables proviennent principalement de la Banque Mondiale (World Development Indicators, 2018). Des données supplémentaires sur l'indice de Gini provenant de la World Income Inequality Database de l'Institut mondial de recherche sur l'économie du développement de l'Université des Nations Unies (UN-WIDER).

Le tableau 1 présente les statistiques autour des variables. Il ressort qu'il existe une disparité entre les pays en ASS. En moyenne, le niveau d'inégalité est estimé à 42,3 point et l'écart d'inégalité d'un pays à un autre est estimé à 7,2 point. Le niveau de gouvernance est très faible dans la région et estimé en moyenne à moins de 5 point. Les autres statistiques sont présentées dans le tableau ci-dessous.

Tableau 1. Statistiques descriptives

Variable	Obs.	Mean	Std. Dev.	Min	Max
Inégalité	600	42,289	7,228	30,82	64,79
Urbanisation	600	6697596	1,12e+07	0	8,70e + 07
Chômage	600	9,851	7,452	0	37,6
Investissement	600	22,118	24,166	3,644	266,733
PIBH	600	2413,805	3990,307	140,815	28937,3
Indice affaire commerciale	600	3,547	0,755	1,5	4,5
Sécurité pour internet	600	90,178	526,490	1	7143

Source : Élaboration propre.

Technique d'estimation

Le modèle est estimé au moyen des techniques d'estimation des données de panels dynamiques. Cela est justifié par le fait que le niveau de revenu et donc des inégalités de l'année courante sont expliqués par ceux de l'année précédente (Ametoglo et al., 2018). A cet effet, le modèle étant dynamique, l'estimateur des moindres carrés ordinaires, l'estimateur à effets fixes, l'estimateur à effets aléatoires et l'estimateur SUR ne sont plus adaptés. Dans ces conditions, l'estimateur LSDVC de Bruno (2005). Cet estimateur est plus efficace que celui des GMM sur des panels non cylindrés de petite taille (Flannery & Hankins, 2013).

3. Résultats et implications de politique économique

Les résultats des régressions économétriques montrent que l'urbanisation augmente significativement les inégalités de revenu. Une augmentation du taux d'urbanisation de 1% contribue à l'augmentation des inégalités de revenu d'environ 2,79%. Ce résultat est conforme à celui trouvé par Nkoa et Song (2019). Cette situation peut s'expliquer par le fait que dans les pays en développement notamment ceux de l'ASS, l'émergence des villes et leurs différenciations sociales causent des différences entre les plus riches et les plus pauvres, une apparente massification de la pauvreté et le développement d'espaces sociaux plus homogènes en termes d'appartenance de classe créant de nouvelles divisions intra-urbaines (Fourchard, 2017). Dans de nombreuses villes africaines, les inégalités sont réellement saisissantes. Malgré de récentes améliorations, la plupart des villes africaines, par exemple, affichent toujours des valeurs très élevées pour l'indice de Gini, qui est une mesure permettant de capter les inégalités. Ainsi, une forte urbanisation qui s'accompagne par une forte inégale répartition de la population et des activités au sein des villes peut contribuer à l'accentuation des inégalités dans ces régions (Lachaud, 2006).

Cependant, un niveau d'urbanisation croisé avec l'accès aux services de télécommunications notamment l'utilisation de l'internet pour sécurité réduit

significativement les inégalités de revenu dans les pays de l'Afrique subsaharienne d'environ 0,33%. Ce résultat fort intéressant explique le rôle central que jouent les services de télécommunications dans la mesure où ils facilitent la fourniture et l'accès à d'autres services dans les milieux urbains. Par ailleurs, les services de télécommunications performants sont un préalable à l'urbanisation dans la mesure où l'accès à la terre poserait moins de problème avec l'utilisation des systèmes de géolocalisation et une meilleure planification de l'occupation de l'espace. Ce résultat est à mettre à profit pour permettre à l'Afrique subsaharienne de tirer meilleure partie de l'urbanisation sans cesse grandissante de l'Afrique. Selon les projections des Nations unies, l'Afrique subsaharienne basculera dans l'urbain entre 2025 et 2035, 1,2 milliard de citoyens sont attendus en 2050, plus nombreux que ceux de la Chine ou de l'Inde. Les grandes villes (plus de 1 million d'habitants) regroupent un peu plus du tiers de la population urbaine et captent 25% des nouveaux citoyens (United Nations Habitat, 2014).

La corruption reste un des éléments qu'il faudra maîtriser dans la sphère de la gestion de l'espace et donc de l'accès à terre urbaine. De nos estimations, il ressort qu'un niveau d'urbanisation associé à une administration publique efficiente en termes de réglementation des affaires commerciales conduit à une réduction des inégalités de revenu dans les pays de l'Afrique subsaharienne. Ainsi, l'interaction du niveau d'urbanisation et d'une administration publique efficiente en termes de réglementation des affaires commerciales conduit à une réduction de l'inégalité d'environ 2,06%. La région subsaharienne regroupe des pays où le secteur informel est important et où le commerce est l'activité la plus développée avec une floraison des activités foncières qui s'accompagnent d'une forte corruption. Ce résultat fait ressortir donc l'importance du secteur informel et des politiques de lutte contre la corruption. En effet, les problèmes fonciers sont fortement corrélés au niveau de corruption de l'administration centrale tant dans les aspects de l'immatriculation des terres tant dans le règlement des litiges fonciers. Pour y parvenir, les services de télécommunications peuvent être mis à contribution pour réduire l'effet négatif de la corruption sur les inégalités de revenu. Cela suppose que les services de télécommunications vont permettre un système de contrôle électronique de l'immatriculation, la mise en place d'un système de guichet unique et de paiements en ligne des frais administratifs.

En ce qui concerne le niveau de croissance mesurée par le PIB par habitant, les résultats montrent qu'elle accentue les inégalités de revenu d'environ 0,6%. Ce résultat peut s'expliquer par le fait qu'une inégale répartition du revenu peut permettre de creuser le fossé déjà existant entre les riches et les pauvres en termes d'inégalité de revenu surtout dans les pays d'ASS. Ainsi, l'élaboration des politiques de redistribution orientée d'une part vers le court terme (très fréquente) recouvrant des programmes de garantie de ressources et d'assurance, tels que l'assurance chômage et d'autre part celle orientée vers le long terme concernant des politiques

visant à redistribuer les actifs ou à réduire les inégalités dans l'accumulation d'actifs peut contribuer à réduire des inégalités (Attanasio & Binelli, 2004).

Tableau 2. Résultats de l'estimation par la méthode LSDVC

Variables	Estimation par LSDVC	
	modèle de base	modèle interaction
Inégalité retardée	-0,252*** (0,0548)	-0,250*** (0,0563)
Taux d'urbanisation	0,0666 (0,684)	2,787** (1,112)
Chômage	0,821 (0,502)	0,780 (0,502)
Taux d'investissement	0,0606 (0,707)	-0,0847 (0,657)
PIBH	0,783*** (0,0529)	0,569** (0,224)
Gouvernance traditionnelle		
Indice affaire commerciale	-0,850*** (0,0990)	
Urb* Indice affaire commerciale		-2,058*** (0,238)
E-Gouvernance		
Internet pour sécurité	-0,502*** (0,0936)	
Urb* Internet pour sécurité		-0,334*** (0,129)
Observations	548	548
Number of idd	50	50

Ecart type en parenthèses ; *** $p < 0,01$, ** $p < 0,05$, * $p < 0,1$.

Source : Élaboration propre.

On souligne alors que si les schémas d'urbanisation sont foncièrement différents selon les pays (la situation des pays d'Afrique subsaharienne), les modèles de répartition des inégalités le sont aussi. Toutes les villes souffrent d'inégalités, certaines plus que d'autres, en fonction des contextes spécifiques nationaux et régionaux, ainsi que du développement économique et de l'ampleur du secteur informel. Ce que nous observons aujourd'hui est un marquage géographique de plus en plus prononcé des inégalités sociales, surtout dans les pays en développement.

Conclusion et recommandations

Selon la banque mondiale, une proportion croissante d'Africains vit aujourd'hui dans les zones urbaines et d'après les projections des Nations unies, l'Afrique subsaharienne basculera dans l'urbain entre 2025 et 2035 avec 1,2 milliard de citoyens attendus en 2050, plus nombreux que ceux de la Chine ou de l'Inde. Cette sans cesse croissante urbanisation du continent africain rime avec toute une panoplie de défis dont celui de la réduction des inégalités de revenu dans un contexte de corruption et d'accès aux services de télécommunications. Dans cet article, le rôle des services de télécommunications dans la relation urbanisation-corruption-inégalités de revenu dans les pays de l'Afrique subsaharienne a été analysé. Pour y parvenir, les données de panel sont mobilisées sur 48 pays couvrant la période 2005–2016. Une modélisation dynamique est adoptée et la méthode LSDCV est utilisée pour estimer notre modèle afin de mieux prendre en compte les problèmes d'endogénéité des régresseurs. Les résultats montrent que l'urbanisation renforce les inégalités dans les pays de l'Afrique subsaharienne. Cependant, l'utilisation des services de télécommunications et la réglementation des affaires commerciales croisées avec l'urbanisation réduit les inégalités de revenu. Ce résultat implique que les politiques de lutte contre la corruption dans le domaine du foncier doivent être accentuées et surtout du secteur tertiaire et de l'informel. Par ailleurs, l'accès facile aux services de télécommunications devient un impératif dans un contexte d'urbanisation dans la mesure où ces services créent des facilités aux autres services et permettent de lutter contre la corruption dans le secteur du foncier en facilitant la mise en place de mécanismes visant à réduire la vulnérabilité à la corruption.

En termes de recommandation de politique, de nos résultats, on peut retenir que la réduction des inégalités de revenu peut passer par une amélioration de la qualité des services publics et l'utilisation des services de télécommunications pour améliorer la gestion de l'espace grâce à la numérisation des parcelles tant urbaines que rurales. Aussi, nous recommandons la mise en place d'un système de paiements mobiles afin de réduire la corruption dans le processus d'immatriculation des parcelles et la mise en ligne des formalités administratives d'acquisition des titres fonciers dans la lutte contre les inégalités de revenu.

References

- Adams, S. (2008). Globalization and income inequality: Implications for intellectual property rights. *Journal of Policy Modeling*, 30(5), 725–735.
- Adams, S., & Klobodu, E. K. M. (2018). Urbanization, economic structure, political regime, and income inequality. *Social Indicators Research*, 142(5).
- Ametoglo, M. E. S., Guo, P., & Wonyra, K. O. (2018). Regional integration and income inequality in ECOWAS zone. *Journal of Economic Integration*, 33(3), 604–627.
- Annez, P. C. & Buckley, R. M. (2009). Urbanization and growth: Setting the context. Urban and growth. In M. Spence, P. C. Annez & R. M. Buckley (Eds.), *Urbanization and growth* (pp. 1–45). Washington, DC: World Bank.
- Anyanwu, J. C., Erhijakpor, A. E., & Obi, E. (2016). Empirical analysis of the key drivers of income inequality in West Africa. *African Development Review*, 28(1), 18–38.
- Arellano, M., & Bond, S. (1991). Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations. *The Review of Economic Studies*, 58(2), 277–297.
- Arellano, M., & Bover, O. (1995). Another look at the instrumental variable estimation of error-components models. *Journal of Econometrics*, 68(1), 29–51.
- Attanasio, O., & Binelli, C. (2004). Inégalités, croissance et politiques redistributives. *Afrique Contemporaine*, 211, 107–139.
- Banque Mondiale. (2015). *Rapport annuel 2015*. Washington, DC: The World Bank.
- Bertinelli, L., & Black, D. (2004). Urbanization and growth. *Journal of Urban Economics*, 56(1), 80–96.
- Bertrand, D. (2014). *Politique d'aménagement du lieu historique national du Canada du Canal-de-Chambly*. (Unpublished doctoral dissertation). Quebec: Université de Sherbrooke.
- Bircan, C., Brück, T., & Vothknecht, M. (2010). *Violent conflict and inequality*. (BWPI Working Paper 129).
- Blundell, R., & Bond, S. (1998). Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models. *Journal of Econometrics*, 87(1), 115–143.
- Bruno, G. S. (2005). Approximating the bias of the LSDV estimator for dynamic unbalanced panel data models. *Economics Letters*, 87(3), 361–366.
- Bun, M. J., & Kiviet, J. F. (2003). On the diminishing returns of higher-order terms in asymptotic expansions of bias. *Economics Letters*, 79(2), 145–152.
- Castells-Quintana, D. (2018). Beyond Kuznets: Inequality and the size and distribution of cities. *Journal of Regional Science*, 58(3), 564–580.
- Castells-Quintana, D., & Royuela, V. (2013). *Cross-section evidence on the positive and negative effects of income inequality on economic growth* (Preliminary version).
- Chen, G., Gu, C., & Wu, F. (2006). Urban poverty in the transitional economy: A case of Nanjing, China. *Habitat International*, 30(1), 1–26.
- De Haas, H. (2005). International migration, remittances and development: myths and facts. *Third World Quarterly*, 26(8), 1269–1284.
- Dincer, O. C., & Gunalp, B. (2008). *Corruption, income inequality, and poverty in the United States*. <http://dx.doi.org/10.22004/ag.econ.37848>

- Dodman, D., Leck, H., Rusca, M., & Colenbrander, S. (2017). African urbanisation and urbanism: Implications for risk accumulation and reduction. *International Journal of Disaster Risk Reduction*, 26, 7–15.
- Drukker, D. M. (2008). *Econometric analysis of dynamic panel-data models using Stata*. TX: StatCorp: College Station.
- Ebeke, C. H., & Etoundi, S. M. N. (2017). The effects of natural resources on urbanization, concentration, and living standards in Africa. *World Development*, 96, 408–417.
- Fay, M., & Opal, C. (2000). *Urbanization without growth: A not so uncommon phenomenon* (vol. 2412). Washington, DC: World Bank Publications.
- Flannery, M. J., & Hankins, K. W. (2013). Estimating dynamic panel models in corporate finance. *Journal of Corporate Finance*, 19, 1–19.
- Fourchard, L. (2017). *Une urbanisation inégalitaire*. Paris: La Découverte.
- Goel, R. K., & Nelson, M. A. (2010). Causes of corruption: History, geography and government. *Journal of Policy Modeling*, 32(4), 433–447.
- Gollin, D., Jedwab, R., & Vollrath, D. (2016). Urbanization with and without Industrialization. *Journal of Economic Growth*, 21(1), 35–70.
- Gradstein, M., & Milanovic, B. (2004). Does liberté = égalité? A survey of the empirical links between democracy and inequality with some evidence on the transition economies. *Journal of Economic Surveys*, 18(4), 515–537.
- Gupta, S., Davoodi, H., & Alonso-Terme, R. (2002). Does corruption affect income inequality and poverty?. *Economics of Governance*, 3(1), 23–45.
- Gyimah-Brempong, K. (2002). Corruption, economic growth, and income inequality in Africa. *Economics of Governance*, 3(3), 183–209.
- Hao, L. (2012). Cumulative causation of rural migration and initial peri-urbanization in China. *Chinese Sociological Review*, 44(3), 6–33.
- Harris, J. R., & Todaro, M. P. (1970). Migration, unemployment and development: A two-sector analysis. *The American Economic Review*, 60(1), 126–142.
- Henderson, V. (2003). The urbanization process and economic growth: The so-what question. *Journal of Economic Growth*, 8(1), 47–71.
- Henderson, J. V., & Wang, H. G. (2007). Urbanization and city growth: The role of institutions. *Regional Science and Urban Economics*, 37(3), 283–313.
- Jaffe, R. K., Bruijne, A. D., Schalkwijk, A., & Jaffe, R. (2008). The Caribbean city: An introduction. *The Caribbean City*, 1–23.
- Jones, B. G., & Koné, S. (1996). An exploration of relationships between urbanization and per capita income: United States and countries of the world. *Papers in Regional Science*, 75(2), 135–153.
- Kanbur, R., & Zhang, X. (1999). Which regional inequality? The evolution of rural–urban and inland–coastal inequality in China from 1983 to 1995. *Journal of Comparative Economics*, 27(4), 686–701.
- Kuznets, S. (1955). Economic growth and income inequality. *The American Economic Review*, 45(1), 1–28.
- Lachaud, J.-P. (2006, August). Urbanisation, pauvreté et capacités: nouveaux défis des stratégies de développement?. *Revue d'Économie Regionale Urbaine*, 455–488.
- Li, H., Xu, L. C., & Zou, H. F. (2000). Corruption, income distribution, and growth. *Economics & Politics*, 12(2), 155–182.

- Liddle, B. (2017). Urbanization and inequality/poverty. *Urban Science*, 1(35), 1–7.
- Liddle, B., & Messinis, G. (2015). Which comes first—urbanization or economic growth? Evidence from heterogeneous panel causality tests. *Applied Economics Letters*, 22(5), 349–355.
- Meier, K. J., & Holbrook, T. M. (1992). “I seen my opportunities and I took’em:” Political corruption in the American States. *The Journal of Politics*, 54(1), 135–155.
- Meka’a, C. B. (2011). Le différentiel de revenus joue-t-il un rôle déterminant dans la migration rurale-urbaine ? Application au cas du Cameroun. *Revue d’Économie du Développement*, 19(1), 45–76.
- Myers, B. L. (2011). *Walking with the poor: Principles and practices of transformational development*. Ossining, NY: Orbis Books.
- Nkoa, B. E. O., & Song, J. S. (2019, June). Urbanisation et inégalités en Afrique: une étude à partir des indices désagrégés. *Revue d’Économie Régionale Urbaine*, 447–484.
- Obaidullah, M. (2008). *Introduction to islamic microfinance*. IBF Net Limited.
- Obeng-Odoom, F. (2009). Has the Habitat for Humanity Housing Scheme achieved its goals? A Ghanaian case study. *Journal of Housing and the Built Environment*, 24(1), 67–84.
- Programme des Nations Unies pour le Développement (PNUD). (2016). *Rapport sur le développement humain*. Retrieved from http://hdr.undp.org/sites/default/files/HDR2016_FR_Overview_Web_0.pdf
- Sato, Y., & Yamamoto, K. (2005). Population concentration, urbanization, and demographic transition. *Journal of Urban Economics*, 58(1), 45–61.
- Server, O. B. (1996). Corruption: A major problem for urban management: Some evidence from Indonesia. *Habitat International*, 20(1), 23–41.
- Schlesinger, J. (2013). *Agriculture along the urban-rural continuum. A GIS-based analysis of spatio-temporal dynamics in two medium-sized African cities*. (Unpublished doctoral dissertation). Freiburg: University of Freiburg.
- Siddique, M. A. B., Wibowo, H., & Wu, Y. (2014). *Fiscal decentralisation and inequality in Indonesia: 1999–2008*. Perth: University of Western Australia, Business School, Economics.
- Sulemana, I., Nketiah-Amponsah, E., Codjoe, E. A., & Andoh, J. A. N. (2019). Urbanization and income inequality in sub-Saharan Africa. *Sustainable Cities and Society*, 48, 101544.
- Swierczynska, K. A., & Koulakoumouna, E. (2018). Marché des télécommunications et croissance économique en Afrique subsaharienne: cas de la République du Congo. *Revue Européenne du Droit Social*, 82.
- Todaro, M. P. (1969). A model of migration and urban unemployment in less-developed countries. *The American Economic Review*, 59(1), 138–148.
- United Nations Habitat. (2010). United Nations Habitat annual report. Retrieved August 3, 2019 from <https://unhabitat.org/un-habitat-annual-report-2010/>
- Verrest, H., Moorcroft, S., & Mohammed, A. (2013). Global urban development programmes and local realities in the Caricom-Caribbean: Mismatches in needs and approach. *Habitat International*, 40, 258–267.
- Wan, G., & Zhang, Y. (2017). *Accelerating urbanization explained: The role of information*. (ADB Working Paper No. 674). Tokyo: Asian Development Bank Institute. Retrieved from <https://www.adb.org/publications/accelerating-urbanization-explained-role-information>

- Wan, G., & Zhou, Z. (2005). Income inequality in rural China: Regression based decomposition using household data. *Review of Development Economics*, 9(1), 107–120.
- Watson, V. (2014). African urban fantasies: Dreams or nightmares?. *Environment and Urbanization*, 26(1), 215–231.
- World Development Indicators. (2018). *DataBank*. Retrieved from <https://databank.world-bank.org/source/world-development-indicators>
- Wu, D., & Rao, P. (2017). Urbanization and income inequality in China: An empirical investigation at provincial level. *Social Indicators Research*, 131(1), 189–214.

EFFETS DE LA STRATEGIE DE RELANCE POST-COVID-19 DE LA BCEAO SUR LES AGRÉGATS ÉCONOMIQUES AU TOGO

Effects of the BCEAO post-COVID-19 strategy on economic activities in Togo

SEGNON AGUEY¹

Université de Lomé, Togo
Faculté des Sciences Économiques et de Gestion
aguey.s.@gmail.com
ORCID : <https://orcid.org/0000-0002-0228-5623>

YÉZIDOU ALI¹

Université de Lomé, Togo
Faculté des Sciences Économiques et de Gestion
aliyezd@gmail.com
ORCID : <https://orcid.org/0000-0002-7998-0966>

AKOÉTÉ EGA AGBODJI¹

Université de Lomé, Togo
Faculté des Sciences Économiques et de Gestion
adagbodji@yahoo.fr
ORCID : <https://orcid.org/0000-0001-6437-0041>

Abstract: The consequences of the anti-COVID-19 barrier measures have been damaging to economic activity. In order to stimulate economic recovery, BCEAO is proposing a 20% reduction in its target rate (2.5% to 2%). Our study offers a pre-assessment of the effects of this monetary policy on economic aggregates in Togo. Using a DSGE model based on the restrictions of the informal sector on access to credit, we analyze the transmission channels of the cut in the BCEAO target rate to the economy. The 20% reduction in the target rate generates a drop in the lending rate for commercial banks about nearly 3%, which stimulates investment for an additional 2% effect on GDP growth. However, growth will be mainly drained by the formal sector, the main beneficiary of the additional credit. The informal

¹ Université de Lomé, Boulevard Gnassingbé Eyadema 01 BP. 1515, Lomé, Togo.

sector will even be negatively affected, assuming the substitutability of factors between sectors of activity. There is a 0.9% drop in informal employment and a 0.7% reduction in informal production. The BCEAO's recovery strategy could allow the West African countries to initiate a structural change for a better development different from the strong informal propensity one.

Keywords: COVID-19, monetary policy, economy recovery, informality, BCEAO, DSGE.

Résumé : Les conséquences des mesures barrières anti COVID-19 ont été dommageables sur l'activité économique. Afin de stimuler la relance *économique*, la BCEAO propose une réduction de 20% de son taux directeur (2,5% à 2%). Notre étude propose une pré-évaluation des effets de cette politique monétaire sur les agrégats économiques au Togo. À partir d'un modèle DSGE intégrant les restrictions d'accès au crédit de l'informel, nous analysons les canaux de transmission de la baisse du taux directeur de la BCEAO jusqu'aux agrégats *économiques*. La réduction de 20% du taux directeur engendrerait une baisse du taux de base des banques commerciales de près de 3%, ce qui stimulera l'investissement pour un effet additionnel de 2% sur la croissance du PIB. Toutefois, la croissance sera essentiellement drainée par le secteur formel, principal bénéficiaire du crédit additionnel. Le secteur informel en sera même négativement affecté, sous l'hypothèse de la substituabilité des facteurs entre les secteurs d'activité. On note une baisse de 0,9% de l'emploi informel et une réduction de 0,7% de la production informelle. La stratégie de relance de la BCEAO pourrait ainsi permettre aux États de la zone ouest-africaine d'initier un changement structurel pour un meilleur développement autre que celui à forte propension informelle.

Mots-clés : COVID-19, politique monétaire, relance économique, informalité, DSGE, BCEAO.

JEL classification : E16, C68, D58, E22, O10.

Introduction

La pandémie du coronavirus apparue en Chine au mois de novembre 2019 a fait jusqu'à présent des millions de victimes dans le monde et des milliers de décès. Les risques de contagion de la COVID-19 sont estimés à 3 fois plus élevés que les risques de contagion du rhume par exemple. Afin de limiter la propagation du virus, des mesures barrières strictes ont été adoptées à travers le monde, dont la fermeture des frontières, l'arrêt de certaines activités de production et la réduction des heures travaillées. Les conséquences ont été bénéfiques quant au ralentissement de la pandémie, mais néfastes à l'activité économique. En attendant l'éradication complète du virus, les institutions gouvernementales, régionales et internationales se mobilisent pour

trouver des stratégies efficaces de relance économique. C'est dans cette optique que le 8 juin 2020, la BCEAO a annoncé une baisse de son taux directeur de 2,5% à 2%, dans la continuité de sa stratégie d'atténuation des effets de la pandémie et de relance de l'activité économique. Depuis plusieurs années, la littérature économique reste ambiguë sur les impacts de court terme puis de long terme de la politique monétaire sur les agrégats macroéconomique, en particulier la production (Walsh, 2003). Plusieurs chercheurs se sont plutôt joints au débat sur la neutralité de la monnaie à long terme dans les pays développés (Asongu, 2014). Ce papier vise ainsi à mesurer la contribution effective de court et de long terme de la politique monétaire post-COVID-19 de la BCEAO sur la relance économique au Togo.

Plusieurs auteurs ont évalué l'effet de la politique monétaire sur l'emploi, la stabilité des prix ou encore la croissance économique. Les avis divergent dans l'espace et dans le temps. Friedman (1968) relevait déjà la politique monétaire comme étant le meilleur outil de développement et de gestion économique. Il reprochait à la politique budgétaire de Keynes de ne pas susciter en outre mesure l'investissement, moteur de la croissance économique. Milani et Treadwell (2012) vont plus en détail en évaluant les types de chocs monétaires qui affectent le plus la croissance économique. Ils trouvent que les politiques annoncées, et donc anticipées par les agents économiques présentent une persistance et une incidence plus élevées sur la croissance économique que les politiques soudaines et non anticipées. Selon les auteurs, une politique monétaire annoncée bien avant son implémentation constitue le meilleur outil de croissance ou de relance économique. Pour leur part, Bhattarai et Neely (2016) recommandent aux banques centrales de limiter l'usage des mesures monétaires aux périodes de crises financières et de crises économiques. La politique monétaire expansionniste aurait un effet positif sur la production mais aussi sur les prix. Dans les cas d'effet trop grand sur les prix, ou d'une trop grande baisse des taux d'intérêt, l'effet conjugué de la politique monétaire sur la croissance économique risque de devenir pervers. La politique monétaire serait donc efficace mais uniquement en période de relance économique. Pour Goodhart et Jensen (2015), la politique monétaire serait souvent inefficace et donc sans impact significatif sur la croissance économique, surtout dans les pays en développement, où la structure économique ne permet pas la transmission des mesures monétaires jusqu'au niveau du secteur privé. Les banques se retrouvent en excès de réserve, les difficultés d'accès au crédit du secteur privé persistent et l'activité économique peine à se relancer.

Quelques auteurs ont évalué la politique monétaire de la BCEAO parmi lesquels, Nubukpo (2002), qui évalue l'impact des mouvements des taux directeurs de la BCEAO sur la croissance et l'inflation entre 1989 et 1999, période postérieure à la mise en place du nouveau dispositif de gestion monétaire de l'UEMOA d'octobre 1989. L'auteur trouve qu'une augmentation du taux directeur de la BCEAO, se traduit par un effet négatif sur la croissance économique, l'effet dont l'ampleur maximale, faible, se situe à la fin du premier trimestre et persiste pendant six ans et

de mi. L'effet négatif sur l'inflation est rapide, avec une ampleur maximale observée dès la fin du premier trimestre et une persistance d'une durée de cinq ans avant le retour à la tendance de long terme. Les résultats diffèrent selon les pays membres et donnent lieu à un certain nombre de recommandation de politique monétaire. Ameganvi (2018) en cherchant à cerner les facteurs explicatifs du recours des banques à la liquidité auprès de la BCEAO, obtient que la demande de refinancement ait été motivée en grande partie par les crédits à l'économie à court terme et aussi l'acquisition de titres publics. Le différentiel entre les taux de sortie des titres publics et les taux du guichet de prêt marginal et la croissance économique affecteraient eux aussi positivement la demande de refinancement des banques. Par contre, le renforcement des fonds propres, les dépôts aux guichets ainsi que la hausse des réserves auprès de la banque centrale influencent négativement la demande de refinancement des banques. Dembo Toe et Houkpatin (2007) étudient le lien entre l'évolution des variables monétaires, notamment la masse monétaire et l'inflation, il ressort à court terme l'existence d'une relation de causalité entre les variables de la masse monétaire et celle de l'indice de prix à la consommation pour l'ensemble de l'union. Une augmentation du stock de monnaie a un impact haussier sur l'inflation qui se stabilise au bout de 14 mois. Sall (2020), tente de déterminer un objectif d'inflation pour l'UMOA, le seuil optimal d'inflation, défini comme le niveau d'inflation qui maximise la croissance économique déterminé de manière endogène à l'aide de la méthode PSTR développé par González, Terasvirta et Van Dijk (2005). Les résultats montrent que la relation entre l'inflation et la croissance économique est susceptible d'être non-linéaire dans l'UEMOA, et que le seuil optimal d'inflation est autour de 3,9%.

Au regard de la théorie économique qui prône l'inefficacité de la politique monétaire dans un régime de change fixe, peu d'études se sont consacrées sur l'effet d'une variation du taux directeur de la BCEAO sur l'activité économique dans les pays membres. Toutefois, les études susmentionnées suggèrent une adéquation de la politique monétaire de la BCEAO à l'objectif de croissance de l'UEMOA. En ces périodes de crise sanitaire du COVID-19, la politique de relance mise en œuvre par la BCEAO à travers la baisse du taux d'intérêt directeur, serait-elle efficace dans un contexte mondial de déséquilibre économique qui touche presque tous les secteurs d'activité ? Ce papier se démarque des études faites dans le cas de la politique monétaire de la BCEAO, par rapport à son contexte qui s'inscrit dans le cadre de la politique de relance post-COVID-19 instituée par la BCEAO, ainsi que la prise en compte de l'informel qui ne peut bénéficier directement de cette mesure, à partir d'un modèle DSGE. Le modèle DSGE permet à la fois de capter l'ampleur et la persistance des effets du choc sur l'activité économique à court et à long terme.

Dans sa structure, le secteur informel qui représente une partie non négligeable des économies de la région est prise en compte. Le reste du papier est structuré de

la manière suivante. La deuxième section passe en revue la littérature sur la politique monétaire, la troisième section ressort le lien entre le taux d'intérêt directeur et quelques agrégats économiques, la quatrième section met en relief l'approche méthodologique, la cinquième section expose les résultats et analyses, et enfin la sixième section conclut.

1. Revue de la littérature

1.1. Revue théorique

Théoriquement, la politique monétaire peut être définie comme un contrôle discrétionnaire de la masse monétaire par les autorités monétaires en vue de parvenir à des objectifs économiques ciblés. Essentiellement, la politique monétaire est un programme d'action entrepris par les autorités monétaires généralement la banque centrale, pour contrôler et réglementer l'offre de monnaie et le flux de crédit en vue de réaliser les objectifs macroéconomiques prédéterminés (Tahavieva & Nigmatullina, 2017). Il existe trois formes fondamentales de décisions de la politique monétaires qui sont, la quantité de monnaie en circulation ; le niveau des taux d'intérêt ; les fonctions de marché du crédit et du système bancaire (Ogunjimi, 1997). La régulation de la valeur, de l'offre et du coût de la monnaie dans une économie s'effectue par l'intermédiaire de la combinaison de ces mesures, en fonction du niveau des activités économiques. Plusieurs travaux confirment la possibilité que la politique monétaire influence l'activité économique réelle, au moins à court terme (Bernanke & Gertler, 1995).

Différents canaux de transmission par lesquels la politique monétaire affecte l'activité économique ont été largement examinés sous les écoles de pensée monétariste et keynésienne. La connaissance de ces canaux permet aux autorités monétaires de mieux orienter leurs actions afin d'en assurer l'efficacité. Notamment, le canal du taux d'intérêt, le canal du taux de change et le canal du crédit. La combinaison de ces différents canaux et leurs implications dans les mécanismes de transmission reflètent l'effet global de la politique monétaire.

Canal du taux d'intérêt

En se référant à la théorie et aux différents travaux empiriques sur ce débat, les points de vue ne sont pas unanimes. Les classiques stipulent qu'à court terme, la politique monétaire n'exerce que des effets limités sur l'activité économique réelle. En effet, leur point de vue repose sur le fait que l'épargne des ménages et l'investissement des entreprises seraient très peu sensibles aux variations du taux d'intérêt, d'où la neutralité monétaire. Par contre, les monétaristes adhèrent à la thèse selon laquelle, la politique monétaire joue un rôle prépondérant dans la conjoncture économique puisqu'une politique monétaire restrictive devrait entraîner une diminution des

prix relatifs des actifs monétaires, financiers et réels. Cette situation se traduit par une modification des demandes réelles que sont la consommation, l'investissement, et les stocks réels accumulés. Le canal du taux d'intérêt est le principal mécanisme de transmission du taux d'intérêt chez les Keynesiens. Il est considéré comme l'ensemble des moyens par lesquels la variation des taux directs est susceptible d'affecter la sphère réelle par le biais des décisions d'investissement et de consommation des entreprises et des ménages. Le taux d'intérêt, considéré comme le loyer de l'argent, peut être vue à la fois comme le taux de rendement d'un actif composite (titre financier ou capital physique) ou comme un prix relatif ou une charge financière. S'il est considéré comme un prix relatif, il influe sur la composition des portefeuilles des agents économiques, la liquidité de l'économie ou sur le solde des paiements courants. Prenant l'aspect d'une charge financière, il affecte le coût de production des entreprises et reste déterminant dans le choix entre les différents modes de production intensifs en capital ou en travail.

Selon Robinson (1965), une politique de taux d'intérêt bas permet de promouvoir l'investissement et la croissance économique. Chandavarkar (1971) assure que la fixation des taux d'intérêt à des niveaux appropriés, permet d'assurer l'investissement désiré en volume et en composition. Selon lui, le taux d'intérêt doit être maintenu à des niveaux bas pour stimuler l'investissement. Toutefois, McKinnon et Shawn (1973), s'opposent à ce raisonnement, en montrant que des niveaux de taux d'intérêt bas ne favorisent pas l'accumulation du capital et la croissance économique. En effet, des taux d'intérêt faibles peuvent stimuler la demande d'investissement. Par contre, du fait de leur niveau assez bas, ils ne peuvent pas susciter l'épargne nécessaire en vue de satisfaire la nouvelle demande créée. Il en résulte, par conséquent, une diminution de l'investissement. Pour ces raisons, ces auteurs prônent la libéralisation financière.

Le canal du crédit

La seconde moitié des années 80 est marquée par une abondante littérature sur le rôle du crédit bancaire dans la transmission des chocs monétaires. Le « canal du crédit » suggère que la politique monétaire agit sur la demande agrégée non seulement par ses effets directs sur le taux d'intérêt, mais aussi parce qu'elle affecte l'offre de crédit bancaire (Bernanke & Blinder, 1992). En effet, le canal du crédit dans son sens stricte, stipule que l'augmentation de l'offre de monnaie accroît les dépôts collectés par les institutions financières et les établissements de crédit ont l'opportunité de développer leur offre de crédit. Au sens large, une baisse des taux d'intérêt accroît l'offre de crédits aux agents non financiers via l'augmentation de la richesse nette des emprunteurs potentiels et de leur solvabilité (Kashyap, Stein, & Wilcox, 1993). Stiglitz et Weiss (1981) ont montré, qu'en présence d'une asymétrie d'information entre prêteurs et emprunteurs, les variations des taux débiteurs bancaires ne permettent pas un apurement efficace du marché du crédit. Dans une

telle situation, le rationnement du crédit qui est la seule réponse optimale aux variations de taux d'intérêt créditeurs impulsés par les autorités monétaires entraînera une diminution de la demande via la baisse de l'investissement. D'après Nubukpo (2002), le canal de transmission du taux d'intérêt directeur de la Banque Centrale est qu'une modification du taux d'intérêt directeur engendre une variation des taux bancaires qui influe sur la demande de biens. La modification du taux directeur entraîne un changement des taux d'intérêt et de rendement des nouveaux emprunts et des placements. Elle pèse aussi sur le taux d'une partie des contrats existants et, en conséquence, sur les flux de revenus et les possibilités de dépenses. La variation du taux d'intérêt directeur induit également un effet de valorisation des actifs financiers. Ces différents enchaînements sont eux-mêmes fonction des structures financières de l'économie. En outre, la modification du taux directeur a un impact sur le taux de change et, par suite, sur les prix relatifs des biens et des actifs.

Le canal du taux de change

En régime de taux de change flexible et avec mobilité des capitaux, une baisse du taux d'intérêt se traduit toutes choses égales par ailleurs par une dépréciation du taux de change effectif réel de la monnaie. Cette dépréciation soutient les exportations nettes et par conséquent la production globale. D'après Mundell (1962), dans un régime de changes flexibles, la mobilité des capitaux implique une relation simple entre le taux d'intérêt et le taux de change : le différentiel du taux d'intérêt entre deux pays est égal à la variation anticipée du taux de change. De ce fait, une politique monétaire expansionniste entraîne une baisse des taux d'intérêt qui relance la production par deux effets. Primo, la hausse de l'investissement et les sorties de capitaux qui entraînent une dépréciation du taux de change. Secundo, une relance de la production par augmentation des exportations et une réduction des importations. Selon Dornbusch (1976), l'effet liquidité induit par l'impulsion monétaire initiale relançant la demande interne s'accompagne également d'une hausse de la demande étrangère à la suite d'une dépréciation du taux de change de court terme supérieure à la dépréciation de long terme. L'avis que les théoriciens de l'école des cycles réels réfutent en estimant que les fluctuations économiques sont dues à des innovations technologiques et à la meilleure qualification des travailleurs. De ce point de vue, la politique monétaire n'a que des effets nominaux et non des effets réels. Boissieu (2002) met en exergue que le canal du crédit comporte deux composantes étroitement imbriquées : le canal qui passe par l'incidence des variations des taux d'intérêt sur la situation et le comportement des emprunteurs et celui qui s'intéresse à l'effet des mouvements de taux d'intérêt sur le comportement des prêteurs, en particulier des banques.

Les canaux susmentionnés traitent essentiellement de la théorie monétaire traditionnelle. Au cours de ces dernières années le débat économique s'est accentué sur la théorie monétaire moderne. Elle se fonde principalement sur une politique de monétisation systématique de la dette publique. Elle propose que le financement de

la dette publique soit fait par le biais d'une création monétaire, avec une maîtrise de l'inflation à zéro par la banque centrale. Elle s'aligne sur un objectif du plein emploi et n'encourage pas la politique du remboursement de la dette publique par le biais d'excédents budgétaires. Enfin, elle développe un programme politique d'ensemble selon laquelle, l'économie ne peut être mise au service de l'humain, à condition que l'État dispose de l'outil monétaire et assume des déficits au service du plein emploi, de l'épargne, de la santé, de l'éducation, des infrastructures entre autres.

Plus explicitement, la politique de garantie fédérale de l'emploi consiste à créer un marché pour des travailleurs dont la valeur est nulle. L'État peut pour éponger le chômage involontaire, créer un marché pour ces travailleurs en fixant le prix qu'il est prêt à payer pour les recruter. De plus, un pays qui a la souveraineté monétaire n'a pas de contraintes financières fortes (Mitchell, Randall Wray, & Watts, 2019, p. 16), car pour rembourser ses dettes, il peut toujours faire recours à la création de la monnaie (Mitchell et al., 2019) et un pays n'est monétairement souverain que, s'il est en mesure d'emprunter dans sa propre monnaie. Pour Mitchell et collaborateurs (2019, p. 51), l'unique limite d'émission monétaire est l'inflation. C'est dans cette optique que, la théorie monétaire moderne, trouve contreproductif de réaliser des excédents pour rembourser la dette et rétablir les équilibres financiers de l'État. Selon elle, le déficit public alimente l'épargne des ménages et des entreprises, donc une politique en faveur du budget en excédent produirait l'effet inverse. Ce qui permet à cette théorie de proposer le déficit comme la résolution des problèmes aussi variés que la santé, l'éducation et le climat.

Cependant, cette théorie a fait l'objet de critiques aussi bien des néo-keynésiens (Krugman, 2019 ; Summers, 2020 ; Mankiw, 2020) que des classiques (Palley, 2015 ; Dowd, 2020 ; Murphy, 2020 ; Newman, 2020). Pour les néo-keynésiens comme Summers (2020), la théorie monétaire moderne est considérée comme un désastre annoncé. De même, Mankiw la porte un regard du mépris et d'autorité sous prétexte que ces auteurs provenaient des universités mineures, dont le domaine de compétence ne se résume qu'à la macroéconomie avec un modèle repris des hommes politiques. Il conclut qu'il n'adhère pas à l'approche proposé.

Les politiques de garantie de l'emploi que préconise la théorie monétaire mobilisent des ressources matérielles qui ne sont pas en quantité illimitée et qui seront détournées pour un autre usage. Elles changeraient les choix des personnes actives, si le salaire proposé est élevé (salaires garantis hauts, impliquera une hausse du niveau général de salaire, et donc une hausse des prix), on assistera à un déplacement d'emplois privés vers des emplois aidés et probablement une baisse de la productivité du travail en moyenne (Skousen, 2020). Les emplois garantis peuvent aussi bloquer des ressources dans des emplois peu productifs. Si non, en phase d'expansion, au lieu de se tourner vers les nouveaux emplois, il y a possibilité de rester confiner dans le système des emplois garantis, impliquant un ralentissement de relance économique efficiente.

Son soutien aux politiques de monétisation de la dette et de bas taux d'intérêt, qui sous-tend qu'un État disposant de la souveraineté monétaire ne peut pas être à court d'argent, consistant à faire de la politique monétaire un objet de la soutenabilité de la dette publique. Il ressort que, mis à part la limite constitutionnelle de l'indépendance de la banque centrale à laquelle elle se heurte, elle néglige l'effet Olivera-Tanzi (Tanzi, 1978), qui se caractérise par un retard de paiement d'impôt. Ainsi, lorsque l'inflation est élevée, et qu'un pays tente de financer les dépenses publiques par une création monétaire, l'acte d'imprimer plus d'argent, en augmentant le taux d'inflation, pourrait réduire les recettes fiscales d'un montant supérieur à la valeur réelle des revenus provenant du financement inflationniste. Ce que Dowd (2020) juge d'erreur en cette théorie est de vouloir supposer que, ce qui est correct à la marge l'est aussi pour l'ensemble. Aussi, la sous-estimation des risques inflationnistes de la mise au service de la dette, la politique monétaire, peut conduire les acteurs économiques à anticiper l'inflation et finalement à provoquer une crise inflationniste (Dowd, 2020). De plus, la politique monétaire néglige les effets bénéfiques d'une déflation prix. Alors qu'une bonne déflation n'est pas la conséquence d'une pénurie de monnaie, plutôt une baisse des prix émanant de la mondialisation et la hausse de la productivité (baisse augmente le pouvoir d'achat des salaires et les rentes des épargnants).

1.2. Revue empirique

Miranda-Agrippino, Nenova et Rey (2020) dans leur analyse comparative sur la transmission internationale de la politique monétaire de Chine et des USA trouvent que les canaux de transmission mondiale diffèrent sensiblement. Les chocs de la politique monétaire américaine affectent l'économie mondiale principalement par leurs effets sur les marchés financiers intégrés, les prix des actifs mondiaux et les flux de capitaux. Les économies émergentes, en particulier, voient à la fois une réduction des entrées et une augmentation des sorties de capitaux lorsque le vent tourne à la suite d'une contraction monétaire américaine. Inversement, le commerce international, les prix des matières premières et les chaînes de valeur mondiales sont les principaux canaux de transmission de la politique monétaire chinoise dans le monde. Les économies émergentes dotées d'un secteur manufacturier puissant sont particulièrement sensibles à ces perturbations.

Jarociński et Peter (2020) ont étudié à l'aide d'un vecteur autorégressif structurel l'effet des annonces de la banque centrale (par le biais de l'information sur la politique monétaire et l'évaluation des perspectives de la banque centrale). En s'appuyant sur l'information inhérente au co-mouvement à la haute fréquence des taux d'intérêt et des cours boursiers autour des annonces de politique monétaire. Ils trouvent qu'un resserrement surpris de la politique monétaire fait monter les taux d'intérêt et baisser les cours boursiers, tandis que le choc positif complémentaire

d'information de la banque centrale fait monter les deux. Ces deux chocs ont des effets intuitifs et très différents sur l'économie. Et qu'ignorer les chocs d'information de la banque centrale biaise l'inférence sur la non-neutralité de la politique monétaire.

Miranda-Agrippino et Rey (2020) montrent que les chocs de la politique monétaire américaine induisent des covariations dans les variables financières internationales qui caractérisent le «cycle financier mondial». Un seul facteur mondial qui explique une part importante de la variation des prix des actifs risqués dans le monde entier diminue de manière significative après un resserrement monétaire américain. Les contractions monétaires aux États-Unis entraînent un important désendettement des intermédiaires financiers mondiaux, une baisse de l'offre de crédit domestique à l'échelle mondiale, de fortes réductions des flux de crédit internationaux et un durcissement des conditions financières à l'étranger. Les pays ayant un régime de taux de change flottant sont soumis à des retombées financières similaires.

Ca'Zorzi et collaborateurs (2020) comparent la transmission internationale de la politique monétaire de la Banque centrale européenne (BCE) et du Système de réserve fédérale dans un cadre unifié et méthodologiquement cohérent. Ils identifient les chocs de politique monétaire purs en les purgeant du biais provenant des effets d'information contemporains de la banque centrale. Les résultats suggèrent qu'il existe une hiérarchie dans les retombées globales de la politique monétaire de la BCE et de la Réserve fédérale : si les retombées sur les prix à la consommation sont relativement faibles dans les deux sens, les chocs de politique monétaire de la Réserve fédérale ont un impact plus important sur les marchés financiers et l'activité réelle de la zone euro. La politique monétaire de la Réserve fédérale a également un impact significativement plus important que la politique monétaire de la BCE sur les variables réelles et financières dans le reste du monde.

Les travaux de Han et Wei (2018) ont montré que la politique monétaire de la BCEAO avant la crise financière de 2007 était influencée par la politique des taux de la Banque Centrale Européenne (BCE). Cependant, les auteurs trouvent que depuis l'avènement de la crise financière de 2007, il y a eu une rupture dans la dynamique de la relation. Depuis l'avènement de la crise financière de 2007, la BCE a travers sa politique de taux n'influence plus la politique monétaire de la BCEAO.

Mishra, Spilimbergo et Montiel (2012) montrent que les conditions pour l'efficacité de la politique monétaire à influencer la production par le biais du mécanisme de transmission monétaire sont rarement remplies dans les pays en développement, ce qui soulève des doutes sur la pertinence de la description standard de la transmission monétaire pour ces pays. Cecchetti (1995) et Grilli et Roubini (1995) montrent que les modifications des taux directeurs ne sont importantes que lorsqu'elles affectent les résultats globaux par le biais de l'investissement privé et sans effets de répartition sur les agents économiques. En outre, le point de vue du crédit, c'est-à-dire le canal du prêt bancaire, s'intéresse aux effets distributifs de la politique

monétaire, en différenciant l'impact sur la solvabilité des agents individuels de la faisabilité des projets d'investissement. Dans le cadre des pays en développement les études ont porté sur le canal du taux de change (Cushman & Zha, 1995) et les prix dans la fonction de réaction de la politique monétaire (Bernanke, Gertler, & Gilchrist, 1994 ; Gilchrist & Saito, 2006).

Certaines études ont montré dans le cadre de la politique monétaire de la BCEAO que les taux directeurs n'expliquent que très faiblement l'inflation dont les principaux déterminants sont les chocs climatiques (Doe & Diallo ; Doe & Diarisso, 1998 ; Nubukpo, 2002). Par ailleurs, l'effet des instruments monétaires sur la croissance est également très limité (Nubukpo, 2002). Pour Samake (2010) les excédents de liquidité constituaient une explication de l'inefficacité de la politique monétaire au Bénin. Diagne et Doucouré (2001) ont mis en exergue les contraintes que posent les hétérogénéités structurelles des économies de l'Union sur la politique monétaire commune. Ils montrent, en outre, que si les canaux de la monnaie et du crédit coexistent, celui du crédit est prépondérant.

Au regard de la littérature existante, rares sont les travaux qui étudient la politique monétaire de la BCEAO comme outil de relance économique. Dans le but de combler ce gap, cet article vise à capter l'effet de la politique monétaire sur l'économie togolaise par le canal du taux d'intérêt dans la dynamique de la politique de relance post-COVID-19 instituée par la BCEAO. À cet égard, nous allons dans la suite du papier mettre en exergue la corrélation entre quelques variables monétaires et réelles de l'économie Togolaise.

2. Faits stylisés

La croissance togolaise depuis 2015 est restée en deçà de la moyenne des pays de l'UEMOA même si ces dernières années ont été marquées par de légères améliorations de sorte que la croissance ait atteint 4,9% en 2018 et 5,3% en 2019. Elle devrait s'établir à 1,26% en 2020 en raison de la crise sanitaire. En 2019, le niveau du PIB du Togo était de 7,2 milliards de dollar US pour une population estimée à 8,1 millions d'habitants qui croît au rythme de 2,4% par an, avec un PIB par habitant de l'ordre de 890 dollars US. Dans la formation du PIB, la contribution des secteurs primaire et secondaire² au PIB, sont respectivement à hauteur de 19,7% et 13,9% du PIB, tandis que les services³ représentent environ la moitié du PIB soit 49,9% du PIB. Les impôts et taxes contribuent à l'ordre de 16,5% du PIB. Le secteur informel représente plus de 50% de la valeur ajoutée des différents secteurs de l'économie.

En ce qui concerne la politique monétaire, les trois principaux taux directeurs de la banque centrale ont connu une tendance oscillatoire durant la période 2014

² Qui repose en particulier sur l'industrie du ciment, l'extraction des phosphates et les boissons.

³ Centrés autour du commerce, de l'activité portuaire, aéroportuaire et bancaire.

à 2019. Il s'agit du taux de prise en pension de l'UEMOA, du taux interbancaire à une semaine de l'UEMOA et du taux minimum de soumission à l'adjudication d'injection de liquidité. En ce qui concerne le taux minimum de soumission, il a oscillé entre 2,54 de janvier 2014 à 2,5% en décembre 2019. Il a été de 2,52% à mi-2018 avant de suivre une tendance descendante pour venir se stabiliser à 2,5% depuis octobre 2018. Cependant, depuis juillet 2020 la banque centrale pour favoriser une relance des activités suite au COVID-19, a décidé de le fixer ce taux à 2%. Le taux interbancaire à une semaine pour sa part a fluctué entre 2,52% et 3,37%. Au premier trimestre 2014 il était de 3,16 évoluant suivant une tendance alternée atteindra 3,7% au premier trimestre 2017. Il atteint son pic au début du deuxième trimestre 2018 puis rechute pour se situer à 3,4% au premier trimestre 2019. Le taux de prise de pension n'a pas connu assez d'instabilité dans son évolution durant ladite période, il a été pratiquement situé au niveau de 3,5%. Parallèlement, le crédit à l'économie au Togo a connu une hausse durant la période allant de 2004 jusqu' en 2018 où il atteint un pic avant de retomber en 2019, et la tendance resterait baissière en 2020 en raison de l'avènement de la pandémie COVID-19. En effet, le crédit à l'économie du Togo qui était de 206 milliards de FCFA en 2004, a suivi une tendance haussière pour parvenir à un pic de 1400 milliards en 2018, avant de baisser à 1300 milliards environ en 2019. Cette tendance baissière risque de se creuser en 2020 pour des raisons d'arrêt des activités économiques occasionné par la fermeture des frontières et de bouclage interurbain dans le pays. Les importations du Togo sont en progression depuis 2008, où elles étaient de 746 milliards FCFA environ. Elles vont atteindre 1414 milliards environ en 2013, puis rechuter à 1304 milliards une année plus tard avant de se hisser au pic de 1429 milliards l'année suivante. Depuis 2018 les importations sont restées tendanciellemeent positive pour une valeur de 1330 milliards en 2019. Relativement, les exportations qui étaient estimées à 509 milliards de FCFA en 2008 enregistrent une progression à hauteur 992 milliards en 2013 puis 948 milliards en 2019. La balance commerciale du Togo est restée déficitaire durant toute la période. Le déficit le plus élevé a été enregistré en 2015 avec environ 542 milliards en valeur. En 2019, le déficit a été de 382 milliards de FCFA.

Le tableau suivant montre la corrélation qui existe entre les variables monétaires et réelles. Globalement ces variables sont fortement corrélées avec des coefficients proches de 1%. Il ressort de l'analyse des corrélations, que les deux taux d'intérêt c'est à dire le taux d'intérêt directeur et le taux d'intérêt du marché sont négativement corrélés aux variables telles que la croissance du PIB, le PIB réel, l'inflation, les consommations finales (privée et publique). Cela stipule, comme on peut s'y attendre qu'il existe une relation inverse entre les taux d'intérêt et les variables réelles indiquées. Par contre ces taux ressortent positivement corrélés avec le taux de chômage, signifiant que si les taux d'intérêt augmentent ou diminuent le taux de chômage suit dans le même sens, ce qui est en conformité avec la théorie

économique. Pour exemple si le taux d'intérêt baisse les entreprises vont demander plus de crédit pour accroître leurs activités, pour se faire elles vont demander plus de main d'œuvre (réduction du taux de chômage), cela accroîtra leurs productions, qui se débouchera à une croissance du produit intérieur brut. La demande de mains d'œuvre des entreprises va engendrer une forte consommation des biens et services au niveau des ménages employés et des entreprises (consommations intermédiaires) et au niveau de l'État occasionné par l'accroissement des recettes fiscales.

Tableau 1. Corrélation entre variables monétaires et réelles

	Txid	Txim	Masse_ Mon	Circ. Fudici	Credit_ eco	M1	M2
CrPIB	-0,25	-0,30*	0,58**	0,46***	0,48***	0,36**	0,59***
Pibr	-0,84***	-0,66***	0,99***	0,70***	0,98***	0,93***	0,99***
Infla	-0,67***	-0,53***	0,92***	0,60***	0,90***	0,98***	0,94***
R.fisc	-0,90***	-0,69***	0,98***	0,59***	0,98***	0,95***	0,98***
Conso. Men	-0,86***	-0,67***	0,99***	0,65***	0,98***	0,94***	0,99***
Conso. Privée	-0,81***	-0,67**	0,99***	0,69***	0,96***	0,93***	0,95***
Cfi	-0,82***	-0,68***	0,99***	0,71***	0,97***	0,93***	0,99***
Conso pub	-0,80***	-0,64***	0,98***	0,70***	0,98***	0,91***	0,97***
Exp	-0,61***	-0,38**	0,87***	0,49***	0,90***	0,92***	0,89***
Imp	-0,71***	-0,50***	0,93***	0,60***	0,95***	0,95***	0,95***
BC	-0,16	-0,08	-0,19	-0,18	-0,21	-0,10	-0,23
Chôm	0,42*	0,28*	-0,77***	-0,59***	-0,74***	-0,72***	-0,77***

NB : *** significativité au seuil de 1% ; ** significativité au seuil de 5% ; * significativité au seuil de 10%.

Source : Élaboration propre.

Par ailleurs, la masse monétaire, la circulation fiduciaire et le crédit à l'économie se présentent positivement corrélés aux variables réelles susmentionnées et négativement corrélés au taux de chômage. En gros, cela se justifie au simple fait que si l'accès aux crédits, et la circulation de la monnaie sont favorables dans une économie, on assiste à une redynamisation des activités économiques et un emploi des facteurs de productions disponibles, notamment la main d'œuvre qui contribue à réduire le taux de chômage et à booster la production, et donc la croissance économique.

3. Approche méthodologique

Dans un premier temps, nous proposons l'analyse des effets de la COVID-19 sur l'activité économique au Togo. Nous distinguerons autant que possible les effets comparatifs sur le secteur formel versus informel ou encore sur les biens échan-

geables (importés et exportés) versus non-échangeables. Une attention particulière sera accordée aux agrégats économiques tels que le PIB, la consommation, les investissements, l'emploi, l'inflation, les échanges commerciaux ou encore la monnaie. Pour ce faire le modèle le plus adapté est le modèle d'équilibre général dynamique et stochastique (DSGE). Les modèles DSGE ont la particularité de pouvoir rapprocher l'interaction de plusieurs marchés (des biens et services, du travail, monétaire, etc.) en un seul équilibre général, tout en tenant compte des aspects dynamique et aléatoire des phénomènes économiques (tel que le coronavirus). Après une brève présentation du modèle et des hypothèses de simulations, nous développerons sur les premiers résultats obtenus.

3.1. Les hypothèses du DSGE

Le modèle tire ses principales caractéristiques de différentes recherches sur le sujet telles que Gali (2008), Kronborg (2016) et Ahmed (2012). Cependant, les éléments constitutifs de ce cadre théorique suivent de près les travaux de Lahcen (2012). Le modèle comporte quatre types d'agents économiques : les ménages qui fournissent de la main-d'œuvre (formelle et informelle), les entreprises (formelles et informelles), le reste du monde et le gouvernement. La dualité à la fois sur le marché des biens et sur le marché du travail est représentée pour saisir les caractéristiques d'une petite économie ouverte, en l'occurrence le Togo. Le marché des biens est partagé entre biens échangeables et biens non échangeables. Les biens échangeables représentent tous les biens produits dans le pays qui peuvent être exportés alors que les biens non échangeables ne sont pas exportables. Ces derniers sont principalement des services tandis que les premiers comprennent presque tous les biens des secteurs primaires et secondaires. Nous supposons que les biens échangeables sont produits dans les secteurs formel et informel alors que la production de biens non échangeables essentiellement dans le secteur formel. Selon les données de l'INSEED (2015), près de 65% de la production échangeable provient du secteur informel. Le secteur formel est ainsi divisé entre le marché des biens échangeables et le marché des biens non échangeables. Le marché du travail suit également la même structure. Mise à part cette particularité de prise en compte de l'informel dans le modèle, les autres caractéristiques suivent les hypothèses habituelles des modèles d'équilibre général dynamique et stochastique.

Les ménages

Nous optons pour un ménage représentatif à horizon infini qui maximise son utilité intertemporelle suivant une fonction à élasticité constante de substitution entre le loisir et la consommation. L'une des principales caractéristiques de ce modèle est qu'il permet aux ménages de consommer à la fois les biens échangeables (produits localement et importés) ainsi que les biens non échangeables. Nous supposons donc

que le panier de consommation du ménage représentatif est un panier composite de biens échangeables et non échangeables, ou encore de biens provenant du formel et de l'informel.

Le marché du travail (allocation de la main d'œuvre entre le formel et l'informel)

L'un des éléments clés de notre modèle est la dualité sur le marché du travail. Le travail peut être considéré comme un composite du travail formel et informel. Une part λ des ménages fournit de la main-d'œuvre aux entreprises actives sur les marchés des biens échangeables et des biens formels non échangeables, tandis que l'autre part $(1 - \lambda)$ fournit sa main-d'œuvre au secteur informel. La mobilité de la main-d'œuvre est supposée entre le secteur des biens échangeables et le secteur formel non échangeable étant donné qu'ils emploient le même type de main-d'œuvre, c'est-à-dire la main-d'œuvre formelle. Étant donné que les ménages maximisent leurs revenus en fournissant de la main-d'œuvre, nous dérivons les équations de l'offre pour le travail informel et formel. La décision optimale d'offre de travail pour chaque type de bien dépend du salaire relatif et de l'offre globale de main-d'œuvre disponible.

Les entreprises de production de biens échangeables du formel

Suivant les hypothèses de Gali (2008), les producteurs de biens échangeables sont un continuum d'entreprises opérant sur un marché de concurrence monopolistique. Ils doivent décider de la quantité de travail qu'ils louent sur un marché du travail à concurrence monopolistique. Ces entreprises sont confrontées à un processus de décision en deux étapes : fixer les quantités optimales de travail formel à employer avant de fixer les prix. Nous supposons que les producteurs nationaux des biens échangeables fixent leurs prix à la Calvo (1983). À chaque période, une fraction $1 - \beta$ des entreprises de biens échangeables peut refixer de manière optimale ses prix. La fraction restante garde ses prix fixes. Notez que la probabilité de refixation des prix pour une entreprise ne dépend pas du temps écoulé depuis la fixation du prix précédent. Le paramètre β capte ainsi le degré de rigidité de l'économie. En fait, plus ce paramètre est élevé, plus les entreprises maintiennent leurs prix fixes et une petite portion seulement des entreprises réinitialisent les prix.

Les entreprises de production de biens non échangeables du formel

Les producteurs formels de biens non échangeables sont assez similaires aux producteurs de biens échangeables dans le sens où ils utilisent la même technologie de production et en fixent aussi leurs prix à la Calvo. De la même manière que les producteurs de biens échangeables, la production formelle non échangeable est définie comme un agrégat CES de toute la production des diverses branches de l'économie non échangeable.

Les entreprises de production du secteur informel

Le modèle suppose que les entreprises dans l'informel sont parfaitement compétitives. Leur incapacité d'affecter le niveau général des prix et la libre entrée et sortie motivent le choix de ce type de structure pour ce marché. En outre, cela est confirmé par plusieurs autres travaux dans la littérature tels que celui de Bandaogo (2016). Par hypothèse, la technologie impliquée dans le processus de production n'est pas observable. Le niveau de production est donc déterminé à partir du niveau de la main d'œuvre et d'un paramètre multiplicateur.

Le reste du monde

Le reste du monde est modélisé comme une unique économie et la production intérieure est supposée représenter une part négligeable de la demande mondiale. Comme expliqué par Gali et Monacelli (2005), cela rend l'inflation intérieure et l'inflation IPC dans l'économie du reste du monde équivalentes. La plupart des identités que nous dérivons dans cette section sont standards dans la littérature des modèles néo-keynésiens. Ensuite, nous dérivons une identité qui relie les termes de l'échange et le taux de change réel. Comme défini par Gali et Monacelli (2005), le taux de change réel est le rapport des IPC de deux pays exprimés en termes de monnaie nationale.

Exposition au risque international

En supposant des marchés obligataires internationaux parfaitement intégrés dans l'esprit de Gali et Monacelli (2005), nous dérivons trois identités d'exposition aux risques mondiaux par le pays domestique. La première identité décrit une relation entre la consommation intérieure, la demande mondiale de consommation et le taux de change réel. La deuxième, une relation entre l'inflation et le taux de change. Et enfin la dernière identité relie le niveau des prix domestiques et mondiaux avec le taux de change.

La politique monétaire

En général, le processus de fixation des taux d'intérêt intègre des paramètres internes (taux d'inflation, taux de croissance économique, position extérieure des banques, évolution des crédits à l'économie, etc.) et des paramètres externes (taux d'inflation du partenaire principal-France, taux d'intérêt étranger, évolution du taux de change, etc.). À ce niveau, nous supposons une règle monétaire où la banque centrale suit les écarts de la production, le taux de change réel et le taux d'inflation pour agir sur le taux d'intérêt.

Conditions d'équilibre

Les conditions de compensation du marché stipulent que pour chaque marché impliqué dans le cadre théorique, l'offre doit être égale à la demande. Sur le marché des biens échangeables, la production devrait égaler la consommation formelle intérieure plus les exportations. Le même raisonnement s'applique au niveau des biens non échangeable.

Calibration

Afin de calibrer le modèle, nous devons différencier les variables, des paramètres estimés et des paramètres calibrés. Globalement, le modèle comporte les variables suivantes : consommation, investissement, production globale, production formelle, production informelle, salaires, emploi, capital, emploi formel, emploi informel, consommation domestique formelle, consommation domestique informelle, salaire du secteur formel, salaire du secteur informel, indice de prix agrégé, indice de prix agrégé formel pour les biens domestiques, indice de prix agrégé informel pour les biens domestiques, indice agrégé des prix des produits intérieurs formel, indice agrégé informel des prix des biens intérieurs, taux d'intérêt nominal et exportations.

Pour la calibration, nous faisons la distinction entre les paramètres d'état stationnaire qui sont calculés en utilisant des ensembles de données micro et macro, les paramètres liés aux chocs autorégressifs et les paramètres comportementaux qui sont estimés en utilisant des méthodes bayésiennes.

3.1.1. Calibrage

Pour la calibration, nous faisons la distinction entre les paramètres de l'état stationnaire qui sont calculés à l'aide d'ensembles de données micro et macro, les paramètres liés aux chocs autorégressifs obtenus par des estimations Moindres Carrés Ordinaires et les paramètres comportementaux qui sont estimés à l'aide de méthodes bayésiennes. Les deux tableaux ci-dessous fournissent les valeurs supposées ou estimées pour chaque paramètre du modèle.

Tableau 2. Paramètres obtenus à partir des bases de données de la BCEAO et du MEF³

Paramètres	Description	Valeur	Références
Paramètre d'état stationnaire			
β	Escompte	0,99	Assumé
ϱ	Part de consommation de biens échangeables dans la consommation totale	0,53	BCEAO
ω_n	Part de consommation des biens du secteur formel dans la consommation totale de biens échangeables	0,05	MEF, 2020
ω_t	Part de consommation domestique dans les biens de consommation échangeables	0,70	BCEAO
γ	Part de travailleurs du secteur formel dans le travail total	0,2	MEF, 2020
χ	Élasticité du bien public	0,1	Bandaogo, 2012 [7]

Source : Élaboration propre.

⁴ Ministère de l'économie et des finances.

3.1.2. Estimation bayésienne

Les méthodes bayésiennes prennent en compte les croyances sur les paramètres, alors que l'économétrie classique tente d'extraire toute l'information des données, sans laisser de croyance préalable influencer les estimations d'extraire toutes les

Tableau 3. Paramètres pour distributions a priori des paramètres à estimer

Para- mètres	Description	Densité	Moy	Ec- -type	Référence
σ	Élasticité de substitution entre la consommation et le travail	Normal	3,00	0,1	Lahcen, (2014) [5]
η	Élasticité de substitution entre les produits de consommation échangeables et non-échangeables	Normal	0,4	0,1	Acosta et al. (2009) [1]
μ	Élasticité de substitution entre les produits échangeables domestiques et étrangers	Normal	0,7	0,1	Acosta et al. (2009) [1]
ν	Élasticité de substitution de produits de consommation non-échangeables des secteurs formel et informel	Normal	0,7	0,1	Ahmed et al. (2013) [4]
κ	Élasticité de substitution des biens importés	Normal	0,1	0,1	Gali et Monacelli (2005) [12]
ϕ	Inverse de l'élasticité du travail	Normal	1,5	0,1	Fogan et al. (2009) [9]
θ_t	Paramètre de Calvo de produit échangeable	Beta	0,75	0,1	Smet et Wouters (2003) [14]
θ_n	Paramètre de Calvo de produit non-échangeable	Beta	0,75	0,1	Smet et Wouters (2003) [14]
ρ_{at}	Persistance de productivité de produits domestiques échangeables	Beta	0,75	0,1	Lahcen (2014) [5]
σ_{at}	Choc de productivité de produits domestiques échangeable	Inv. Gamma	0,1	0,1	Smet et Wouters (2003) [14]
ρ_{an}	Persistance de productivité de produit non-échangeable du secteur formel	Beta	0,75	0,1	Lahcen (2014) [5]
σ_{an}	Choc de productivité de produits non échangeable du secteur formel	Inv. Gamma	0,1	0,1	Smet et Wouters (2003) [14]
ψ_r	Paramètre du poids de la persistance du taux d'intérêt de la règle de Taylor	Beta	0,6	0,1	Gabriel et al. (2010) [10]
ψ_π	Paramètre du poids de d'inflation de la règle de Taylor	Gamma	2,0	0,5	Gabriel et al. (2010) [10]
ψ_q	Paramètre du poids du taux de change réel de la règle de Taylor	Gamma	2,0	0,5	Gabriel et al. (2010) [10]
σ_y	Paramètre du poids d'output de la règle de Taylor	Gamma	2,0	0,5	Gabriel et al. (2010) [10]
ψ_r	Chocs de politique monétaire	Gamma	2,0	0,5	Gabriel et al. (2010) [10]

Source : Élaboration propre.

informations des données, en ne permettant à aucune croyance préalable d'influencer les estimations. Les approches bayésiennes sont basées sur la règle de Bayes :

$$P(\beta \setminus x) = \frac{P(x \setminus \beta)P(\beta)}{P(x)}$$

Dans le cas d'échantillons de données de courte durée ou de modèles très complexes, les approches classiques peuvent ne pas fournir d'estimations fiables. Cependant, les approches bayésiennes, au lieu de supposer qu'il existe une valeur réelle pour chaque paramètre, peuvent accorder un certain poids aux croyances sur les paramètres et utiliser les données pour mettre à jour les distributions respectives. Les distributions a priori peuvent être considérées comme des croyances que le modélisateur porte sur les paramètres à estimer. Les distributions a priori sont subjectives dans le cas où les distributions de probabilité sont choisies sans fondement empirique ou référence à des études antérieures. Par exemple, les paramètres de Calvo sont bien connus pour suivre des distributions bêta. Pour les autres paramètres, la meilleure alternative est donc de choisir des distributions issues de recherches utilisant des données de pays de structure similaire.

3.2. Chocs, hypothèses et simulations

Pour mesurer l'efficacité de la politique monétaire à relancer l'activité économique suite aux mesures barrières contre la pandémie du COVID-19, nous simulons dans un premier temps le choc de la COVID-19 à travers la baisse de la productivité globale des facteurs, et en mesurons les effets sur l'économie togolaise. Dans un second temps, nous simulons la baisse annoncée de 20% du taux directeur de la BCEAO et discutons les fonctions de réponse obtenues.

A. Impact du coronavirus et des mesures barrières au Togo

- *Hypothèse* : La pandémie affecte directement la santé des populations sur une longue durée pour une diminution progressive mais croissante de la productivité de la main d'œuvre (ou de la main d'œuvre en soi). Aussi, comme mesure barrière, il a été décrété et maintenu depuis le 20 mars 2020 la fermeture des frontières au Togo pour les personnes. Par conséquent, la circulation des biens et services devient plus restreinte surtout à cause du volume important qui transitait dans l'informel. Les producteurs des biens échangeables auront du mal à écouler leur stock et le volume des types de produits exportés par le Togo serait en baisse. Non seulement la main d'œuvre au niveau des secteurs de biens échangeables serait affectée par la pandémie mais aussi par la baisse des exportations du secteur. Dans chacun des cas développés, l'incidence et la persistance de la pandémie ont certainement un rôle quant à ses effets sur l'activité économique.

- *Simulation A* : Choc de productivité sur le formel et l’informel avec plusieurs scenarii de persistance.

B. Effet de la politique monétaire de relance post-COVID-19 de la BCEAO

- *Hypothèse* : Pour une relance économique rapide à court terme, la banque centrale a annoncé une réduction de son taux d’intérêt directeur. En effet, cette politique a été adoptée par plusieurs pays et groupes de pays. La baisse du taux directeur favoriserait un meilleur accès au crédit et relancerait immédiatement l’investissement privé, pour ainsi cadrer avec la stratégie d’inclusion financière prévue dans le Plan National de Développement.
- *Simulation B* : Baisse du taux directeur de la BCEAO de 20%.

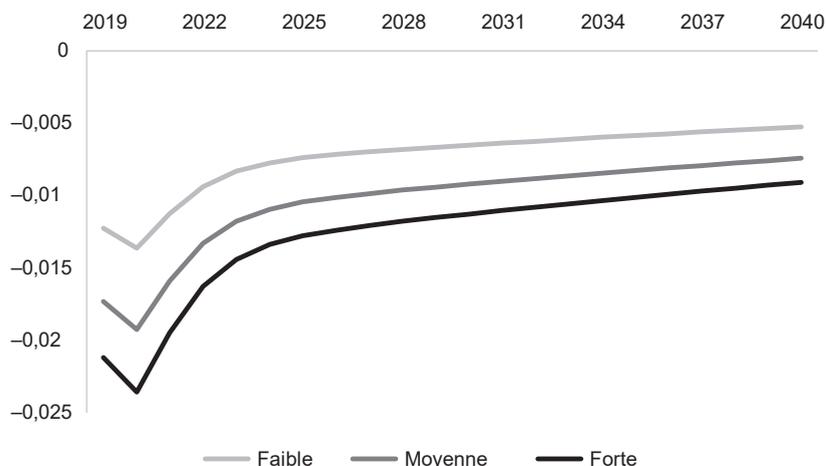
4. Résultats et analyse

Nous analysons ici de façon succincte les résultats des simulations pour capter les effets du COVID-19 et des mesures afférentes sur l’activité économique au Togo. La modélisation DSGE nous permet de ressortir et d’analyser les effets directs et indirects de court, moyen et long terme. Les résultats des estimations paramétriques et des simulations sont disponibles pour la plupart en annexe du papier.

A. Effets du coronavirus des mesures barrières sur l’économie togolaise

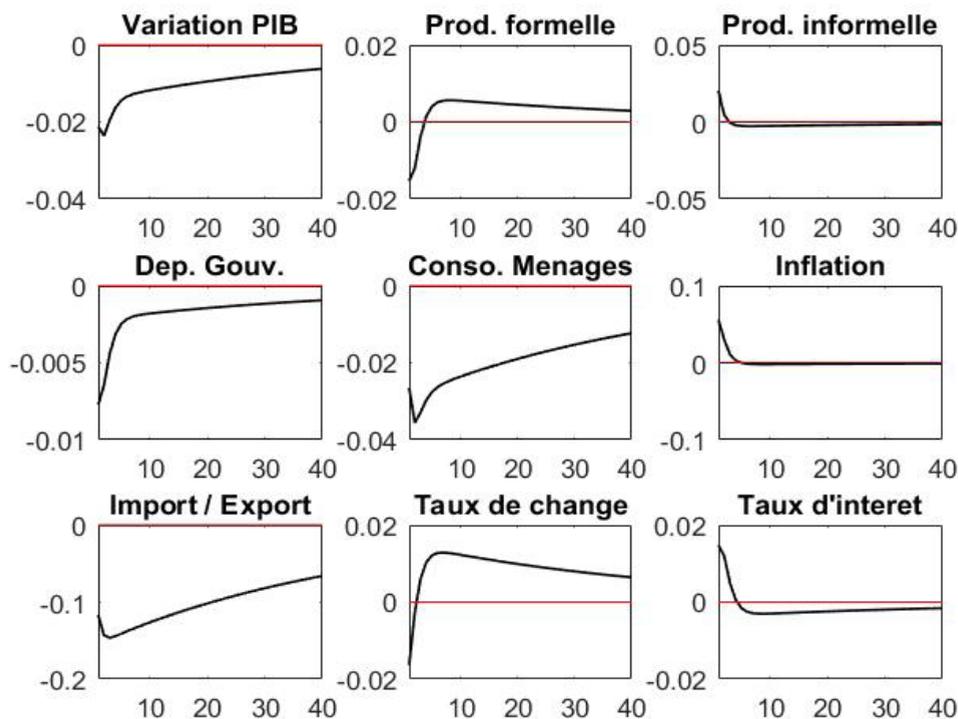
Nous mesurons l’impact de la pandémie à partir de la simulation d’un choc de productivité permanent au niveau de tous les secteurs de production. Ainsi, une baisse permanente et continue de 10% de la productivité de la main d’œuvre annuellement provoquerait à court terme une décroissance économique d’environ -2% et qui s’accroîtrait jusqu’à moins de -15% à horizon 2030. Il est important de souligner qu’il s’agit d’une décroissance cumulative et qu’à l’horizon 2030 par exemple l’impact à niveau serait clairement plus important. La baisse de la production intérieure brute serait essentiellement drainée par la baisse de la production des biens échangeables dans les secteurs formels et informels. Même si on note une augmentation de la production des biens non échangeables due à la hausse généralisée des prix et des salaires domestiques, elle est relativement faible pour compenser la baisse notée au niveau de la production des biens échangeables.

La productivité étant en baisse, la demande de main d’œuvre augmente à court terme et provoque une augmentation du niveau des salaires. Ceci engendre une augmentation du niveau des prix, qui ne sont que facteur des coûts marginaux des intrants de production. La consommation des ménages se trouve donc affectée négativement ainsi que les recettes de l’État. Les recettes de l’État seraient doublement affectées via la baisse de la consommation ainsi que celle de la production. Toutes choses égales par ailleurs, la récession économique engendrerait une diminution des termes de l’échange (exportations/importations) et par facto une dépréciation



Graphique 1. Impact du COVID-19 sur la croissance selon différents niveaux de dégradation

Source : Construction des auteurs à partir des résultats du DSGE.

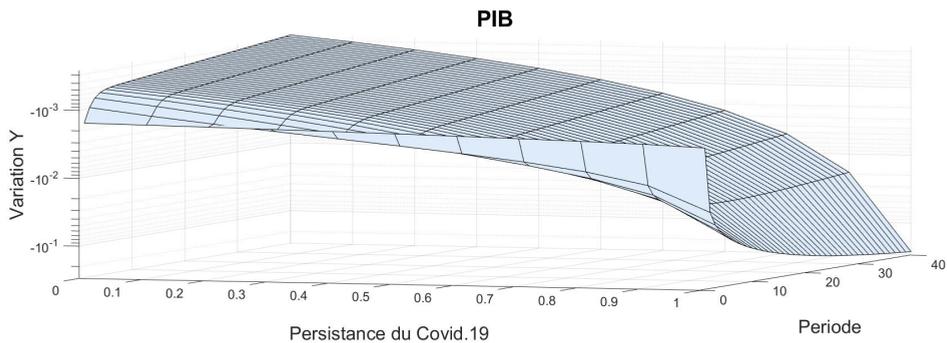


Graphique 2. Impact de la COVID-19 sur l'évolution de quelques agrégats économiques selon l'hypothèse de la forte dégradation

Source : Fonctions de réponse suite aux simulations DSGE.

réelle du franc CFA. Les taux d'intérêt serait en hausse non seulement à cause de l'épargne quasi-inexistante mais surtout à cause de la dépréciation monétaire. Les fonctions de réponse de la simulation A (en annexe) ressortent visuellement ces effets et les différents canaux de transmission.

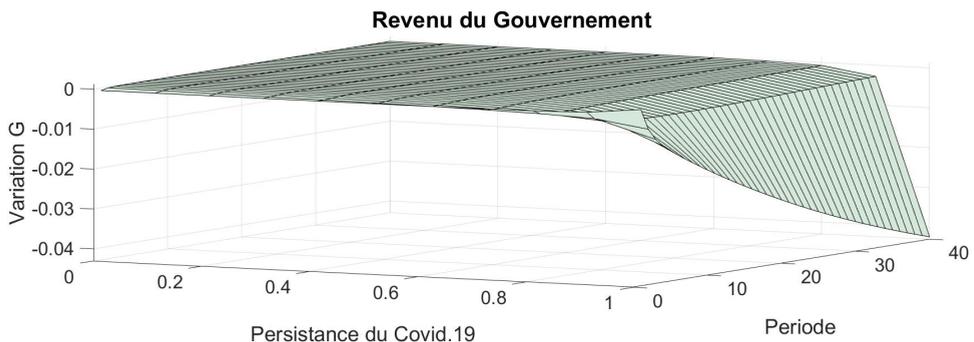
Ensuite, nous mesurons l'incidence et la persistance de la pandémie sur l'économie togolaise selon la durée de l'état d'urgence. Le graphique suivant montre les effets directs sur le PIB.



Graphique 3. Impact de la COVID-19 sur le PIB selon l'incidence et la persistance

Source : Construction des auteurs à partir des résultats de l'étude.

Plus persistante serait la pandémie (et donc plus long le confinement total), moins grand serait l'effet direct négatif de court terme sur le PIB, mais plus grand serait le temps nécessaire pour estomper l'effet. Dans le cas extrême d'un confinement permanent, l'effet négatif de court terme est faible mais s'aggrave progressivement à moyen et à long terme jusqu'à une décroissance additionnelle de près de -10% à l'horizon 2030. Les effets sur la consommation des ménages (graphique

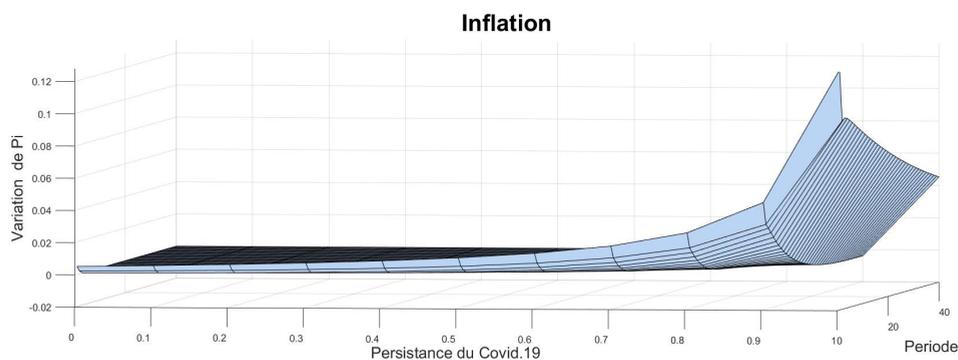


Graphique 4. Impact de la COVID-19 sur le revenu de l'État selon l'incidence et la persistance

Source : Construction des auteurs à partir des résultats de l'étude.

en annexe) suivent relativement les mêmes tendances. Par contre les effets sur les recettes de l'État se présentent différemment.

En confinement partiel, sans autres mesures additionnelles, les recettes de l'État seraient faiblement touchées à court et à long terme. Seulement pour un cas de confinement assez long, les effets directs instantanés seraient même positifs avant de devenir négatifs et de plus en plus dommageables dans le temps. Outre les agrégats réels, les effets seraient aussi néfastes sur les agrégats nominaux. Même si le graphique suivant montre une variation positive de l'inflation, il est important de ressortir l'importance néfaste d'une augmentation de l'inflation comparée à l'augmentation des prix. L'inflation déjà positive dans l'économie togolaise augmenterait encore plus jusqu'au seuil de 12% dans le cas d'un confinement à longue durée.



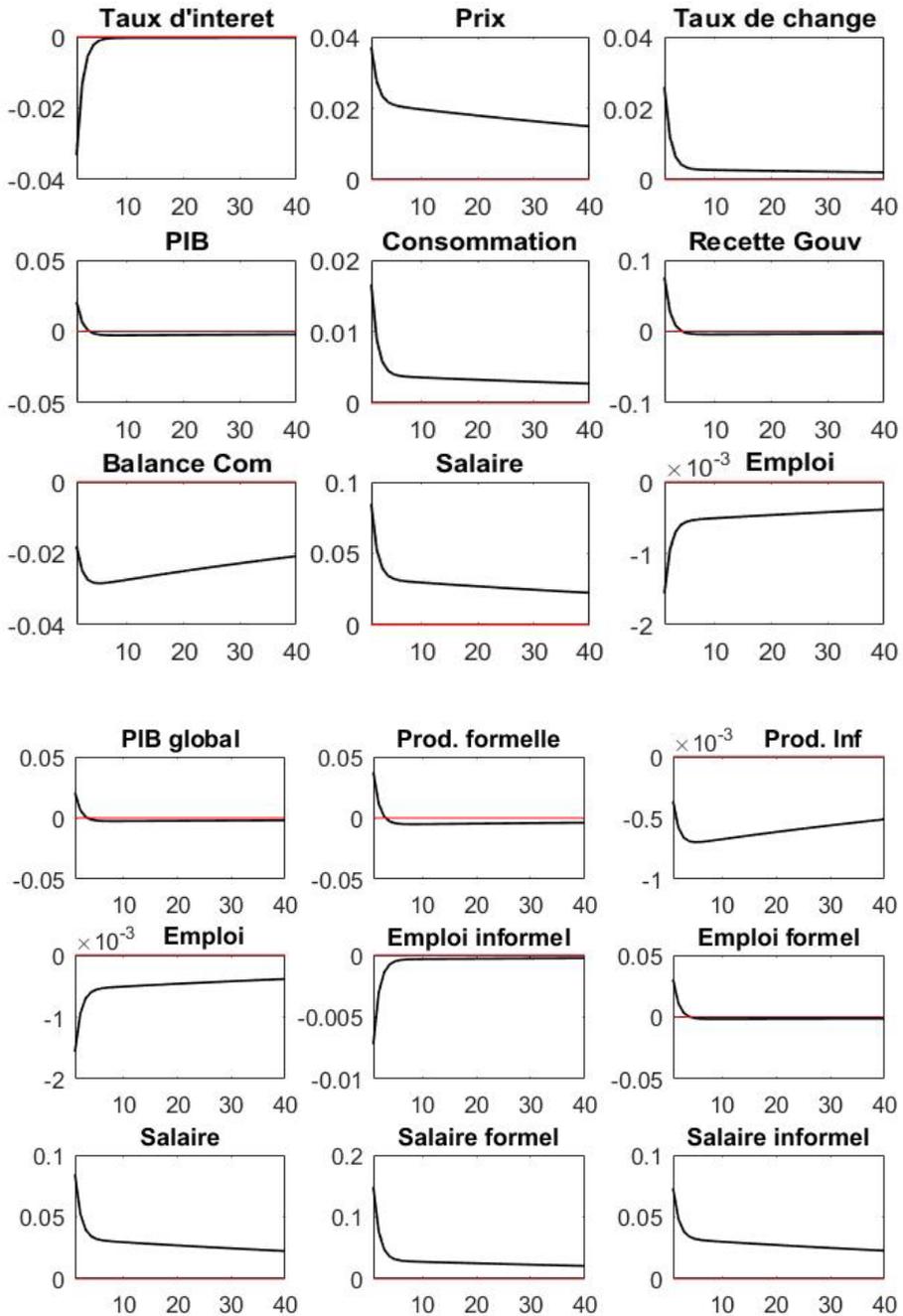
Graphique 5. Impact de la COVID-19 sur l'inflation selon l'incidence et la persistance

Source : Construction des auteurs à partir des résultats de l'étude.

En général, plus le COVID-19 serait persistant, plus grande et plus durable serait la hausse de l'inflation. L'augmentation du niveau général des prix conduirait à une augmentation du niveau des salaires aussi. L'offre de main d'œuvre deviendrait plus intéressante, d'où la hausse à court terme de la population active. La hausse de l'offre de la main d'œuvre diminuerait avec la persistance du confinement. Les termes de l'échange se déprécieraient suite à la baisse de la production et à la hausse de l'indice des prix domestique. La valeur du franc CFA déprécierait d'où la hausse du taux de change à l'incertain. Il faudrait ainsi plus de monnaie locale pour une unité de devise étrangère. Les effets sur les différents autres agrégats économiques sont présentés en annexe du document.

B. Effet de la politique monétaire de relance post-COVID-19 de la BCEAO

Une politique monétaire de relance économique post-COVID-19 qui consisterait à baisser le taux directeur de la banque centrale devrait provoquer deux effets directs : une hausse de la production grâce à un meilleur accès au crédit, et une



Graphique 6. Effet de la relance post-COVID-19 de la BCEAO sur les agrégats macroéconomiques

Source : Construction des auteurs à partir des résultats de l'étude.

hausse de l'inflation à cause de la masse monétaire qui devrait augmenter. Le cas du Togo étant particulier à cause de la monnaie commune de la zone UEMOA et des mesures de garanti, l'effet crédit surplomberait l'effet inflation. L'augmentation de la demande et de l'offre de crédit serait effective alors que la hausse de l'inflation sera mitigée par la demande agrégée de monnaie de toute la zone. En somme, une baisse d'environ 4% du taux directeur de la banque centrale favoriserait une croissance additionnelle de 2% du PIB togolais. On note toutefois que la croissance serait drainée par la hausse de la production dans le formel (4%), malgré que la production informelle chute légèrement (-0,4%), les entreprises de l'informel n'ayant généralement pas accès au crédit des banques commerciales. La demande de main d'œuvre dans l'informel baisse aussi de près de -0,6% au profit de la hausse dans le formel de plus de 3%. Il pourrait s'agir dans ce cas de migration de la main d'œuvre ou encore mieux de la formalisation de certaines entreprises de l'informel afin de bénéficier des opportunités de crédit. Les salaires augmenteraient dans tous les secteurs d'activités à cause de la forte demande de main d'œuvre dans le formel, ce qui ferait augmenter le niveau de consommation globale de près de 2%. L'offre (production) et la demande (revenu des ménages) étant en hausse, on noterait une hausse des exportations (2%) et des importations (3,5%). Rappelons ici que les résultats des simulations ressortent des variations additionnelles des agrégats, impulsées par la mesure simulée.

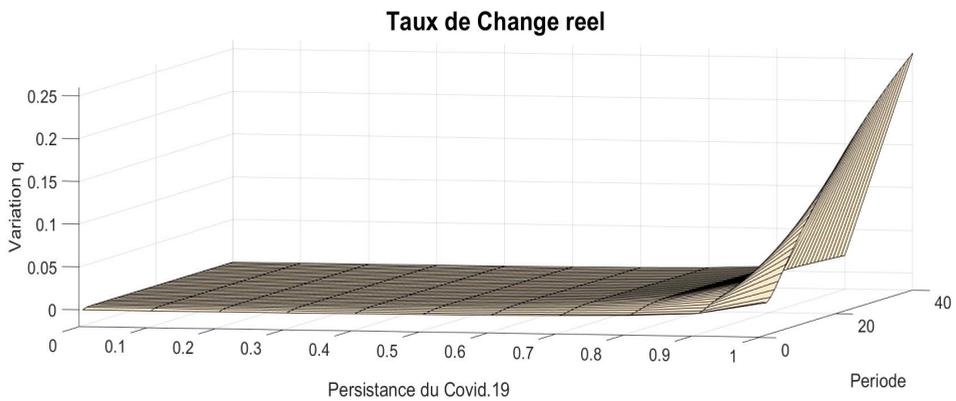
Somme toute, nos résultats montrent que les effets instantanés d'une réduction de 20% du taux directeur seront une baisse du taux de base des banques commerciales de près de 3% et une hausse de croissance du PIB de 2%. La croissance du PIB sera principalement tirée par le secteur formel, premier bénéficiaire du crédit additionnel. Il ressort que le secteur informel sera négativement affecté, ce qui conduira à une baisse de l'emploi informel de 0,9% en dépit de l'augmentation de salaires dans tous les secteurs d'activité. Ce qui occasionnera donc une baisse de production de 0,7% de la production du secteur informel.

Conclusion

Ce papier propose une pré-évaluation des effets de la réduction de 20% du taux directeur (2,5% à 2%) de la BCEAO sur les agrégats économiques au Togo. À partir d'un modèle DSGE intégrant les restrictions d'accès au crédit de l'informel, nous analysons les canaux de transmission de la baisse du taux directeur de la BCEAO jusqu'aux agrégats économiques. La réduction de 20% du taux directeur engendrerait une baisse du taux de base des banques commerciales de près de 3%, ce qui stimulerait l'investissement pour un effet additionnel de 2% sur la croissance du PIB. Toutefois, il en ressort que la croissance sera essentiellement drainée par le secteur

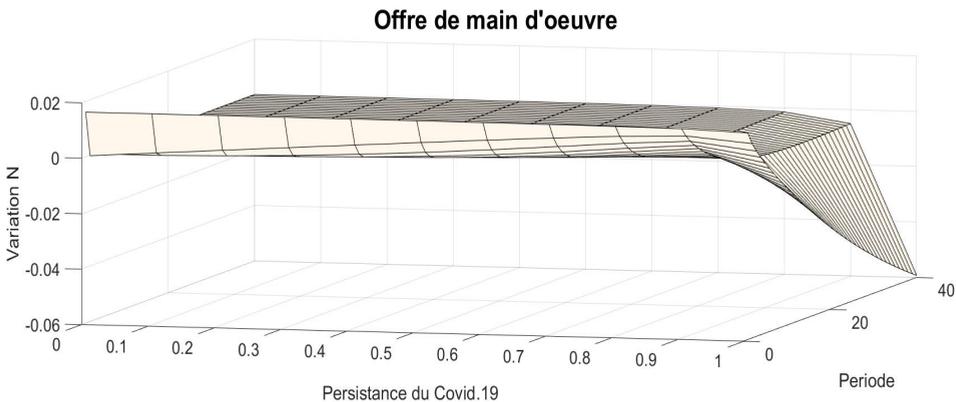
formel, principal bénéficiaire du crédit additionnel. Toutes choses étant égales par ailleurs, le secteur informel en sera même négativement affecté, sous l'hypothèse de la substituabilité des facteurs entre les secteurs d'activité. On note une légère baisse de 0,9% de l'emploi informel même si les salaires augmentent dans tous les secteurs et une réduction de 0,7% de la production informelle. La stratégie de relance de la BCEAO pourrait ainsi permettre aux États de la zone ouest-africaine d'initier un changement structurel pour un meilleur développement autre que celui à forte propension informelle.

Annexe 1. Les résultats du modèle



Graphique A1. Impact de la COVID-19 sur le taux de change selon la persistance du choc

Source : Construction des auteurs à partir des résultats de l'étude.



Graphique A2. Impact de la COVID-19 sur l'offre de main d'oeuvre selon la persistance du choc

Source : Construction des auteurs à partir des résultats de l'étude.

Annexe 2.

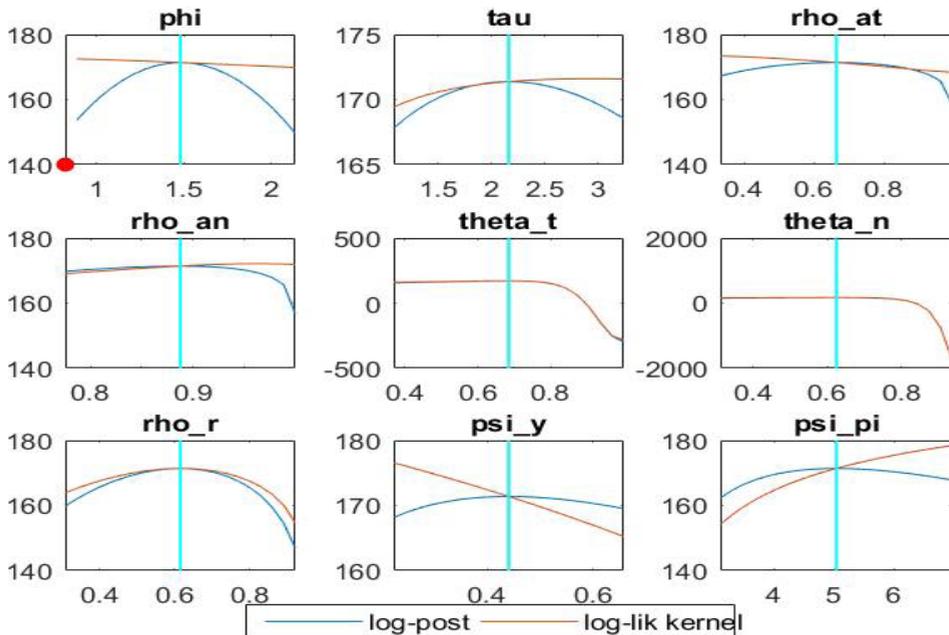
Tableau A1. Equations du modèle DSGE

Fonctions	Equivalence de la fonction
(1) $U(C_t, 1 - N_t) = \frac{C_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} - \frac{N_t^{1+\varphi}}{1+\varphi}$	Fonction d'utilité des ménages
(2) $C_t = \left[\varrho^\eta C_{T,t}^\eta + (1-\varrho)^\eta C_{N,t}^\eta \right]^{\frac{1}{\eta}}$	Fonction de consommation du ménage représentatif
(3) $P_t = \left[\varrho P_{T,t}^{1-\mu} + (1-\varrho) P_{N,t}^{1-\eta} \right]^{\frac{1}{1-\eta}}$	Indice des prix à la consommation
(4) $P_t C_t + Q_{t,t+1} D_t \leq W_t N_t + D_{t-1}$	Equilibre dépenses-revenus de ménages
(5) $\frac{N_t^\varphi}{C_t^{-\sigma}} = \frac{W_t}{P_t}$	Arbitrage consommation loisir
(6) $\frac{\beta}{E_t [Q_{t,t+1}]} E_t \left[\left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \left(\frac{P_{t+1}}{P_t} \right)^{-1} \right] = 1$	L'équation d'Euler classique
(7) $N_t = \left[\gamma^{-\varphi} (N_t^f)^{\frac{1+\varphi}{\varphi}} + (1-\gamma)^{-\frac{1}{\varphi}} (N_t)^{\frac{1+\varphi}{\varphi}} \right]^{\frac{\varphi}{1+\varphi}}$	Fonction de l'offre du travail ; un composite de travail formel et informel
(8) $Y_{T,t} = A_{T,t} N_{T,t}$	Fonction de production
(9) $MC_{T,t}^y = \frac{W_t^f}{P_{T,t}^d A_{T,t}}$	Coût marginal réel de l'entreprise de biens échangeables
(10) $\pi_{T,t}^d = \beta E_t (\pi_{T,t+1}^d) + \Delta_{T,t} (mc_{T,t}^n - mc_T^n)$	La nouvelle courbe de Philips keynésienne (NKPC)
(11) $Y_{T,t}^f = A_{N,t} N_{T,t}^f$	Producteurs formels non échangeables (agrégat CES)
(12) $\pi_{N,t}^f = \beta E_t (\pi_{N,t+1}^f) + \Delta_{N,t} (mc_{N,t}^n - mc_N^n)$	La NKPC pour le secteur formel des biens non échangeables
(13) $Y_t^I(i) = \zeta N_t^I(i)$	Fonction de production bien échangeable du producteur informel
(14) $S_{j,t} = \frac{P_{j,t}}{P_{T,t}^d}$	Inflation intérieure
(15) $S_t = \frac{P_{T,t}^m}{P_{T,t}^d} = \left(\int_0^1 S_{j,t}^{1-k} dj \right)^{\frac{1}{1-k}}$	Les termes de l'échange effectifs
(16) $P_{j,t}(i) = \zeta_{j,t} P_{j,t}^j(i)$	Termes d'échange

(17) $S_t = e_t + P_{w,t} - P_{T,t}^d$	Les rendements des termes de l'échange
(18) $\mathcal{L}_{j,t} = \frac{\xi_{j,t} P_{j,t}^j}{P_t}$	Termes d'échange réels
(19) $\frac{\beta}{E_t [Q_{t,t+1}]} E_t \left[\left(\frac{C_{t+1}^j}{C_t^j} \right)^{-\sigma} \left(\frac{P_t^j}{P_{t+1}^j} \right) \left(\frac{\xi_t^j}{\xi_{t+1}^j} \right) \right] = 1$	Partage du risque à l'international
(20) $\pi_{w,t} = \rho_{\pi_{w,t}} \pi_{w,t-1} + \varepsilon_{\pi_{w,t}}$	Inflation à l'étranger
(21) $P_{w,t} = P_{w,t-1} + \pi_{w,t}$	Prix à l'étranger
(22) $r_t = \rho_r r_{t-1} + (1 - \rho_r)(\psi_y y_t + \psi_\pi \pi_t + \psi_q q_t + \varepsilon_{r,t})$	Politique monétaire
(23) $\gamma_{T,t}(i) = C_{T,t}^d(i) + \int_0^1 C_{T,t}^{d,j}(i) = \left[\left(\frac{P_{T,t}^d(i)}{P_{T,t}^d} \right)^{-\varepsilon} + \int_0^1 C_{T,t,t+k}^{d,j} dj \right] (i)$	Condition d'équilibre
(24) $Y_{N,t} = C_{N,t} = C_{N,t}^i + C_{N,t}^f$	Condition d'équilibre

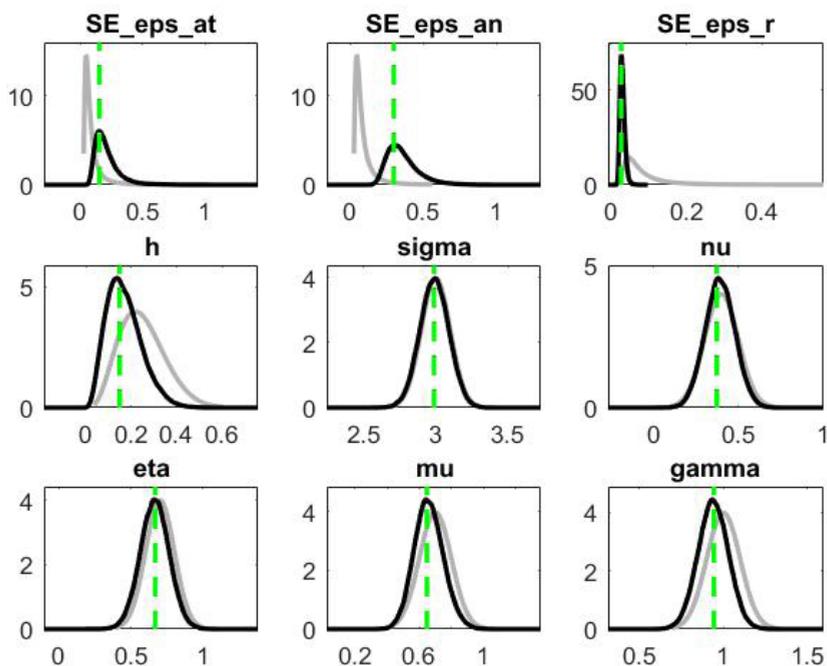
Source : Élaboration propre.

Annexe 3. Quelques graphiques des estimations



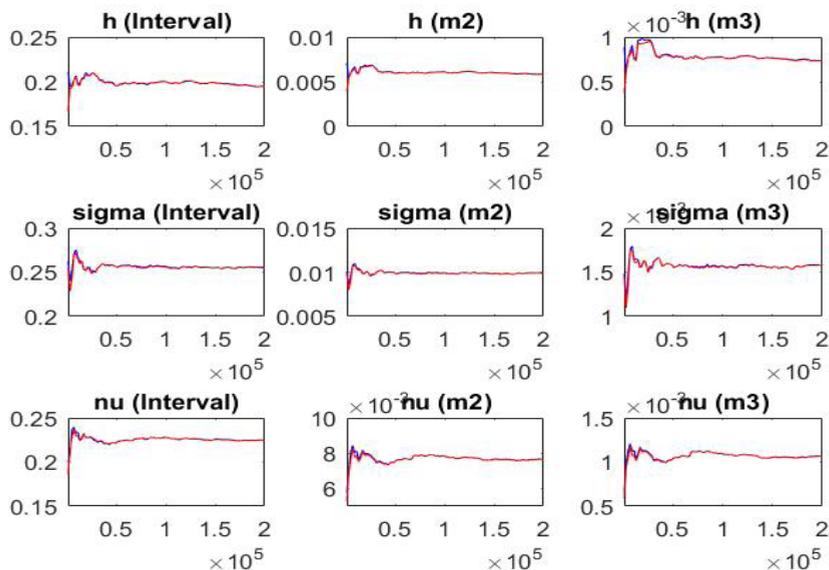
Graphique A1. Estimation bayésienne des paramètres

Source : Élaboration propre.



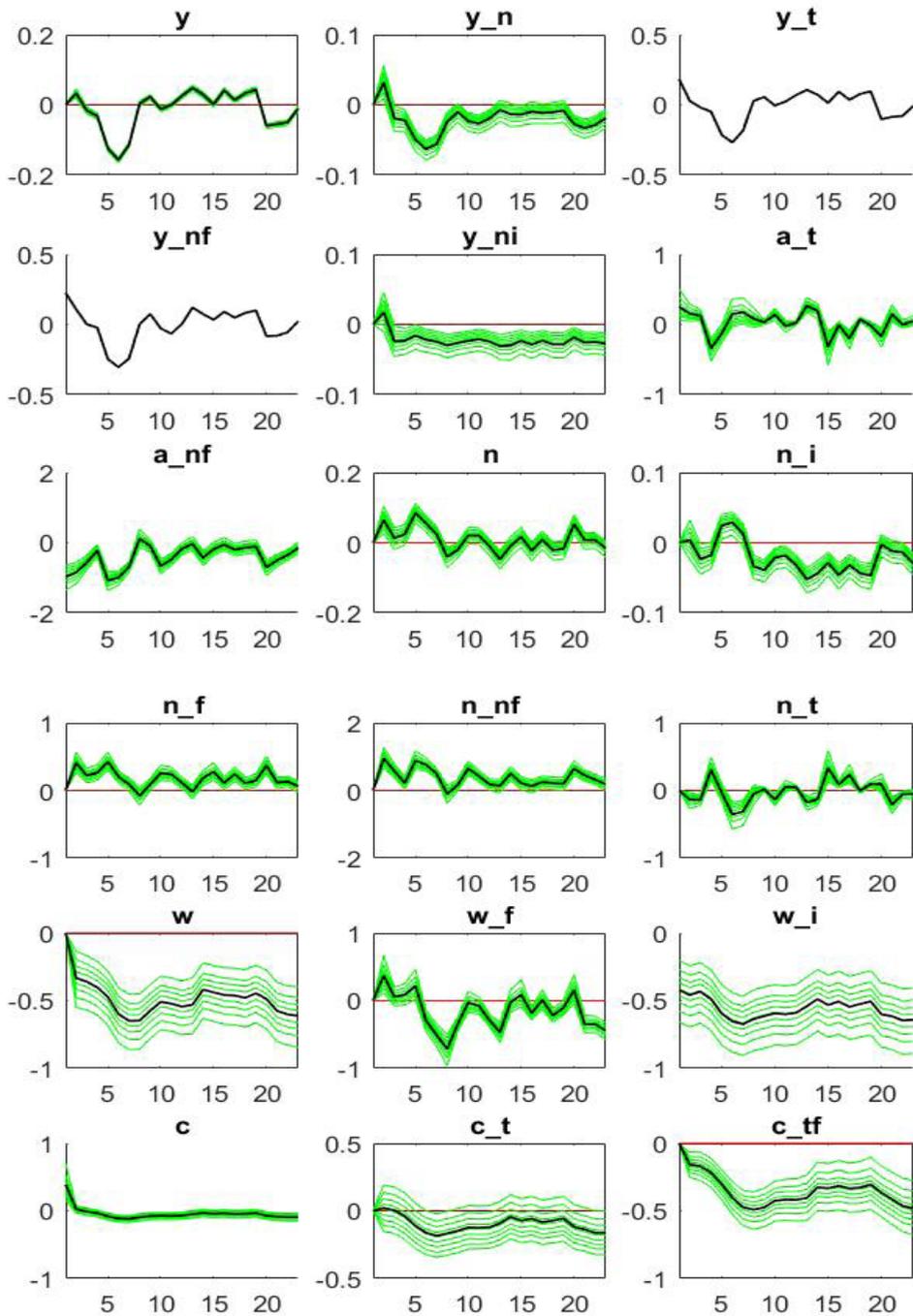
Graphique A2. Distribution a priori et a posteriori

Source : Élaboration propre.



Graphique A3. Diagnostic de convergence univarié MCMC (Brooks & Gelman, 1998)

Source : Élaboration propre.



Graphique A4. Prédiction « one step ahead » (variables filtrées)

Source : Élaboration propre.

References

- Ahmed, W. (2012). *Pakistan economy DSGE model with informality: The empirics of calibration*. (MPRA Paper, University Library of Munich).
- Ameganvi, K. (2018). *Les déterminants de la demande de refinancement des banques auprès de la banque centrale*. (Document d'étude et recherche No. 15/02).
- Asongu, S. (2014, January). Are proposed African monetary unions optimal currency areas? Real, monetary and fiscal policy convergence analysis. *African Journal of Economic and Management Studies*.
- Bandaogo, M. S. (2016). *Fiscal and monetary policy in the presence of informality and the incentive to join a currency union*. Seattle: Northeastern University.
- Bernanke, B., & Blinder, A. (1992, September). The federal funds rate and the channels of monetary transmission. *American Economic Review*.
- Bernanke, B. & Gertler, M. (1995). Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission. *Journal of Economic Perspectives*, 9, 27–48.
- Bernanke, B., Gertler, M., & Gilchrist, S. (1994). *The financial accelerator and the flight to quality*. (NBER Working Paper 4789).
- Bhattarai, S., & Neely, J. (2016). *An analysis of the literature on international Unconventional Monetary Policy*. (FRB St. Louis Working Paper No. 2016–21).
- Boissieu, Ch. (2002). *Les mécanismes de transmission de la politique monétaire dans une union économique et monétaire*. (Symposium du quarantième anniversaire de la BCEAO, 43–52).
- Brooks, S. P., & Gelman, A. (1998). General methods for monitoring convergence of iterative simulations. *Journal of Computational and Graphical Statistics*, 7, 434–455.
- Ca' Zorzi, M., Dedola, L., Georgiadis, G., Jarociński, M., Stracca, L., & Strasser, G. (2020). *Monetary policy and its transmission in a globalised world*. (ECB Working Paper No. 20202407).
- Calvo, G. A. (1983). Staggered prices in a utility-maximizing framework. *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383–398.
- Cecchetti, S. G. (1995, May/June). Distinguishing theories of the monetary transmission mechanism. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 77, 83–97.
- Chandavarkar, A. G. (1971, March). *Some aspects of interest rate policies in less developed economies: The experience of selected Asian countries*. (IMF Staff Papers, 18(1), 48–112).
- Cushman, D. O., & Zha, T. (1995). *Identifying monetary policy in a small open economy under flexible exchange rates*. (Working Paper No. 95–97). Atlanta: Federal Reserve Bank of Atlanta.
- Dembo Toé, M., & Hounpkatin, M. (2007). *Lien entre la masse monétaire et l'inflation dans l'UEMOA*. Dakar: BCEAO.
- Diagne, A., & Doucouré, F. B. (2001). *Les canaux de transmission de la politique monétaire dans les pays de l'UEMOA*. (Working Paper Consortium pour la recherche économique et sociale (CRES), Université Cheikh Anta Diop de Dakar).
- Doe, L., & Diallo, M. L. (1997, December). Déterminants empiriques de l'inflation dans les pays de l'UEMOA. *Notes d'Information et Statistiques*, (476).
- Doe, L., & Diarrioso, S. (1998, April, May, June). De l'origine monétaire de l'inflation dans les pays de l'UEMOA. *Notes d'Information et Statistiques*, (480/481/482).

- Dornbusch, R. (1976). Expectations and exchange rate dynamics. *Journal of Political Economy*, 84(6), 1161–1176.
- Dowd, K. (2020, fall). The deficit myth: Modern monetary theory and the birth of the people's economy. *Cato Journal*.
- Friedman, M. (1968, March). The role of monetary policy. *American Economic Review*, 58(1), 1–17.
- Gali, J. (2008). *Monetary policy, inflation, and the business cycle. An introduction to the new Keynesian framework and its monetary policy applications*. Princeton: Princeton University Press.
- Gali, J., & Monacelli, T. (2005). Monetary policy and exchange rate volatility in a small open economy. *The Review of Economic Studies*, 72(3), 707–734.
- Gilchrist, S., & Saito, M. (2006). *Expectations, asset prices, and monetary policy: The role of learning*. (NBER Working Paper No. 12442).
- González, A., Terasvirta, T., & Van Dijk, D. (2005). *Panel smooth transition regression models*. (Working Papers No. 604). Stockholm School of Economics. Government Finance Statistics.
- Goodhart, C., & Jensen, M. (2015). Currency school versus banking school: An ongoing confrontation. *Economic Thought*, 4(2), 20–23.
- Grilli, V., & Roubini, N. (1995). *Liquidity models in open economies: Theory and empirical evidence*. (Working Papers No. 96-16). New York University, Leonard N. Stern School of Business.
- Han, X., & Wei, S.-J. (2018). International transmissions of monetary shocks: Between a trilemma and a dilemma. *Journal of International Economics*, 110, 205–219.
- INSEED. (2015). *Enquête QUIBB: élaboration du profil de la pauvreté au Togo*. Lome: Institut National de la Statistique et des Études Economiques et Démographiques.
- Jarociński, M., & Peter, K. (2020). Deconstructing monetary policy surprises—the role of information shocks. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 12(2), 1–43.
- Kashyap, A. K., Stein, J. C., & Wilcox, D. W. (1993). Monetary policy and credit conditions: Evidence from the composition of external finance. *American Economic Review*, 83(1), 78.
- Kronborg, A. (2016). *Forecasting using a DSGE model with a fixed exchange rate. Methods and Applications to DSGE Models*. Copenhagen: Institut for Økonomi, Aarhus Universitet.
- Lahcen, M. (2014). *DSGE models for developing economies: An application to Morocco*. (MPRA Paper No. 63404). Lausanne: University of Lausanne.
- Mankiw, N. G. (2020). *A skeptic's guide to modern monetary theory*. (NBER Working Paper No. 26650).
- McKinnon, R. I. (1973). *Money and capital in economic development*. Washington, DC: The Brookings Institution.
- Milani, F., & Treadwell, J. (2012). Effect of monetary policy “news” and “surprises”. *Journal of Money, Credit and Banking*, 44(8), 1667–1692.
- Miranda-Agrippino, S., Nenova, T., & Rey, H. (2020). *Global footprints of monetary policy*. (Discussion Papers 2004, Centre for Macroeconomics).
- Miranda-Agrippino, S., & Rey, H. (2020, November). U.S. monetary policy and the global financial cycle. *The Review of Economic Studies*, 87(6), 2754–2776.

- Mishra, P., Spilimbergo, A., & Montiel, P. (2012). *Monetary transmission in low-income countries: Effectiveness and policy implications*. (IMF Working Papers No. 223).
- Mitchell, W., Randall Wray, L., & Watts, M. (2019). *Macroeconomics*. London: Red Globe Press.
- Mundell, R. (1962, March). *The appropriate use of monetary and fiscal policy for internal and external stability*. (Staff Papers No. 9, 70-76).
- Murphy, R. (2020). Book review. The deficit of myth: Modern monetary theory and the birth of the people's economy, Stephanie Kelton. *Quarterly Journal of Austrian Economics*, 23(2), 232-251.
- Newman, P. (2020). Modern monetary theory: An Austrian interpretation of recrudescing Keynesianism. *Atlantic Economic Journal*, 48, 23-31.
- Nubukpo, K. K. (2002). L'impact de la variation des taux d'intérêt directeurs de la BCEAO sur l'inflation et la croissance dans l'UMOA. *Notes d'Information et Statistiques de la BCEAO*, 526.
- Ogunjimi, S.O. (1997). *Public finance for polytechnics ICAN students*. Bida: Lekem Productions.
- Palley, T. (2015). The critics of modern monetary theory (MMT) are right. *Review of Political Economy*, 27(1), 45-61.
- Robinson, J. (1965). Kalecki and Keynes. In J. Robinson (Ed.), *Collected Economic Papers* (vol. 3, pp. 92-99). Oxford: Basil Blackwell.
- Sall, A. K. (2020, June 27). Quel objectif d'inflation pour l'Union Monétaire Ouest Africaine (UMOA). *Revue Économique et Monétaire*.
- Samake, I. (2010). *A macro model of the credit channel in currency union member: The case of Benin*. (IMF Working Paper No. 191).
- Skousen, M. (2020). There's much ruin in a nation: An analysis of modern monetary theory. *Atlantic Economic Journal*, 48, 11-21.
- Stiglitz, J. E., & Weiss, A. (1981). Credit rationing in markets with imperfect information. *The American Economic Review*, 71(3), 93-110.
- Summers, L. H. (2020). Recette pour un désastre. La gauche et la théorie monétaire moderne. *Commentaire*, 71(3), 672-674.
- Tahavieva, F. R., & Nigmatullina, I. A. (2017). Speech-communicative function in the structure of predictive competence of young schoolchildren with musculoskeletal disorders. *Astra Salvensis, Supplement*, 10, 315-322.
- Tanzi, V. (1978). *Inflation, real tax revenue, and the case for inflationary finance: Theory with an application to Argentina*. (IMF Staff Papers No. 25, 417-451).
- Walsh, C. A. (2003). Accountability, transparency, and inflation targeting. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 35(5), 829-849.

SOUTENABILITÉ DE LA DETTE PUBLIQUE POST-INITIATIVE PAYS PAUVRES TRÈS ENDETTÉS (PPTE) : UNE EVIDENCE EMPIRIQUE AU TOGO

Post-initiative heavily indebted poor countries (HIPC) public debt sustainability: Empirical evidence from Togo

FOUSSÉNI NAPO¹

Université de Lomé, Togo

Faculté des Sciences Économiques et de Gestion, Département de l'Économie

fousseni.napo@gmail.com

ORCID : <https://orcid.org/0000-0002-8405-0421>

KOFFI BIOVA ESSIOMLE

Administrateur des Finances au ministère du commerce, de l'industrie et de la consommation locale du Togo

biovaessiomle@gmail.com

ORCID : <https://orcid.org/0000-0003-4953-5586>

Abstract: The objective of this paper is to analyze the sustainability of Togo's public debt in the long term after the Heavily Indebted Poor countries (HIPC) initiative. The study period covers years from 1994 to 2019. Based on stationarity and cointegration tests, the results show that the Togolese government's debt is not very sustainable in the long term. Indeed, the persistence of the budget deficit due to insufficient internal resources to meet the increase in budgetary expenditure, particularly investment expenditure, has forced the Togolese government to resort to borrowing, leading to an increase in debt levels in recent years. In view of these results, budgetary rigor is more than necessary through the contraction of budgetary expenditure, but above all, the progressive taxation of the informal sector and increased mobilization of taxes on property.

Keywords: sustainability, public debt, budget deficit, stationarity, cointegration.

Résumé : L'objectif de ce papier est d'analyser la soutenabilité de la dette publique du Togo à long terme après initiative Pays Pauvres Très Endettés (PPTE). La période d'étude couvre de 1994 à 2019. A partir des tests de stationnarité et cointégration, les résultats montrent

¹ Université de Lomé, Département de l'Économie 01 BP. 1515, Togo.

que la dette du Gouvernement togolais est faiblement soutenable à long terme. En effet, la persistance du déficit budgétaire suite à l'insuffisance de ressources internes pour faire face à la hausse des dépenses budgétaires, notamment celles des dépenses d'investissement, a obligé l'État togolais à faire appel aux emprunts, entraînant alors l'accroissement du niveau de la dette ces dernières années. Au regard de ces résultats, une rigueur budgétaire est plus qu'une nécessité à travers, la contraction des dépenses budgétaires, mais surtout, la fiscalisation progressive du secteur informel et une mobilisation plus accrue des impôts sur le foncier.

Mots-clés : soutenabilité, dette publique, déficit budgétaire, stationnarité, cointégration.

JEL classification : H62, H63, H68.

Introduction

Au cours de ces dernières années, diverses situations d'instabilité financière et sanitaire ont marqué l'économie mondiale, entraînant des contreperformances des pays. La plus récente est celle engendrée par la pandémie au nouveau coronavirus. Ces pays, notamment ceux en développement font face à des contraintes relatives à leur autonomie financière avec la baisse du prix des matières premières dont dépend l'essentiel de leurs ressources budgétaires. Cette situation a réduit dramatiquement les marges de manœuvre de ces pays contraints de solliciter les facilités de financement du Fonds Monétaire International (FMI) et du groupe de la Banque Mondiale (BM) pour faire face à la crise sanitaire (Aglietta, 2020). De même, les annonces du G20 du report des échéances de paiements du service de la dette des pays les plus pauvres, déjà fragilisés par un niveau d'endettement important, donneront un espace politique afin de les aider à faire face aux conséquences de cette pandémie. La question de l'endettement public ne cesse de susciter un débat en économie. Son appréhension diffère selon les écoles de pensée. En effet, les économistes d'inspiration Keynésienne défendent l'idée selon laquelle l'emprunt public est nécessaire et même efficace pour le développement. Par contre, ceux d'inspiration classique rejettent l'endettement public et pensent que la dette est nuisible pour les agents économiques. Par ailleurs, le stock de la dette publique a augmenté considérablement au niveau mondial, à tel point que la projection de celle-ci à long terme indique une situation de non stabilité pour certains pays. Cependant, selon le FMI (2017), la croissance économique mondiale devrait rester soutenue avec les perspectives disparates entre les principales régions économiques. Cette reprise de la croissance est le résultat d'un effort de stabilisation couplé d'un

dynamisme économique des pays. Les économies des pays en développement, qui font face à un besoin important de ressources pour financer leur développement ne sont pas épargnées de cette situation préoccupante mais à des degrés différents. Ces pays, du fait de l'insuffisance de l'épargne interne, font recours à l'endettement extérieur pour financer leur développement. Au niveau de l'espace UEMOA² seule la Côte d'Ivoire a enregistré un solde courant excédentaire de 252,2 milliards de FCFA³ en 2014, soit 1,5% du PIB (BCEAO, 2017)⁴. A l'inverse, le Togo fait partie de ceux qui subissent les externalités néfastes de la conjoncture mondiale. En effet, la détérioration des termes de l'échange est à la base de la persistance du déficit du compte courant qui ressortait à 9,2% en 2018 (FMI, 2020)⁵.

Par ailleurs, avant l'atteinte du point d'achèvement de l'initiative Pays Pauvres Très Endettés (PPTE) par le Togo en 2007, le ratio de dette rapportée au PIB de ce pays était de 74,8% (DPPF, 2020)⁶. Cela implique une situation de non viabilité de sa dette par rapport au seuil de 70,0%⁷. La mise en œuvre de l'initiative PPTE jusqu'au point d'achèvement en 2010 et de l'Initiative d'Allègement de la Dette Multilatérale (IADM) ont permis au Togo de ramener sa dette à un niveau viable, soit un ratio de 45,1% du PIB (DPPF, 2020). Une fois le point d'achèvement atteint, le pays continue de mobiliser à nouveau des ressources en vue de la mise en œuvre des programmes et projets de développement, principalement le financement des infrastructures énergétiques et de transport. Ce regain d'endettement n'est pas sans conséquence pour le pays. Ainsi, le ratio dette rapportée au PIB du Togo qui ressortait à 78% en 2016 (FMI, 2020), a dépassé le seuil de viabilité de 70,0% du PIB. Mais les efforts fournis par le Gouvernement ces dernières années pour réduire le fardeau de la dette, notamment par un meilleur recouvrement des recettes intérieures avec un taux de pression fiscale de 20,6% du PIB en 2017 (UEMOA, 2018)⁸ et une contraction de l'investissement public, ont porté leur fruit. Le pays a vu sa dette baissée à 68,7% en 2019 et selon les estimations officielles, elle sera à 65,3% en 2020 (FMI, 2020). Le déficit du compte courant a été également réduit progressivement, passant de 9,2% en 2018 à 8,0% en 2019 et selon les estimations

² Union Économique et Monétaire Ouest Africaine. Elle regroupe le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, la Guinée-Bissau, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo.

³ Franc de la Communauté Financière Africaine.

⁴ Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (Direction Nationale pour la Côte d'Ivoire) : Balance des Paiements et Position Extérieure Globale de la Côte d'Ivoire au titre de l'année 2016, octobre 2017.

⁵ Rapport FMI n°20/107, mai 2020.

⁶ Direction de la Dette Publique et du Financement du Togo.

⁷ Seuil fixé par l'UEMOA à travers l'adoption de l'Acte Additionnel N°01/2015/CCEG/UEMOA du 15 janvier 2015 instituant un Pacte de convergence, de stabilité, de croissance et de solidarité entre les États membres de L'UEMOA.

⁸ Rapport semestriel d'exécution de la surveillance multilatérale de la Commission de l'UEMOA, décembre 2018.

du FMI à 7,0% en 2020. Cette diminution du taux d'endettement est perceptible grâce aussi à l'augmentation des taux de croissance en sorte que la croissance 2018 a atteint 4,9% ; 5,1% en 2019 et devrait atteindre 5,3% en 2020 (FMI, 2020).

Cependant, en raison des implications humaines et économiques de la pandémie du COVID-19, les projections de croissance du FMI pour 2020 ont été revues sensiblement à la baisse à 3%. Celles relatives au déficit budgétaire ont été également revues considérablement et celui-ci pourrait s'établir désormais à 3,6% au lieu de 1,9% en 2019. En dépit du ralentissement de l'augmentation du taux d'endettement ces deux dernières années, le niveau de la dette du Togo, qui se chiffrait à 2 197 milliards de FCFA en 2019, soit 68,7% du PIB, reste relativement élevé, comparativement au critère de convergence de 70,0% du PIB fixé par l'UEMOA. Du risque faible qu'il présentait au lendemain des deux initiatives en 2010, l'accroissement de la dette publique qui ressortait à 78,0% du PIB en 2016 ; 72,7% en 2017 ; 73,6% en 2018 ; 68,7% en 2019 pourrait susciter des interrogations quant à sa soutenabilité (FMI, 2020). Dans le cadre du présent papier (ou article), la dynamique de l'évolution des ratios d'endettement sera analysée au regard de la soutenabilité dans un contexte caractérisé par une chute des cours des recettes d'exportation (coton, café-cacao, phosphate) (BM, 2019) et une mobilisation moyenne des recettes fiscales par rapport aux économies avancées (OCDE, 2020)⁹. En effet, la dernière décennie s'est caractérisée par une série d'emprunts extérieurs et sur le marché régional de façon régulière par les autorités du pays pour les besoins de financement du développement et de la lutte contre la pauvreté. Cette situation engendre des questions relatives à la capacité du pays à faire face à ses engagements et poursuivre les projets ambitieux de développement. Au plan empirique, de nombreuses études ont été consacrées à l'évaluation de la capacité des pays à la soutenabilité de la dette (Jondeau, 1992 ; Blanchard, Chouraqui, & Sartor, 1990 ; Moissoner & Raffinot, 1999 ; Daseking, 2002 ; IMF, 2005, 2012, 2018 ; Presbitero & Arnone, 2006 ; Sira, 2011, pour le cas de l'UEMOA ; Bouabdallah et al., 2017 ; Debrun, Ostry, Willems, & Wyplosz, 2019 ; Raffinot & Ferry, 2019). En particulier, Sira (2011) a montré que la dette n'est pas soutenable dans le cas du Togo, en faisant recours aux tests de stationnarité et de cointégration. Ainsi, au regard des évolutions récentes, il ressort la nécessité d'évaluation de la soutenabilité de la dette pour ce pays en adoptant une nouvelle approche méthodologique. Pour ce faire, un certain nombre de préoccupations demeurent auxquelles il faut apporter des réponses. La dette publique du Togo est-elle soutenable à long terme ? Quel est le taux de réaction des recettes par rapport aux dépenses publiques ?

⁹ Organisation de Coopération et de Développement Économiques. Selon le tableau comparatif des recettes fiscales de l'OCDE, en 2020, certains pays avancés (Autriche, Belgique, Danemark, Finlande, France, Suède, etc.) enregistrent un taux de pression fiscale supérieur à 40%.

L'objectif général est d'étudier la soutenabilité de la dette au Togo. De façon spécifique, il s'agit d'analyser la dynamique de l'endettement public du Togo et d'estimer le coefficient de réaction des recettes par rapport aux dépenses publiques. De ces objectifs, découlent les hypothèses suivantes : d'une part, le déficit courant et les besoins en infrastructures socioéconomiques déterminent le niveau de l'endettement public au Togo. D'autre part, le déficit budgétaire et sa persistance favorisent l'accroissement du ratio d'endettement public du Togo. L'intérêt de l'étude paraît double. Au plan théorique, l'étude aborde un cas pratique de soutenabilité de la dette publique au Togo. A cet effet, elle constitue une œuvre de plus qui s'ajoute aux connaissances déjà produites en économie par la recherche académique. Au niveau pratique, cette étude constitue pour les autorités nationales un outil d'aide à la décision en matière de gestion de la dette publique. Pour la présente étude, il sera fait recours aux tests de stationnarité et de cointégration avant les estimations des paramètres du modèle d'analyse. Disposant de données temporelles, leurs propriétés seront analysées. Ces données concernent les séries déficit, dette, recette totale, dépense totale, toutes rapportées au PIB et s'étendent sur la période allant de 1994 à 2019. Ce travail s'articule autour de cinq sections. A la suite de cette première section qui pose le problème, La deuxième est consacrée à l'exposé du cadre théorique relatif à la soutenabilité de la dette publique. Ce cadre présente la revue de littérature. Quant à la troisième section, elle s'intéresse au développement du cadre méthodologique de l'étude. Après la présentation des résultats de l'estimation du modèle de référence dans la quatrième section, vient enfin la conclusion de l'étude assortie de propositions des recommandations relatives aux politiques économiques dans la dernière section.

1. Revue de littérature

Le débat sur la thématique de l'endettement public continue d'être la cible des discussions entre les économistes. En effet, pendant que certains plaident en faveur de la dette, d'autres la rejettent en s'opposant catégoriquement à un quelconque recours à l'endettement par l'État. Il sera question de la présentation du cadre théorique sur l'endettement public. Concrètement, nos réflexions porteront sur l'analyse des travaux théoriques et empiriques menées dans le cadre de l'emprunt public et sa soutenabilité.

Approche théorique de l'endettement public

La problématique de l'endettement public fait toujours l'objet de débats entre plusieurs économistes qui se remarquent par la divergence de leurs points de vue sur ce phénomène. En effet, pendant que certains plaident en faveur de la dette en mettant l'accent sur ses effets positifs sur l'économie, d'autres la rejettent en faisant

ressortir les risques d'un tel phénomène sur les équilibres macroéconomiques. De manière générale, on distingue deux grandes approches de l'endettement public à savoir l'approche classique et l'approche Keynésienne.

Les classiques rejettent l'endettement public et l'assimilent à un impôt futur à payer par les contribuables. Selon eux, toute politique fiscale basée sur la demande est contre-productive et provoque uniquement des effets inflationnistes. Pour Ricardo (1817), les citoyens voient dans l'emprunt un impôt différé dans le temps et se comportent comme s'ils étaient contraints de payer un impôt ultérieurement pour rembourser cet emprunt quel que soit le décalage intergénérationnel. En d'autres termes, le comportement des agents économiques est guidé par une anticipation à la hausse des impôts, ce qui les amène à constituer une épargne pour y faire face et à se détourner ainsi de la consommation. En outre, sur le principe de l'équivalence Ricardienne, Barro (1974) montre qu'une politique de déficit budgétaire financée par emprunt reste sans effet sur l'activité économique dans la mesure où les agents économiques ne sont pas victimes de l'illusion fiscale. Ils anticipent une hausse des impôts destinés à rembourser l'emprunt en constituant une épargne d'un montant équivalent l'endettement public. Toujours dans le même sens, Hayek (cité par Yapo, 2002) dénonce l'endettement comme étant une croissance artificielle, fondée sur un investissement supérieur à l'effort d'épargne de la nation et entraînant injustement l'inflation. Idlemouden et Raffinot (2005) pensent que la dette extérieure constitue un fardeau pour une économie. Ils affirment que le paiement du service tend à évincer les dépenses publiques conduisant à une baisse de l'investissement global et son poids futur décrit par l'encours de la dette influencerait les incitations des agents économiques privés via l'accroissement de la pression fiscale. Selon les auteurs, ces effets ne se manifestent qu'à certain niveau. Les études réalisées par Krugman (1988), Sachs (1989), Froot, Scharfstein et Stein (1989) et Calvo (1989) ont montré que l'accumulation de la dette et son service constituent une taxe sur la production future et décourage l'investissement par l'effet d'éviction.

En revanche, selon les Keynésiens, l'emprunt public n'entraîne pas généralement de coûts aussi bien pour les générations actuelles que pour les générations futures compte tenu des investissements nouveaux qui en découlent. Il favorise plutôt l'accumulation du capital et la consommation des générations présentes et à venir (Keynes, 1936). L'endettement de l'État, tel que conçu dans le modèle Keynésien, favorise la relance de la demande globale qui provoque à son tour, par l'effet du multiplicateur, un accroissement sensible des investissements. Ainsi, selon ce courant de pensée, un déficit budgétaire maîtrisé et justifié peut servir de moyen de lutte contre le chômage, de réduction de la pauvreté et de façon générale de relance économique. Pour Daseking (2002), les dettes extérieures peuvent contribuer à accélérer la croissance des pays en finançant des investissements productifs et peuvent de ce fait réduire les effets des chocs économiques. Heller (2005) aborde dans le même ordre d'idée en précisant que la dette interne

donne aux autorités nationales une marge de manœuvre qui peut leur permettre de compenser une baisse imprévue de ressources et par conséquent de réguler les dépenses publiques.

Soutenabilité de la dette publique : Revue conceptuelle et empirique

La soutenabilité de la dette publique est au centre des préoccupations dans les pays en voie de développement. Elle représente l'un des défis majeurs des finances publiques mais cela est difficile à réaliser du fait de l'urgence et de l'importance des besoins de développement à financer. Avant d'aborder la soutenabilité de la dette proprement dite, il est important de faire un rappel des concepts autour du sujet. Puis s'en suivront une revue empirique et le cadre de viabilité de la dette. L'importance que revêt le sujet a suscité beaucoup d'intérêt autour des acteurs du domaine par rapport à la maîtrise de cette notion. Ainsi, il est admis que la dette publique d'un pays est soutenable si la politique budgétaire menée peut être maintenue sans ajustement excessif dans le futur. Le FMI définit la soutenabilité de la dette comme : « la situation dans laquelle un pays a la capacité de satisfaire à ses obligations présentes et futures concernant le service de la dette, sans qu'un changement important dans la balance des paiements ne soit nécessaire ». Il ressort de cette définition la capacité que doivent avoir les pays à faire face à leurs engagements lorsque ceux-ci arrivent à échéance. Aucun changement important ne doit donc être constaté dans l'évolution des recettes et des dépenses pour justifier l'apparition des excédents budgétaires futurs (INSEE, 2004–2005).

Loser (2004) aborde dans la même direction en affirmant que la dette extérieure est soutenable lorsque le poids du service de la dette ne freine pas la croissance. Quant à Raffinot (1998), il envisage la soutenabilité de la dette comme le fait qu'un ratio déterminé (de type stock de la dette rapporté au PIB) tende vers une limite finie, ce qui permet à un pays, s'il paie régulièrement des intérêts de la dette, de continuer à recevoir les financements extérieurs. Pour leur part, Guérineau et Guillaumont (2007) affirment que la dette reste soutenable si l'État conserve la capacité d'assurer le paiement du service de la dette à long terme. Ils précisent plus loin que cette capacité est déterminée en fonction du solde budgétaire primaire, du coût réel de la dette et de l'évolution de croissance économique. De cette analyse, il ressort que la soutenabilité de la dette publique est étroitement liée à celle de la finance publique. Ainsi, une politique budgétaire est soutenable si la valeur actualisée des surplus primaires futurs est au moins équivalente à la dette publique actuelle du pays. Il s'agit de ce fait de la contrainte budgétaire inter-temporelle. Si le pays arrive à respecter cette condition, cela signifie qu'il est en mesure d'éviter un risque d'insolvabilité. Il y a lieu dans ce cas de ne pas confondre soutenabilité et solvabilité. En effet, plusieurs études se sont penchées sur la distinction entre les deux termes. Celles de Croce et Juan-Ramón (2003), FMI (2002) montrent qu'un ensemble de politiques n'est pas soutenable si elles conduisent à l'insolvabilité. En

d'autres termes, la soutenabilité renvoie à l'idée de rester solvable sans modification radicale de la politique économique (Muzellec & Conan, 2013). La solvabilité est alors définie comme une situation dans laquelle les dépenses et les recettes futures satisfont la contrainte budgétaire inter-temporelle. Cette contrainte, impose une limite à la capacité du Gouvernement à emprunter indéfiniment. D'après Berr et Combarrous (2007), la solvabilité représente le fait pour un débiteur d'avoir les moyens de payer ses créanciers. Autrement dit, la solvabilité est la capacité financière d'un État à faire face au désintéressement total de ses engagements à moyen et long termes en respectant les échéances. La solvabilité est donc une condition nécessaire à la soutenabilité des politiques.

Au plan empirique, Hamilton et Flavin (1986) ont été les précurseurs des tests économétriques dans le cas de l'analyse de la soutenabilité des finances publiques. Ils ont analysé la soutenabilité budgétaire des États-Unis dans une logique stochastique et non déterministe en faisant appel aux tests de racine unité de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) sur les séries de dette et de solde primaire pour la période allant de 1960 à 1984. Les tests portaient donc sur la stationnarité de la dette et du déficit primaire. Au terme de leurs travaux, ils ont conclu que la politique budgétaire de l'État américain était soutenable. Après, les résultats de ces études ont fait l'objet de critique par Kremers (1988) qui leur reprochait l'absence de retards dans leur modèle et la présence d'autocorrélation des erreurs. Dix ans plus tard, Trehan et Walsh (1988) ont introduit des tests de cointégration dans leurs études. Ils ont appliqué ces tests sur les séries de dette et de déficit primaire aux États-Unis de 1964 à 1984. Ils sont parvenus au résultat selon lequel la politique budgétaire de l'État américain n'était pas soutenable. Par la suite, Hakkio et Rush (1991) affirmaient que « l'existence d'une relation de cointégration entre les recettes et les dépenses totales est une condition nécessaire et suffisante à la soutenabilité ». Quatre ans après, Quintos (1995) a repris les travaux de Hakkio et Rush (1991) en introduisant la notion de soutenabilité forte et la soutenabilité faible. Enfin, Bohn (1995) a mis en œuvre un moyen pour le test de cointégration contraire aux précédents. Il consistait à tester la soutenabilité en étudiant la relation de cointégration entre le solde primaire et le stock de la dette. Pour évaluer la soutenabilité de la dette intérieure du Zimbabwe sur la période 1980–2007, Chikoko et Mupunga (2012) ont utilisé le test de cointégration sur la base de l'analyse des séries temporelles des dépenses publiques, recettes publiques et du déficit budgétaire. Les résultats ont révélé l'absence de cointégration entre les dépenses et les recettes publiques. En conséquence, la dette intérieure du Zimbabwe n'était donc pas soutenable. Les auteurs proposent au Gouvernement d'accroître sa croissance afin d'augmenter ses recettes et financer les dépenses publiques.

Sira (2011) a étudié la soutenabilité de la dette extérieure des pays membres de l'UEMOA sur la période allant de 1970 à 2009 en utilisant les tests de stationnarité et de cointégration sur la base des séries de déficit public, de recettes et dépenses

totales. Les résultats montrent que la dette de ces pays est non soutenable à moyen et long termes. Pour une politique budgétaire soutenable, l'auteur propose aux Gouvernements des ajustements qui reposent sur une contraction de certaines dépenses courantes, orientation de la dette vers les secteurs porteurs de croissance ou la mise en œuvre des programmes politiques à même de produire une croissance vive.

2. Méthodologie

Différentes approches conduisent à l'évaluation de la soutenabilité de la dette publique d'un État. Il s'agit de l'approche par les ratios d'endettement, l'approche comptable, l'approche actuarielle et l'approche économétrique. Les trois dernières approches se fondent sur la contrainte budgétaire inter-temporelle de l'État. Il est à noter que, dans le cadre de la présente étude, c'est l'approche économétrique qui sera utilisée.

Modèle théorique d'accumulation de la dette publique

La fonction d'accumulation de la dette est elle-même confondue à la contrainte budgétaire inter-temporelle de l'État. L'étudier revient à établir une relation entre les ressources et les dépenses de l'État. Ainsi, à chaque exercice budgétaire, l'État prélève des impôts, collecte des cotisations sociales et taxes (T_t) qui forment ses principales ressources. Il fait face aux dépenses publiques courantes et transferts (G_t). De même, il supporte les charges relatives au remboursement du principal et au paiement des intérêts (rB_{t-1}). La différence entre l'encours de la dette de deux périodes successives ($B_t - B_{t-1} > 0$) représente le déficit budgétaire. Soit r le taux d'intérêt. La fonction de l'accumulation de la dette publique peut s'écrire (en l'absence des revenus du seigneurage, M) :

$$B_t - B_{t-1} = G_t - T_t + rB_{t-1} \quad (1a)$$

En notant $G_t - T_t$, le déficit primaire (D_t), l'équation (1a) devient :

$$B_t - B_{t-1} = D_t + rB_{t-1} \quad (1b)$$

En divisant cette fonction par le PIB (Y_t), l'équation (1b) devient :

$$\frac{B_t}{Y_t} - \frac{B_{t-1}}{Y_{t-1}} \cdot \frac{Y_{t-1}}{Y_t} = \frac{D_t}{Y_t} + r \frac{B_{t-1}}{Y_{t-1}} \cdot \frac{Y_{t-1}}{Y_t} \quad (1c)$$

Soit $g = \frac{Y_t - Y_{t-1}}{Y_{t-1}}$, le taux de croissance du PIB. Ainsi, on peut poser :

$$\frac{Y_{t-1}}{Y_t} = \frac{1}{(1+g)}$$

L'équation (1c) devient :

$$\frac{B_t}{Y_t} - \frac{B_{t-1}}{Y_{t-1}} \cdot \frac{1}{(1+g)} = \frac{D_t}{Y_t} + r \frac{B_{t-1}}{Y_{t-1}} \cdot \frac{1}{(1+g)} \quad (1d)$$

Si on note $b_t = \frac{B_t}{Y_t}$, $b_{t-1} = \frac{B_{t-1}}{Y_{t-1}}$ et $d_t = \frac{D_t}{Y_t}$, on peut réécrire l'équation (1d) de la manière suivante :

$$b_t = d_t + \frac{(1+r)}{(1+g)} b_{t-1} \quad (1e)$$

Avec b_t et b_{t-1} les ratios d'endettement respectivement de la période t et $t-1$, d_t le déficit primaire rapporté au PIB.

En faisant varier le taux d'endettement et en supposant g très petit, que r et g sont constants, on obtient :

$$b_t - b_{t-1} = d_t + (r-g) b_{t-1} \quad (1f)$$

Il ressort de l'équation (1f) que l'évolution de l'encours de la dette publique est liée au déficit primaire et au produit de l'écart entre le taux d'intérêt et celui de la croissance économique par l'encours précédent. En effet, lorsque cet écart est positif ($r > g$), la dette publique croît en permanence (Jondeau, 1992). Dans ce cas, un excédent budgétaire est indispensable pour stabiliser le ratio Dette/PIB. En outre, si la différence entre le taux d'intérêt et le taux de croissance ressort négatif ($r < g$), cela signifie que le Gouvernement n'est plus contraint d'avoir nécessairement des surplus budgétaires, même certains déficits primaires peuvent être acceptés pour maintenir la stabilité du ratio Dette/PIB (Jondeau, 1992). Alors, la question de la soutenabilité ne se pose plus car le Gouvernement dispose des moyens financiers suffisants pour faire face à ses engagements en matière de paiement du service de la dette et couvrir une partie du déficit primaire.

Modèle empirique d'accumulation de la dette publique

La soutenabilité budgétaire par la méthode économétrique se base à la fois sur les méthodes comptable et actuarielle. Elle fait appel aux tests de stationnarité et de cointégration des séries. En effet, la littérature révèle que Hamilton et Flavin (1986), Wilcox (1989) ont fait recours aux tests de stationnarité (ADF) dans le cadre de l'évaluation empirique de la politique budgétaire des USA. Par la suite, leurs travaux ont fait l'objet d'un certain nombre de reproches selon lesquels leur modèle ne tenait pas compte de retards et n'éliminait pas l'autocorrélation des erreurs. Pour cela, ils ont été complétés plus tard par l'introduction de la notion de cointégration entre les variables dans les modèles d'analyse. Ceci, grâce aux études économétriques réalisées par les chercheurs comme Trehan et Walsh (1988, 1991), Hakkio et Rush (1991), Quintos (1995), Bohn (1995) et Hénin et Garcia (1996). Jondeau (1992), pour sa part, a été l'un des auteurs qui ont combiné les tests de stationnarité et de cointégration pour analyser la soutenabilité de la dette publique. La procédure

qu'il a utilisée sert toujours de référence à la plupart des travaux économétriques réalisés dans ce domaine. Pour la présente étude, le modèle développé par Quintos (1995) sera utilisé. En effet, dans son article : « Sustainability of the Deficit Process with structural shift » publié en 1995, cet économiste a estimé une relation de long terme entre les recettes et les dépenses publiques des États-Unis afin de vérifier si leur combinaison est stationnaire à long terme (ou stable en moyenne) ou non. L'expression du modèle de Quintos se présente comme suit :

$$T_t = \alpha + \beta \cdot G_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

avec : T_t recettes totales, G_t dépenses budgétaires y compris les charges d'intérêts, β paramètre, α constante, ε_t terme d'erreur. Dans ce modèle, T_t est la variable endogène et G_t la variable explicative. A partir de son modèle, Quintos (1995) montre qu'il existe deux types de soutenabilité à savoir la soutenabilité « forte » et la soutenabilité « faible ». En effet, lorsque le coefficient β de cointégration entre les recettes et les dépenses est égal à 1, la soutenabilité est qualifiée de forte. Ce qui signifie que les recettes et les dépenses évoluent à long terme dans la même direction et s'ajustent complètement. Alors, la différence entre les deux variables que représente la série de déficit ($-\alpha - \varepsilon$) est stationnaire. En revanche, la soutenabilité faible correspond au cas où le coefficient β de cointégration entre les recettes et les dépenses prend les valeurs comprises entre 0 et 1 ($0 < \beta < 1$). Précisément, cela veut dire que certes, les recettes et les dépenses évoluent sur la même trajectoire mais n'ont pas la même amplitude. Les recettes sont sensiblement en deçà des dépenses. Dans ce cas, le déficit qui en résulte n'est plus nécessairement stationnaire. D'après l'auteur, étudier la cointégration entre ces deux variables, revient à tester la stationnarité du déficit. Hénin et Fèvre (1998) complète l'étude de la soutenabilité de la dette par l'application de la méthode de stationnarité en effectuant le test de stationnarité du ratio dette/PIB et celui de la série du déficit/PIB. Ainsi, après les travaux de Hénin et Garcia (1996) et, Hénin et Fèvre (1998), toutes les études de soutenabilité se sont basées sur les tests de stationnarité du ratio de la dette et du déficit global, mais aussi sur les tests de cointégration entre les recettes et les dépenses totales. Ainsi, le choix porté sur le modèle développé par l'économiste américain Quintos (1995) pour analyser la soutenabilité de la dette publique du Togo se justifie par trois raisons. D'abord, c'est un modèle simple, pratique, facile à utiliser. Ensuite, il est cohérent et en phase avec les objectifs de la politique budgétaire mise en œuvre par l'État. Enfin, à travers le coefficient de cointégration, il permet d'expliquer aisément le niveau de couverture des dépenses par les recettes et partant de là, la soutenabilité de la dette.

Données et sources

Les données utilisées (tableau A1 et figures A1, A2, A3 et A4 en annexe) pour la mise en œuvre des tests économétriques proviennent principalement de deux sources, à savoir la BCEAO et la DDPF. En effet, les séries recettes et dépenses totales ainsi que le déficit global et le PIB sont issues de la base de données de la

BCEAO. La série de la dette publique, quant à elle, provient de la DDPF. Il est à noter que les variables ayant servi aux tests ont été rapportées au PIB pour les rendre en terme réel par rapport aux effets liés à leurs fluctuations. Ces séries couvrent la période 1994 à 2019. Le choix de cette période n'est pas fortuit. Elle est retenue non seulement en raison de la disponibilité des données mais surtout pour tenir compte de la cohérence et de l'homogénéité de ces séries par rapport à la variation de la valeur officielle de la monnaie FCFA, puisque, en début janvier 1994, à l'instar des autres pays de l'UEMOA, le Togo a connu une dévaluation de sa monnaie nationale.

Techniques d'estimations

L'étude empirique de la soutenabilité obéit à des procédures d'application des tests statistiques. Leur usage permet de mettre en évidence le caractère stationnaire et de cointégration ou non des séries chronologiques. De façon spécifique, cette démarche de mise en œuvre de ces tests portant sur la soutenabilité de la dette publique du Togo peut être résumée en deux grandes phases. La première consiste à effectuer des tests de stationnarité de toutes les variables. La deuxième phase est consacrée à l'étude de la cointégration entre les recettes et les dépenses totales. Concrètement, il sera question d'une brève présentation de la procédure de ces tests ainsi que leurs règles de décision. Plusieurs outils statistiques permettent de tester la stationnarité des séries temporelles. Il s'agit des statistiques ADF (1981), PP (1988) et KPSS¹⁰(1992). Dans le cas de notre étude, les tests de racine unitaire (Unit Root Test) de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) et de Phillips-Perron (PP) sont utilisés pour apprécier la stationnarité des séries dette/PIB, déficit/PIB, recette totale/PIB et dépense totale/PIB. Une série est dite stationnaire si sa moyenne, sa variance et son auto-covariance sont indépendantes du temps. Ce qui signifie que la série n'a ni tendance ni saisonnalité. Sa moyenne et sa variance sont donc constantes et la série fluctue autour de sa valeur moyenne d'équilibre de long terme en revenant régulièrement vers celle-ci. Après avoir vérifié la stationnarité de toutes les séries, l'ultime étape conduisant à l'analyse de la soutenabilité est le test de cointégration entre les recettes et les dépenses totales. A cet égard, si les conclusions du test de stationnarité des séries de recettes et dépenses effectués séparément révèlent qu'elles sont non stationnaires en niveau mais stationnaires en différence première $I(1)$, on testera l'hypothèse nulle de non cointégration entre les deux variables (recettes et dépenses). Dans le cas où l'hypothèse nulle serait rejetée, il ne reste qu'à déterminer le vecteur de cointégration $(1, -\beta)$ entre les recettes et les dépenses totales. Alors, la règle de décision quant à la soutenabilité comme indiquée plus haut est la suivante :

- Si $\beta = 1$, il existe une relation de cointégration entre recettes et dépenses totales. La dette est donc fortement soutenable à long terme. L'excédent couvre la totalité

¹⁰ KPSS : Kwiatowski, Philips, Schmidt et Shin.

des charges du service de la dette. La différence entre les recettes et les dépenses totales est stationnaire. Elle fluctue autour de sa valeur moyenne constante.

- Si $0 < \beta < 1$, les recettes et les dépenses totales sont cointégrées. Mais le surplus primaire ne couvre pas la totalité des charges du service de la dette. L'État est contraint de contracter une nouvelle dette. La différence entre les recettes et les dépenses totales n'est plus stationnaire. Il ressort une soutenabilité faible de la dette car les dépenses sont sensiblement supérieures aux recettes à long terme.
- L'absence de cointégration entre recettes et dépenses totales entraîne du coup la non soutenabilité de la dette.

Les méthodes couramment utilisées pour tester la cointégration et déterminer la relation d'équilibre de long terme entre les variables du modèle sont celles d'Engle et Granger (1987), et de Johansen (1988, 1991). Les deux tests ont pour hypothèse nulle la non cointégration. La stratégie d'Engle et Granger (1987) consiste dans un premier temps, à estimer la relation de long terme entre les recettes totales et les dépenses totales par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) et dans un second temps, à tester la cointégration sur le résidu estimé à l'aide des outils statistiques de ADF et PP. Ces tests ADF et PP ont comme hypothèse nulle la non cointégration. La stratégie de Johansen (1991) est basée sur l'estimation de la relation par le maximum de vraisemblance (Likelihood Ratio) pour tester la cointégration des séries afin de déterminer le vecteur de cointégration $(1, -\beta)$. La règle de décision pour le test de rang de cointégration est la suivante :

- si le rang de cointégration est égal à zéro, l'hypothèse nulle de non cointégration n'est pas rejetée ;
- si le rang de cointégration est supérieur ou égal à un, l'hypothèse nulle de non cointégration est rejetée.

Il est à noter que la méthode à deux étapes d'Engle et Granger ne s'utilise que si les variables sont de même ordre d'intégration. En revanche, celle en une étape de Johansen s'utilise même si les variables n'ont pas le même ordre d'intégration. La méthode de Johansen est privilégiée pour effectuer les tests de cointégration parce que la méthode d'Engle et Granger, basée sur le résidu, est peu efficace et ses résultats peuvent être contradictoires (Pesaran, 1987).

3. Résultats empiriques

Les résultats concernent les tests de stationnarité et de cointégration des variables utilisées.

Résultats des tests de stationnarité

Les résultats du tableau 1 montrent que les statistiques des tests ADF et PP associés aux différentes variables sont tous supérieures à la critical value $(-2,66)$ au seuil 1%.

Tableau 1. Stationnarité des variables

Variables analysées	Tests	H ₀ testée	Trend	Constante	Racine unitaire	Résultats
Déficit/PIB	ADF	Non stationnarité	Non significatif	Non significatif	-1,96 > -2,66	Non stationnaire
	PP	Non stationnarité	Non significatif	Non significatif	-1,92 > -2,66	Non stationnaire
Dette/PIB	ADF	Non stationnarité	Non significatif	Non significatif	-1,45 > -2,66	Non stationnaire
	PP	Non stationnarité	Non significatif	Non significatif	-1,51 > -2,66	Non stationnaire
Recette totale/PIB	ADF	Non stationnarité	Non significatif	Non significatif	1,81 > -2,66	Non stationnaire
	PP	Non stationnarité	Non significatif	Non significatif	1,81 > -2,66	Non stationnaire
Dépense totale/PIB	ADF	Non stationnarité	Non significatif	Non significatif	0,09 > -2,66	Non stationnaire
	PP	Non stationnarité	Non significatif	Non significatif	0,18 > -2,66	Non stationnaire

Source : Élaboration propre.

L'hypothèse nulle de non stationnarité n'est pas rejetée. Les séries dette/PIB, déficit/PIB, recette totale/PIB et dépense totale/PIB sont non stationnaires en niveau. Toutefois, la réalisation des tests de stationnarité sur ces séries en différence première montre que celles-ci deviennent stationnaires. Par conséquent, elles sont toutes intégrées d'ordre 1. En effet, la non stationnarité en niveau du déficit budgétaire global, est à l'origine de la non stabilité du ratio d'endettement du Togo. Ce déficit récurrent s'explique par les besoins de financement des investissements dans le cadre de l'opérationnalisation de la politique de relance de l'économie togolaise. Elle est mise en œuvre par la réalisation d'importants programmes et projets de développement relatifs, entre autres, à la relance du secteur agricole (PNIASA¹¹, PNIASAN¹²), la modernisation des infrastructures de transport (aéroport, port, routes), énergétiques (extension du réseau électrique, électrification rurale) et socioéconomiques de base (écoles, hôpitaux, marchés modernes).

Résultats des tests de cointégration

Comme annoncées plus haut, les séries recettes totales et dépenses totales sont non stationnaires en niveau ; mais en différence première, elles sont stationnaires. Les deux séries ont donc le même ordre d'intégration (1). Cela nous permet de vérifier la relation de cointégration entre ces deux variables. Pour y parvenir, nous

¹¹ Programme Nationale d'Investissement Agricole et de Sécurité Alimentaire.

¹² Programme Nationale d'Investissement Agricole et de Sécurité Alimentaire et Nutritionnelle.

Tableau 2. Cointégration entre « Recette totale/PIB » et « Dépense totale/PIB »

Trace statistique	Critical value à 5%	Rang de cointégration
13,69471	12,32090	1
2,472377	4,129906	0
Rang de cointégration		1

Source : Élaboration propre.

avons fait recours à la méthode de Johansen qui a donné les résultats consignés dans le tableau 2.

La trace statistique (13,69471) est supérieure à critical value au seuil de 5% (12,32090). L'hypothèse de non cointégration est rejetée. Les séries recettes totales et dépenses totales sont donc cointégrées. Le rang de la cointégration est égal à 1. Cela signifie qu'il existe une relation de long terme entre ces deux variables. Nous pourrions estimer cette relation par la méthode des MCO. Ainsi, après estimation des paramètres du modèle, nous obtenons la relation suivante : $T_t = 3,39 + 0,61 G_t + \varepsilon_t$. Le coefficient β (0,61) est significativement différent de 0 car sa probabilité critique (nulle) est inférieure à tous les seuils conventionnels (1%, 5%, 10%). Comme le coefficient d'intégration β (0,61) est compris entre 0 et 1, nous déduisons que la soutenabilité de la dette publique du Togo existe mais elle est faible. Ce constat nous amène également à affirmer qu'à long terme, les recettes totales et les dépenses totales se compensent, mais cette compensation est partielle. Autrement dit, les dépenses de l'État augmentent d'une manière plus que proportionnelle à l'augmentation des recettes nationales. Concrètement, si les dépenses de l'État augmentent de 10 000 FCFA, les recettes publiques n'augmentent que de 6100 FCFA.

De l'analyse des résultats des tests économétriques, il ressort que les recettes publiques ne couvrent pas entièrement les dépenses nationales. La persistance du déficit global s'explique par un service de la dette important (tableau A2 et figure A5 en annexe) et surtout des investissements massifs constatés ces derniers temps dans divers secteurs de l'économie togolaise. Ce déficit, dû aux déséquilibres récurrents entre les ressources internes (fiscales et non fiscales) et les dépenses publiques composées de dépenses ordinaires (elles seules, représentent plus de 80% des ressources internes) et en capital, en plus de celui du compte courant, est à la base de l'accroissement du ratio d'endettement ces dernières années entraînant, du coup, la faible soutenabilité de la dette publique. Donc, la réaction des recettes face à l'augmentation des dépenses budgétaires de l'État est faible (0,61). Ce même résultat a été obtenu aux USA par Quintos (1995) et Crowder (1997) où cette réaction se situe entre 0,6 et 0,8. En Espagne, De Castro, Gonzales-Paramo et Hernandez de Cos (2001) trouvent également une réaction des recettes aux dépenses de 0,7. Pareil pour Anago (2016) et Abdou (2017) respectivement au Bénin (0,73) et au Niger (0,60) avec ce même modèle. Toutefois, Mansour (2012) trouve que la politique budgétaire est non soutenable pour la France par l'absence d'une relation de long

terme entre les recettes et les dépenses. Également, Sira (2011) est parvenue à la même conclusion que Mansour (2012) pour les pays de l'UEMOA. Selon cette conclusion, non seulement l'hypothèse de non cointégration n'est pas rejetée, mais de plus les coefficients de régression paraissent très faibles et proches de zéro à telle enseigne qu'ils ne permettent pas d'affirmer une quelconque soutenabilité.

Conclusion et recommandations

Au terme de l'analyse sur la soutenabilité de la dette publique du Togo, il ressort que la dette est soutenable au sens faible du terme dans une perspective de long terme. La mise en œuvre des tests de stationnarité et de cointégration montre que l'hypothèse de soutenabilité de la politique budgétaire apparaît non rejetée. De plus, le coefficient de cointégration est positivement inférieur à l'unité (0,61). Ce qui conduit à l'affirmation de la faible soutenabilité de la dette publique du Togo. Cela s'explique par une couverture partielle des dépenses par les recettes totales. Concrètement, les ressources internes ne couvrent qu'environ 61% des dépenses globales. Donc, la politique budgétaire du Togo ne répond pas de manière à stabiliser complètement l'évolution de la dette puisqu'elle ne génère pas suffisamment de surplus budgétaires à même de faire face au remboursement de la dette en cours. En effet, la baisse des cours des matières premières d'exportation et la hausse du niveau des importations de biens et services (figure A6 en annexe) continuent de dégrader le déficit de la balance courante. De même, la politique de relance de l'économie amorcée par l'État togolais à travers le financement d'importants programmes et projets de développement ajouté au poids grandissant du service de la dette creuse davantage le déficit budgétaire global. Le Togo est alors dans une dynamique d'accumulation de déficits et par conséquent de l'accroissement de sa dette. Cette tendance est préoccupante dans la mesure où elle pourrait déboucher sur une crise de surendettement à long terme, en l'absence de mesures d'ajustement strictes de sa politique budgétaire. Par ailleurs, il convient de relever que cette étude pourrait comporter des limites au regard de la diversité des sources de données exploitées mais également du choix du modèle empirique retenu et la période de temps considérée. Aussi, en septembre 2020, le Togo a-t-il procédé au rebasage de son PIB en prenant 2016 comme année de référence. Le taux d'endettement du Togo ressort désormais à 54,5% en 2017, 55,5% en 2018, 51,9% en 2019 et selon les prévisions officielles, il serait à 51,8% en 2020 (DDPF, 2020). La prise en compte de ces paramètres peut faire l'objet d'autres réflexions dans le cadre de la soutenabilité de la dette publique du Togo.

À la lumière des résultats auxquels nous avons abouti, nous formulons les recommandations suivantes aux autorités en charge de la gestion de la dette : (1) élargir l'espace budgétaire en réduisant les exonérations abusives, la fraude et l'incivisme

fiscaux (par la sensibilisation des contribuables, la mise en place des mécanismes incitatifs et l'allègement des procédures de collecte des recettes publiques en mettant à contribution le numérique), le poids de l'économie informelle (à travers une meilleure organisation et une fiscalisation progressive de ce secteur), et en rationalisant les dépenses publiques, notamment par la maîtrise des dépenses courantes ; (2) améliorer le solde courant à travers l'apport de la valeur ajoutée aux produits locaux (par la transformation) avant leur exportation, la diversification des produits à l'export, la promotion des échanges justes et équitables avec les partenaires commerciaux ; (3) continuer à rendre plus attractif l'environnement des affaires par la poursuite des réformes économiques structurelles (adoption d'un code des investissements qui rassure les opérateurs économiques et protège les investissements, modernisation de la justice ; réduction des délais, coûts et allègement des formalités administratives pour la création d'entreprise ainsi que pour l'obtention et le transfert des titres de propriété), afin d'attirer davantage d'Investissements Directs Etrangers (IDE) ; (4) renforcer la qualité des institutions par la promotion de la bonne gouvernance et la transparence dans la gestion ; (5) investir les sommes empruntées dans des secteurs à forte potentialité productive capables de générer les ressources afin de faire face sans difficulté au service de la dette.

Annexe

Tableau A1. Présentation des variables ayant servi aux tests économétriques

Variables	Description
Recette totale	Ensemble des prélèvements obligatoires et non obligatoires effectués par l'État au profit de l'ensemble de sa population dans un but d'intérêt général. Elle est composée des recettes fiscales et des recettes non fiscales. Les recettes fiscales sont constituées essentiellement des impôts et taxes. Alors que les recettes non fiscales comprennent des dividendes issus des prises de participations de l'État dans les entreprises, des revenus du domaine et de l'entreprise, les droits et frais administratifs.
Dépense totale	Il s'agit des dépenses budgétaires globales. Elles se composent des dépenses ordinaires et des dépenses en capital. Les dépenses ordinaires englobent les dépenses de personnel, d'acquisition de biens et services, de transferts courants, des charges financières de la dette, et des dépenses en atténuation de recettes. Les dépenses en capital ne sont autres que les dépenses d'investissement.
Déficit budgétaire	Il s'agit du déficit budgétaire global (base engagement) hors dons. C'est la différence positive entre les dépenses totales et les recettes totales.
Dette publique	Ensemble des engagements financiers contractés par l'administration centrale nets des remboursements effectués. Elle se compose de la dette intérieure et extérieure. Elle n'intègre pas ici la dette des sociétés publiques.
PIB nominal	Il représente la richesse produite par le Gouvernement togolais en une année.

Source : Basé sur Document de Programmation Budgétaire et Économique Pluriannuelle (DPBEP) 2020–2022 du Togo/Glossaire du cadre harmonisé des finances publiques de l'UEMOA, 2009.

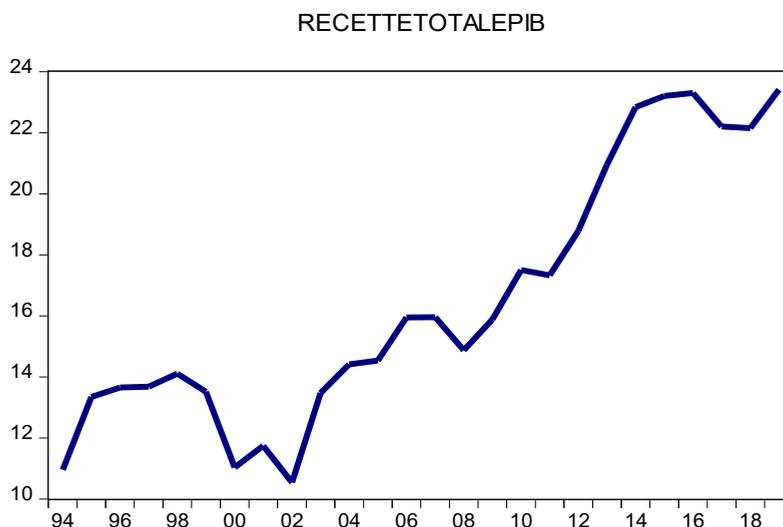


Figure A1. Évolution de la recette totale en pourcentage du PIB

Source : Élaboration propre.

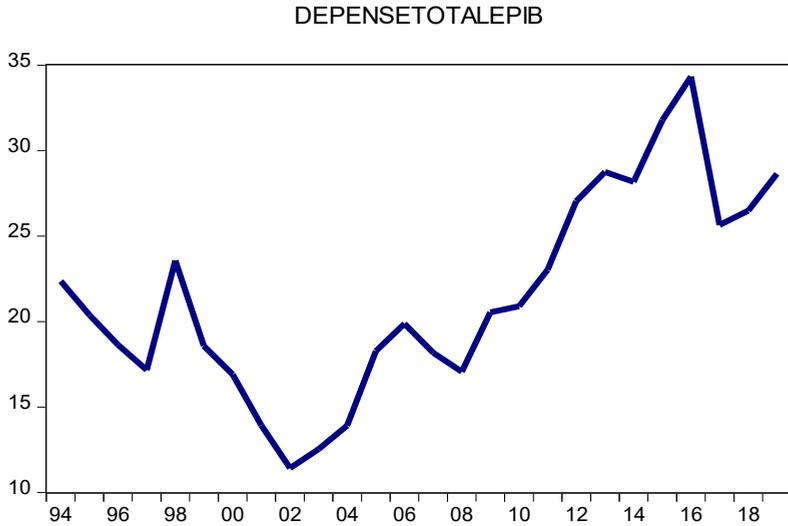


Figure A2. Évolution de la dépense totale du Togo en pourcentage du PIB

Source : Élaboration propre.

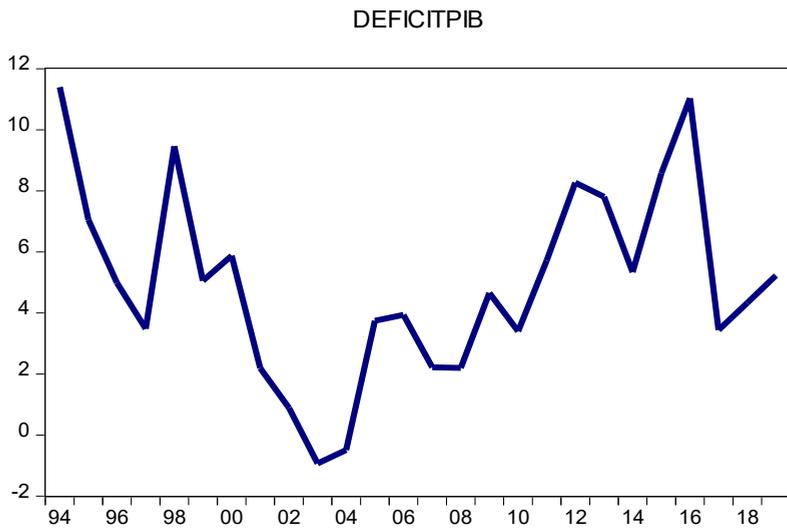


Figure A3. Évolution du déficit global du Togo en pourcentage du PIB

Source : Élaboration propre.

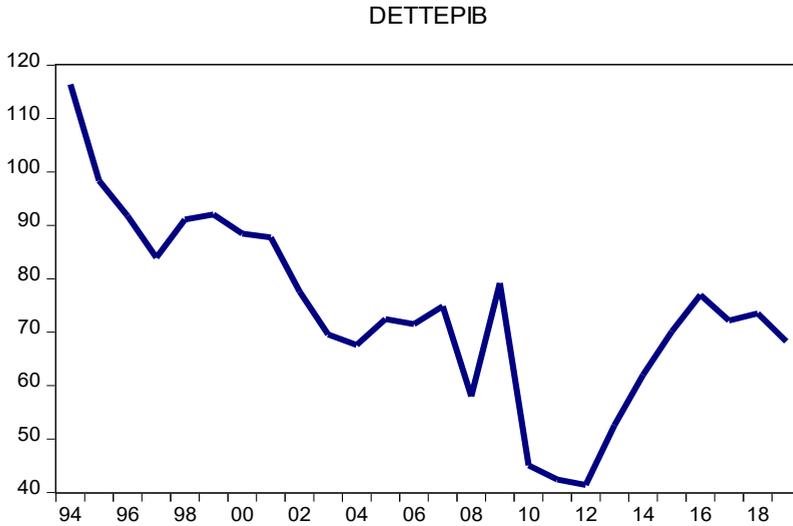


Figure A4. Évolution de la dette publique du Togo en pourcentage du PIB

Source : Élaboration propre.

Tableau A2. Service de la dette publique en pourcentage des recettes fiscales de 2016 à 2019

Année	2016	2017	2018	2019
Service de la dette/recettes fiscales (%)	84,78	106,47	91,86	77,32

Source : Basé sur Bulletin statistique de la dette, juin 2020 / Direction Générale du Trésor et de la Comptabilité Publique (DGTCP) du Togo.

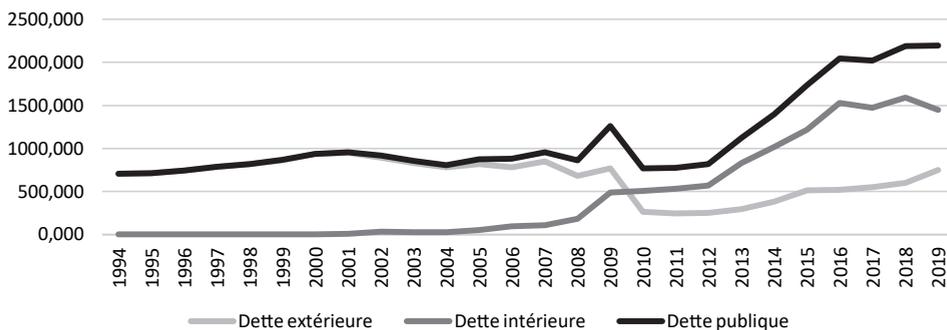


Figure A5. Évolution de la dette intérieure, extérieure et publique du Togo en milliards de FCFA

Source : Élaboration propre à partir des données de la DDPF.

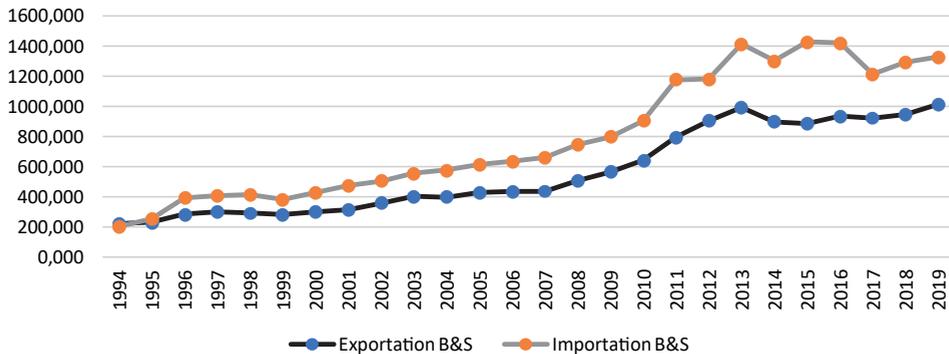


Figure A6. Évolution des exportations et importations de biens et services du Togo en milliards de FCFA

Source : Élaboration propre à partir des données de la BCEAO.

References

- Abdou, K. (2017). *Étude de la soutenabilité de la dette publique du Niger. Mémoire de master*. Dakar: COFEB.
- Aglietta, M. (2020). *La réforme urgente du système monétaire international pour la sauvegarde des pays émergents et en développement*. Paris: Université Paris-Nanterre.
- Anago, S. (2016). Estimation de la soutenabilité de la dette publique du Bénin: une projection à l'horizon 2020. *Revue d'Analyse des Politiques Économiques et Financières*, 2(1), 80–101.
- Banque Mondiale (BM). (2019, October). *Commodity Markets Outlook. Rapport sur la politique monétaire de l'Union Monétaire Ouest Africaine (UMOA)*. Washington, DC: The World Bank.
- Barro, R. (1974). Are government bonds net wealth?. *Journal of Political Economy*, 82, 1095–1118.
- Berr, E., & Combarrous F. (2007). Une autre lecture de la soutenabilité de la dette. *Revue Tiers Monde*, 192, 789–813.
- Blanchard, O., Chouraqui, J.-C., Hagemann, R. P., & Sartor, N. (1990). La soutenabilité de la politique budgétaire: réponses nouvelles à une question ancienne. *Revue Économique de l'OCDE*, 15, 7–38.
- Bohn, H. (1995). The sustainability of budget deficits in a stochastic economy. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27, 257–271.
- Bouabdallah, O., Checherita-Westphal, C., Warmedinger, T., de Stefan, R., Drudi, F., Setzer, R., & Westphal, A. (2017). *Debt sustainability analysis for euro area sovereigns: A methodological framework*. (European Central Bank, Occasional Paper No. 185).
- Calvo, G. A. (1989). Is inflation effective for liquidating short-term nominal debt?. *Staff Papers*, 6(4), 950–960.
- Chikoko, L., & Mupunga, N. (2012). A cointegration approach to analysis of domestic debt sustainability in Zimbabwe. *African Integration Review*, 5(2).

- Croce, E., & Juan-Ramón, V. H. (2003). *Assessing fiscal sustainability: A cross-country comparison*. (IMF Working Paper).
- Crowder, J. W. (1997). The U.S. intertemporal budget constraint: Restoring equilibrium through increased revenues or decreased spending? *Macroeconomics*, 9702002.
- Daseking, C. (2002). La dette: quand est-elle excessive?. *Finances et Développement*, 39(4), 12–14.
- De Castro, J.-M., Gonzales-Paramo, & Hernandez De Cos, P. (2001). *Evaluating the dynamics of fiscal policy in Spain: Patterns of interdependence and consistency of public expenditure and revenues*. (Document de Travail No. 0103). Banco De España.
- Debrun, X., Ostry, J. D., Willems, T., & Wyplosz, C. (2019). *Public debt sustainability*. (CEPR Discussion Paper No. DP 14014).
- Direction de la Dette Publique et du Financement du Togo. (2020). *Base de données sur la dette publique*.
- Engle, R. E., & Granger, C. W. J. (1987). Cointegration and error-correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251–276.
- Fonds Monétaire International (FMI). (2016). *Perspectives de l'économie mondiale: Demande modérée-Symptômes et remèdes*. Washington, DC: International Monetary Fund.
- Froot, K. A., Scharfstein, D. S., & Stein, J. C. (1989). LDC debt: Forgiveness, indexation, and investment incentives. *The Journal of Finance*, 44(5), 1335–1350.
- Guérineau, S., & Guillaumont, S. (2007). Le temps retrouvé de l'endettement interne en Afrique? Le cas de l'UEMOA. *Revue Française d'Économie*, 22(1), 73–105.
- Hakkio, C., & Rush, M. (1991). Is the budget deficit 'too large'?. *Economic Inquiry*, 29(3), 104–118.
- Hamilton, J. D., & Flavin, M. A. (1986). On the limitations of government borrowing: A framework for empirical testing. *American Economic Review*, 76, 808–819.
- Heller, P. S. (2005). Pity the finance minister. Issues in managing a substantial scaling up of aid flows. *World Economics*, 6(4), 69–110.
- Hénin, P.-Y., & Fève, P. (1998). Une évaluation économétrique de la soutenabilité de la dette extérieure des pays en développement. *Revue Économique*, 49(1), 75–86.
- Hénin, P.-Y., & Garcia, S. (1996). *L'évaluation économétrique de la soutenabilité des déficits publics*. Paris: Mimeo, CEPREMAP et MAD-Paris I.
- Idlemouden, K., & Raffinot, M. (2005). Le fardeau virtuel de la dette extérieure. *Eurisco Cahier*, 3.
- INSEE. (2004–2005). *La dette publique en France: la tendance des vingt dernières années est-elle soutenable?*. Documentation française.
- International Monetary Fund (IMF). (2005). *Operational framework for debt-sustainability assessments in low-income countries—further considerations*. Washington, DC: The World Bank.
- International Monetary Fund (IMF). (2012). *Revisiting the debt sustainability framework for low-income countries*. Washington, DC: The World Bank.
- International Monetary Fund (IMF). (2018). *Debt sustainability framework for low-income countries*. Washington, DC: The World Bank. Retrieved from <http://www.imf.org/external/np/exr/facts/jdsf.htm>
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231–254.

- Johansen, S. (1991). Estimation, and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59, 1551–1580.
- Jondeau, E. (1992). La soutenabilité de la politique budgétaire. *Économie et Prévision*, 104, 1–17.
- Keynes, J. M. (1936). *Théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie*. Paris: Payot
- Kremers, J. M. (1988). The long-run limits of the U.S. federal debt. *Economics Letters*, 28, 259–262.
- Krugman, P. (1988). *Financing vs. forgiving a debt overhang*. (NBER Working Paper No. 2486).
- Loser, C. M. (2004). *External debt sustainability: Guidelines for low and middle-income countries*. (G-24 Discussion Paper No. 26). New York and Geneva: United Nations.
- Mansour, M. (2012). *Evaluation théorique et empirique de la soutenabilité de la dette publique: cas de la France*. *Mémoire de master*. Economie-Gestion, Université Panthéon-Assas, Banques des mémoires.
- Moisseron, J.-Y., & Raffinot, M. (1999). *Dette et pauvreté: solvabilité et allègement de la dette des pays à faible revenu*. Paris: Editions Dial-Economica.
- Muzellec, R., & Conan, M. (2013). *Finances publiques* (16e éd.). Paris: Dalloz.
- OCDE. (2020). *Recettes fiscales (indicateur)*. Retrieved January 3, 2021 from <https://doi.org/10.1787/2907dcbf-fr>
- Pesaran, M. H. (1987). Global and partial non-nested hypotheses and asymptotic local power. *Econometric Theory*, 3(1), 69–97.
- Presbitero, A. F., & Arnone, M. (2006). *External debt sustainability and domestic debt in Heavily Indebted Poor Countries*. (MPRA Working Paper No. 1396). Munich: University Library of Munich.
- Quintos, C. (1995). Sustainability of the deficit process with structural shifts. *Journal of Business Economics & Statistics*, 13(4), 409–417.
- Raffinot, M. (1998). *Soutenabilité de la dette extérieure: de la théorie aux modèles d'évaluation pour les pays à faible revenu*. (Document de travail du DIAL No. 1). Paris.
- Raffinot, M., & Ferry, M. (2019). *La dette des pays en développement* (3ème éd.). Paris: La Découverte.
- Ricardo, D. (1817). *On the principles of political economy and taxation*. London: John Murray.
- Sachs, J. (1988). The debt overhang of developing countries. In G. A. Calvo, R. Findlay, P. J. K. Kouri & J. B. de Macedo (Eds.), *Debt, Stabilization and development: Essays in memory of Carlos Diaz Alejandro* (pp. 80–102). Oxford: Basil Blackwell.
- Sira, S. F. (2011). Soutenabilité de la dette extérieure des pays de l'UEMOA: une analyse empirique. *Revue Économique et Monétaire de la BCEAO*, 10, 35–67.
- Trehan, B., & Walsh, C. (1988). Common trends, the government's budget constraint, and revenue smoothing. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 425–444.
- Trehan, B., & Walsh, C. (1991). Testing intertemporal budget constraints: Theory and applications to U.S. federal budget and current account deficits. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 23, 206–223.
- UEMOA. (2018, December). *Rapport semestriel d'exécution de la surveillance multilatérale de la Commission de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africain*.
- Wilcox, D. W. (1989). The sustainability of government deficits: Implications of the present value borrowing constraint. *Journal of Money Credit and Banking*, 21, 291–306.
- Yapo, L. (2002). *Les déterminants de l'endettement extérieur des pays pauvres très endettés: cas de la Côte d'Ivoire*. (WIDER conférence sur l'allègement de la dette). Helsinki.

DÉTERMINANTS DE LA MALNUTRITION DES ENFANTS AU TOGO : UNE ANALYSE PAR LES DISPARITÉS SELON LE MILIEU DE RÉSIDENCE

Determinants of child malnutrition in Togo: An analysis by disparities according to place of residence

WOULAMÉ OUDJIM¹

Université de Lomé, Togo

Faculté des Sciences Économiques et de Gestion, Département d'Économie

rogeroudjim123@gmail.com

ORCID : <https://orcid.org/0000-0002-8291-5145>

YACOBOU SANOUSI²

Université de Lomé, Togo

Faculté des Sciences Économiques et de Gestion, Département d'Économie

syacoubou@gmail.com

ORCID : <https://orcid.org/0000-0002-1119-6286>

KODJO EVLO³

Université de Lomé, Togo

Faculté des Sciences Économiques et de Gestion, Département d'Économie

kodjo.evlo@gmail.com

ORCID : <https://orcid.org/0000-0002-3398-5032>

Abstract: The objective of this paper is to analyze the main determinants likely to influence the nutritional status of children under five years of age in Togo. Logistic regression is used to analyze the effect of socio-economic factors on malnutrition and then a method of decomposition of the factors (Oaxaca and Blinder decomposition) was used to analyze the sources of the gap in the prevalence of chronic malnutrition in urban and rural Togo. The data used came from the MICS survey, 2017. Children residing in rural areas and aged between 6 and 59 months are likely to show stunted. Household wealth and the level of education of mothers are also linked to chronic malnutrition. A child born with a previous

¹ Université de Lomé, 01, BP. 1515, Lomé, Togo.

² Université de Kara, BP. 43 Kara, Togo.

³ Université de Lomé, 01, BP. 1515, Lomé, Togo.

birth interval less than or equal to 2 years has a 59% chance of showing stunting. The results of the decomposition show that the difference in the prevalence of stunting is due to the specific characteristics of its environment. The difference explained in this decomposition is mostly income inequality as measured by the wealth index.

Keywords: malnutrition, Oaxaca-Blinder decomposition, disparity, stunting, underweight.

Résumé : L'objectif de ce papier est d'analyser les principaux déterminants susceptibles d'influencer le statut nutritionnel des enfants de moins de cinq ans au Togo. La régression logistique est utilisée pour analyser l'effet des facteurs socioéconomiques sur la malnutrition et ensuite, une méthode de décomposition des facteurs (décomposition d'Oaxaca et de Blinder) a permis d'analyser les sources de l'écart de la prévalence de la malnutrition chronique dans le milieu urbain et rural du Togo. Les données utilisées proviennent de l'enquête MICS, 2017. Les enfants résidant en milieu rural et dont l'âge est compris entre 6 et 59 mois sont susceptibles de manifester le retard de croissance. La richesse des ménages et le niveau d'éducation des mères sont également liés à la malnutrition chronique. Un enfant né avec un intervalle de naissance inférieur ou égal à 2 ans a 59% de chance de manifester le retard de croissance. Les résultats de la décomposition montrent que la différence dans la prévalence du retard de croissance provient des caractéristiques spécifiques à ces milieux. L'écart expliqué dans cette décomposition est en majorité l'inégalité des revenus mesurée par l'indice de richesse.

Mots-clés : malnutrition, décomposition d'Oaxaca et de Blinder, disparité, retard de croissance, Insuffisance pondérale.

JEL classification : I10, I12, I15, I18.

Introduction

Selon Streeten (1995), une force de travail bien nourrie, en bonne santé, éduquée et qualifiée est le capital productif le plus important. Le développement humain place donc l'homme au centre de la scène. Parmi les besoins essentiels de l'homme, la nutrition demeure l'élément principal de la survie de l'espèce humaine. Les pays en développement ont connu au cours des dernières décennies des améliorations remarquables sur le plan socio-économique, entraînant la naissance de grands centres urbains (McMichael, 2000 ; Reardon, Timmer, & Berdegué, 2003), suscitant une augmentation du niveau des maladies chroniques en remplacement des maladies infectieuses qui prévalaient dans le temps (Omran, 2005). Dans les pays en développement, la situation est inquiétante et les problèmes liés à la malnutrition persistent (Müller & Krawinkel, 2005).

D'après les déclarations de l'OMS et de l'UNICEF, la malnutrition infantile intervient dans 30 à 50% des décès des enfants de moins de cinq ans dans le monde (OMS, 2017 ; UNICEF, 2017). Une personne sur trois souffre au moins d'une forme de malnutrition dans le monde selon les statistiques de l'OMS. L'Afrique subsaharienne a le taux de sous-alimentation le plus élevé de la planète. Au Togo, près de 60% de la population active vit de l'agriculture mais le pays n'arrive pas à nourrir toute sa population, se trouvant ainsi dans une situation de sous-alimentation. Parmi les victimes, les enfants sont les plus vulnérables car leur organisme en plein développement a des besoins spécifiques. Les questions d'inégalité en matière de santé selon Marmot (2005) et McLeod (2003) soulignent un grand intérêt des déterminants socioéconomiques de la santé. La nutrition des enfants au Togo est de qualité insuffisante malgré l'existence de plans de développement conçus pour améliorer la santé et la nutrition des enfants. La malnutrition est l'une des causes majeures de mortalité dans les pays en développement (Audibert, 2009). En effet, en plus d'être une cause directe de mortalité, la malnutrition rend les enfants vulnérables aux maladies du fait de la destruction du système immunitaire.

La malnutrition chronique chez les enfants a des effets inévitables sur le développement du système cognitif et impacte la croissance physique de l'enfant, caractérisé par une taille inadéquate pour l'âge. Selon l'OMS en 2017, la malnutrition est associée à 54% des décès des enfants, soit 10,8 millions d'enfants chaque année dans les pays en développement. Elle constitue un problème de santé publique dans les pays en développement, notamment le Togo. De 2013–2017, le gouvernement togolais à travers la SCAPE poursuivait l'élaboration d'une Politique Nationale de Santé en intensifiant la lutte contre la mortalité infantile et infanto-juvénile y compris la lutte contre la malnutrition tout en complétant ces mesures par des interventions visant à améliorer le statut nutritionnel des enfants.

Bien qu'entre 2011 et 2015, la pauvreté ait globalement diminué, une part importante de la population (55,1%) vit encore sous le seuil de pauvreté (QUIBB, 2015) et à peu près 60% des enfants vivent dans des familles touchées par la pauvreté. 44% des enfants âgés n'ont pas l'accès à au moins quatre services de base (eau, éducation, nutrition et logement). En 2016, l'analyse de la pauvreté multidimensionnelle des enfants montre que les enfants des régions des Plateaux, de la Kara et des Savanes, sont les plus vulnérables. Cela s'explique en partie par le fait que l'économie de ces régions continue d'être dominée par une agriculture de subsistance vulnérable aux aléas climatiques, alors que les régions urbaines côtières bénéficient d'une meilleure intégration dans l'économie régionale, tirée par le commerce et l'exportation de matières premières (UNICEF, 2017). La malnutrition au Togo constitue un problème de santé publique. La forme chronique touche près de 30% des enfants au Togo. D'après les résultats réalisés par l'enquête MICS6 (2017); la malnutrition chronique varie avec des conditions de sécurité alimentaire et s'élevait à 23% en moyenne sur l'ensemble du territoire.

La malnutrition chez les enfants entraîne des effets permanents et une diminution du capital santé à l'âge adulte (Alderman, Hoddinott, & Kinsey, 2003; Strauss & Thomas, 1998). Il existe de nombreuses preuves, tant au niveau macroéconomique que microéconomique, que la santé est associée de manière positive à d'autres dimensions de la prospérité économique, et que la causalité va dans les deux sens: les personnes ayant des revenus plus élevés investissent davantage dans leur capital humain et donc dans leur santé, tandis que les travailleurs en bonne santé ont tendance à être plus productifs et à obtenir des revenus plus élevés (Thomas & Frankenberg, 2002). Un rapport du Comité mondial sur la sécurité alimentaire (FAO, FIDA et PAM, 2015) a montré que la malnutrition, non seulement la faim, mais aussi les carences en micronutriments, ainsi que le surpoids et l'obésité, est un défi crucial non seulement dans les pays en développement mais aussi dans les pays développés. Résoudre la problématique liée à la malnutrition nécessite une meilleure compréhension des déterminants et des processus qui influencent les régimes alimentaires.

C'est dans cette tendance que cette étude cherche à analyser les déterminants de la malnutrition des enfants de moins de cinq ans au Togo en tentant de répondre aux questions de recherche suivantes : quel est l'effet des facteurs socioéconomiques sur la malnutrition des enfants de moins de cinq ans au Togo ? quel est le facteur responsable de la disparité nutritionnelle des enfants de moins de cinq ans dans les milieux urbains et ruraux ? Nous analyserons ces questions dans le cadre du Togo, dans la mesure où ce dernier accorde une place importante aux politiques de lutte contre la malnutrition, mais demeure toujours un problème crucial. Il y a une prise de conscience croissante dans le domaine de la santé publique que la lutte contre le double fardeau de la malnutrition nécessite des approches qui tiennent compte de son origine multidimensionnelle, plutôt que de se concentrer principalement sur le domaine biomédical. De façon spécifique, il sera question de déterminer l'effet des facteurs socioéconomiques sur la malnutrition des enfants de moins de cinq ans au Togo ; ensuite, de mesurer la contribution de chaque facteur à la malnutrition des enfants dans les milieux urbains et ruraux au Togo.

Deux points fondamentaux différencient cette présente recherche des études ayant abordées la question de la malnutrition des enfants au Togo. Premièrement, il analyse la malnutrition des enfants dans tous ses aspects (la prise en compte des facteurs socioéconomiques, biodémographiques et environnementaux) tout en adoptant une méthodologie qui nous a permis de tenir compte des facteurs qui influencent spécifiquement le retard de croissance en milieu urbain et en milieu rural. Dans un second temps, une méthode de décomposition (la décomposition d'Oaxaca et de Blinder) est utilisée afin d'identifier l'élément responsable à la disparité de prévalence du retard de croissance des enfants de moins de cinq ans en milieu urbain et rural au Togo afin de comprendre les déterminants de la malnutrition et développer des interventions appropriées.

La suite de l'étude est structurée comme suit : la première section présente une revue de littérature sur les déterminants de la malnutrition, la deuxième traite de l'approche méthodologique. Avant de conclure, les résultats sont présentés et analysés dans la troisième section.

1. Déterminants de la malnutrition : que retenir ?

La prévalence de la malnutrition des enfants présente des variations spatiales importantes. Les régions d'un pays ne présentent pas également la même répartition des ressources naturelles et le même niveau de développement économique. Certaines sont mieux loties en infrastructures sanitaires que d'autres. L'inégale distribution des ressources naturelles, des activités économiques et des infrastructures, engendre les différences des régimes alimentaires et qui pourront expliquer les différences de malnutrition des enfants observées dans chaque région. Quant à D'Haesse et collaborateurs (1991), l'une des raisons évoquées pour expliquer la différenciation régionale de la prévalence de la malnutrition chez les enfants, est l'inégale répartition de la disponibilité alimentaire, des ressources en eau potable et des centres de santé maternelle et infantile.

Selon Schultz (1982) l'éducation de la mère apparaît comme «Proxy» du revenu et en tant que telle est associée à l'amélioration des conditions de survie des enfants aussi bien en milieu urbain qu'en milieu rural, quel que soit le niveau de développement atteint. La production des ménages a ses dérivations dans les modèles micro-économiques de Becker (1965). L'économie de la production des ménages a été élargie sur la notion que le comportement des ménages influence la santé (Grossman, 1972). Les achats de biens et de services par les ménages ainsi que le temps ont été supposés influencer la santé. Le modèle économique de la production des ménages était analogue aux déterminants immédiats de la santé (Mosley & Chen, 1984). Les déterminants tels que la nutrition et les soins médicaux ont été supposés avoir un impact biologique sur la santé. Ce processus d'influence a été appelé la fonction de production de la santé (DaVanzo & Gertler, 1990). La relation entre la nutrition et la pauvreté est un rapport à deux faces: d'une part, une croissance économique soutenue (généralement associée à une diminution ou éradication de la pauvreté) entraîne une réduction de la prévalence de la malnutrition. D'autre part, la nutrition est l'un des principaux éléments qui entre dans la formation du capital humain et qui représente à son tour l'un des facteurs fondamentaux de la croissance (Linnemayr & Alderman, 2008).

Nombreux sont les études qui ont examiné les différences au niveau social et économique liées à la malnutrition des enfants en Inde, une partie de l'étude a rapporté que la malnutrition infantile était principalement concentrée parmi

les ménages présentant un faible statut socio-économique (Di Cesare et al., 2015 ; Sharaf & Rashad, 2016 ; Tsiko, 2015). Un apport alimentaire insuffisant, un faible statut socio-économique et des habitudes alimentaires inappropriées étaient les principaux déterminants de la malnutrition infantile dans le sud de la Chine (Zhang et al., 2020). De même (Agbodji, Abalo, & Batana, 2014), parviennent à la conclusion que la santé nutritionnelle des enfants est positivement corrélée avec l'indice de richesse des ménages.

Une mauvaise santé des enfants entraîne une diminution des gains sociaux et économiques, met les pays dans un cercle vicieux lié à un faible statut nutritionnel, intensifie le niveau de la maladie et augmente la pauvreté (Singh, Srivastava, & Upadhyay, 2019). Un grand nombre d'études dans la littérature ont signalé l'effet à court et à long terme de la malnutrition des enfants dans les pays en développement (Dewey & Begum, 2011 ; Lakshminarayananet & Jayalakshmy, 2015). Par rapport aux effets à court terme, on constate une dégradation du système immunitaire, un risque plus élevé de développer certaines maladies comme la diarrhée, les infections respiratoires aiguës, et le retard dans les qualifications physiques du développement cognitif et social pendant l'enfance (Dewey & Begum, 2011 ; Victora et al., 2008). Les effets à long terme incluent l'obésité, l'hypertension artérielle, le diabète et les maladies cardiaques pendant l'âge adulte.

Dans le but d'analyser le rôle des variables liées aux enfants, à la mère et domestiques sur le poids-pour-âge c'est-à-dire sur le statut nutritionnel des enfants, Fakir et Khan (2015) ont révélé que le revenu par habitant améliore considérablement la santé de l'enfant, mais au contraire, les actifs des ménages ne constituent pas des éléments susceptibles d'améliorer la santé infantile. Selon Ahmed, Roy, Alam et Hossain (2012) ; Rabbi et Karmaker (2015) ; le niveau de la malnutrition est faible chez les enfants de moins de cinq ans dans les ménages où le niveau de richesse est élevé, lorsque ces enfants vivent dans les milieux urbains, l'existence d'un plus grand intervalle des naissances, l'allaitement est respecté, l'âge de la mère est plus élevé, on assiste à un nombre accru de visites prénatales, l'accès aux médias est élevé ainsi que les mères disposent d'un emploi ou sont autonomes.

Egata et Nida (2019) concluent que l'assainissement non amélioré, l'insécurité alimentaire, le manque de pouvoir maternel, la fréquence inadéquate de l'allaitement maternel exclusif ont montré une association significative avec la malnutrition. Les déterminants latents les plus influents de la malnutrition selon Sandler et Sun (2019) comprennent l'éducation de la mère, la richesse du ménage et les pratiques de soins de santé, chacun ayant la capacité de réduire les taux de prévalence de la malnutrition jusqu'à 50%. Eleojo, Charles et Inikpi (2019) à leur tour montrent que l'âge et le sexe de l'enfant, l'éducation et la nutrition de la mère et d'autres variables de santé telles que l'accès à l'eau potable et toilettes améliorées sont les facteurs déterminants de la malnutrition infantile.

2. Approche méthodologique

2.1. Cadre théorique

L'apport alimentaire constitue un élément essentiel dans la production de la santé. Les déterminants de l'état nutritionnel des enfants seront déterminés selon l'approche de production des ménages de Becker (1965). Cet auteur présente un modèle de maximisation d'utilité (U) tout en supposant qu'un ménage a des préférences qui peuvent être caractérisées par une fonction d'utilité qui dépend de la consommation d'un vecteur de produit (X), du loisir (L) et l'état des enfants représenté par le statut nutritionnel (N) mesuré à partir des mesures anthropométriques normalisées (le poids pour l'âge, le poids pour la taille et la taille pour l'âge). Ainsi, nous avons :

$$U = U(X, L, N) \quad (1)$$

L'hypothèse faite ici est qu'une bonne nutrition (représentée par un vecteur du statut nutritionnel des enfants) est souhaitable, et il est également supposé que les ménages prennent des décisions de consommation sur la base de plusieurs raisons autres que la nutrition (Pitt & Rosenzweig, 1990). Les fonctions de demande (h) d'intrant et nutritionnelle sont des fonctions qui dépendent de plusieurs caractéristiques à savoir : les caractéristiques de l'enfant (x_i), les caractéristiques des parents (x_p), les caractéristiques du ménage (x_h) et celles de la communauté (x_c).

$$h_i = h(x_p, x_p, x_h, x_c, \mu) \quad (2)$$

On note parmi les caractéristiques de l'enfant ; l'âge, le sexe, les résultats de naissance et le nombre de frères et sœurs. Parmi celles des ménages, nous avons la taille des ménages et les caractéristiques de la famille. Les caractéristiques communautaires sont la distance entre la maison et le centre de santé le plus proche, les installations d'eau, d'électricité et d'assainissement, ensuite les prix des produits alimentaires et non alimentaires. μ désigne le terme d'erreur (les caractéristiques des ménages non prises en compte susceptibles d'influencer le statut nutritionnel des enfants).

2.2. Spécification économétrique

Dans le but d'examiner l'effet des facteurs socioéconomiques sur le statut nutritionnel des enfants, on suppose que Y_i est une variable continue et non observée, c'est-à-dire une variable latente. La relation entre un indicateur de malnutrition des enfants (poids pour l'âge, la taille pour l'âge, le poids pour la taille), et un ensemble

de facteurs exogènes susceptible d'influencer le statut nutritionnel des enfants de moins de cinq ans est exprimée par l'équation suivante :

$$Y_i^* = X_i \beta + \mu_i \quad (3)$$

Avec Y_i^* se référant à l'indicateur de malnutrition de l'enfant i . Ce dernier pris en compte dans ce modèle est le Z-Scores calculé à travers la formule suivante :

$$Z_{ij} = \frac{x_{ij} - \varepsilon_j}{\sigma_j} \quad (4)$$

$Z_{i,j}$ désigne l'indicateur anthropométrique, x_{ij} la taille de l'enfant, ε_j la taille médiane de la population de référence et σ_j l'écart-type de la population de référence. X_i représentent les variables exogènes susceptibles d'avoir une influence sur le statut nutritionnel des enfants (age des enfants, sexe des enfants, la zone de résidence, âge des mères, niveau de richesse du ménage ou l'indice de richesse des ménages, éducation de la mère, accès aux services de santé, etc.), β_k représente les paramètres du modèle et μ_i traduit le terme d'erreur. Bien que la variable Y_i qualifiée de dichotomique ne soit pas observé, le statut de malnutrition individuel peut être observé, soit par la valeur 0 ou 1 selon la règle suivante :

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{si } Y_i^* < 0 \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

Le modèle empirique qui découle du cadre théorique de la fonction de production nutritionnelle des ménages et qui met en relation l'état nutritionnel de l'enfant avec un ensemble d'intrants sanitaires a été présenté dans un modèle Logit binaire.

Dans cette section, il est question de mesurer la contribution de chaque facteur (socioéconomique, biodémographique, culturels et environnemental) à la malnutrition des enfants dans les milieux urbains et ruraux au Togo en utilisant une méthode de décomposition des facteurs : celle d'Oaxaca et de Blinder. La décomposition d'Oaxaca quantifie la contribution de chaque facteur à l'écart dans le résultat, identifiant ainsi quels facteurs contribuent le plus à la disparité entre les deux groupes (Wagstaff, Donnell, & Van Doorslaer, 2012).

$$y_i^{rurale} = \beta^{rurale} x_i + \varepsilon_i^{rurale} \quad (5)$$

$$y_i^{urbain} = \beta^{urbain} x_i + \varepsilon_i^{urbain} \quad (6)$$

l'écart urbain-rurale ($y^{urbain} - y^{rurale}$), est donné comme dans l'équation suivante:

$$y^{urbain} - y^{rurale} = \beta^{urbain} x^{urbain} - \beta^{rurale} x^{rurale} \quad (7)$$

avec x^{urbain} et x^{rurale} les variables explicatives pour les zones urbaines et rurales.

La décomposition d'Oaxaca et de Blinder est une technique qui décompose les disparités entre deux groupes sociaux. Cette technique a été largement utilisée pour expliquer les différentiels salariaux entre les travailleurs noirs et blancs, les hommes et les femmes, les immigrés et les indigènes. L'idée derrière la décomposition d'Oaxaca est qu'elle quantifie l'écart dans le résultat entre les deux groupes en deux parties, une partie qui s'explique par l'écart dans le niveau des déterminants, tels que le revenu ou le niveau d'instruction, et une partie qui s'explique par l'écart dans l'effet des déterminants sur la variable de résultat.

Bauer et Sinning (2007) exposent une méthode générale pour traiter la décomposition de Blinder-Oaxaca dans le cadre de modèles non-linéaires (le cas d'un modèle logistique). En suivant Fairlie (1999); la décomposition pour une équation non-linéaire $F(X\hat{\beta})$, peut être écrite comme suit :

$$\bar{Y}^W - \bar{Y}^B = \left[\sum_{i=1}^{N^W} \frac{F(X_i^W \hat{\beta}^W)}{N^W} - \sum_{i=1}^{N^B} \frac{F(X_i^B \hat{\beta}^W)}{N^B} \right] + \left[\sum_{i=1}^{N^B} \frac{F(X_i^B \hat{\beta}^W)}{N^B} - \sum_{i=1}^{N^B} \frac{F(X_i^B \hat{\beta}^B)}{N^B} \right] \quad (8)$$

avec N , la taille de l'échantillon. Cette expression alternative est utilisée parce que \bar{Y} n'est pas nécessairement égale à $F(X\hat{\beta})$. Le deuxième terme de l'équation (8) prend en compte la partie de l'écart due aux différences de groupe dans les dotations non mesurables ou non observées. L'équation (8) se vérifie également exactement pour le modèle logit qui comprend un terme constant (Fairlie, 2006), car la valeur moyenne de la variable dépendante doit être égale à la valeur moyenne des probabilités prédites dans l'échantillon.

2.3. Source des données

Dans le but d'analyser les déterminants liés à la malnutrition des enfants de moins de cinq ans, nous avons utilisé les données secondaires provenant essentiellement de l'enquête par grappes à indicateurs multiples, sixième édition (MICS6, 2017) menée par l'INSEED. Il s'agit notamment de 5030 enfants de moins de cinq ans.

3. Résultats et discussion

Pour une analyse préliminaire des données, les résultats montrent que sur 5030 enfants de moins de cinq ans ayant pris part à cette étude, 23,8% des enfants souffrent du retard de croissance (la malnutrition chronique), 14,4% de l'insuffisance pon-

dérale et 5,7% de la malnutrition aigüe (émaciation). Les résultats montrent que la moyenne des facteurs anthropométriques, poids pour l'âge, poids pour la taille et taille pour âge sont respectivement $-0,431$; $0,325$ et $-0,498$. En moyenne, les résultats sur l'état nutritionnel suggèrent que les enfants issus de l'échantillon, ont des problèmes de malnutrition.

Les résultats présentant les effets des facteurs socioéconomiques sur les différentes formes de malnutritions (taille pour l'âge, poids pour l'âge et le poids pour la taille) sont présentés dans le tableau 1. Les résultats dans un premier temps montrent clairement les déterminants latents de la malnutrition chronique des enfants de moins de cinq ans. Nous pouvons entre autres citer: le sexe de l'enfant, le milieu de résidence, l'âge de l'enfant, l'assurance santé, le niveau de richesse des ménages, la présence d'eau potable, le niveau d'éducation de la mère, le statut jumeau, l'intervalle et le rang de naissance des enfants. Toutes choses égales par ailleurs, la variable sexe révèle que les enfants de sexe masculin sont plus susceptibles de manifester le retard de croissance que les enfants de sexe féminin. Ils ont 5% de chance de manifester le retard de croissance par rapport à leurs homologues de sexe féminin. Le sexe masculin a été identifié comme un facteur de risque de la malnutrition dans plusieurs études (Fakir & Khan, 2015 ; Yangchen, Tobgay, & Melgaard, 2017). Le milieu de résidence reste également un facteur déterminant dans la malnutrition des enfants de moins de cinq ans. Les résultats montrent que les enfants résidant dans les milieux ruraux sont susceptibles de manifester la malnutrition chronique par rapport aux enfants résident dans les milieux urbains.

⁴Ce résultat pourrait s'expliquer par le fait que la pauvreté est plus élevée en milieu rural où 68,7% des individus sont pauvres par rapport au milieu urbain (37,9%) au Togo. Ces résultats corroborent ceux de Moor, Biapa, Pieme et Ngogang (2017), Sharaf et Rashad (2016) qui expliquent les différences d'écart entre la malnutrition des enfants dans les milieux ruraux et urbains.

L'âge par tranche de l'enfant de 6 à 59 mois pris en compte dans cette recherche est positivement lié à la probabilité de manifester le retard de croissance par rapport aux enfants de moins de 6 mois. Ce constat est conforme à celui d'autres études antérieures dans différents pays (Babatunde, Olagunju, Fakayode, & Sola-Ojo, 2011 ; Kabubo-Mariara, Ndenge, & Mwabu, 2009 ; Pal, 1999). Ce résultat est probant étant donné qu'une fois les enfants allaités, la malnutrition chronique ne survient qu'après le sevrage (Babatunde & Qaim, 2010). Ce résultat peut s'expliquer par le fait que les enfants de moins de 6 mois sont recommandés pour être exclusivement allaités et donc au fur et à mesure que l'enfant prend de l'âge, il se peut que l'enfant perde certains besoins nutritifs et se trouve dans une situation de malnutrition.

⁴ Source: Rapport INSEED 2016.

Tableau 1. Résultats des effets marginaux (régression logistique)

Variables	(1)	(2)	(3)
	Taille pour âge	Poids pour âge	Poids pour taille
Sexe de l'enfant	0,050***	0,015	0,009
Sexe du chef de ménage	0,004	0,000	0,008
Milieu de résidence	0,049**	0,003	-0,026*
Age de l'enfant 6 à 11 mois	0,083**	0,089***	0,038**
Age de l'enfant 12 à 23 mois	0,215***	0,109***	0,028**
Age de l'enfant 24 à 35 mois	0,242***	0,096***	0,018
Age de l'enfant 36 à 47 mois	0,244***	0,054**	-0,018
Age de l'enfant 48 à 59 mois	0,198***	0,068***	-0,004
Assurance santé	-0,038	-0,052*	-0,002
Quintile de richesse (pauvre)	0,000	-0,057***	-0,001
Quintile de richesse (moyen)	0,006	-0,069***	-0,031***
Quintile de richesse (riche)	-0,080**	-0,116***	-0,036**
Quintile de richesse (plus riche)	-0,100***	-0,124***	-0,049***
Accès aux toilettes	-0,007	0,012	0,002
Accès à l'eau potable	-0,034**	-0,028**	0,000
Niveau d'éducation de la mère (Primaire)	-0,005	-0,030**	-0,021***
Niveau d'éducation de la mère (Secondaire et plus)	-0,051***	-0,036**	-0,011
Accès à l'électricité	0,003	0,050**	0,014
Statut jumeau	0,137***	0,116***	0,016
Taille du ménage	-0,002	-0,000	-0,001
Intervalle de naissance (< 2 ans)	0,597**	0,419**	0,021
Intervalle de naissance (2 ans)	0,516**	0,363**	0,027
Intervalle de naissance (3 ans)	0,505**	0,370*	0,034
Intervalle de naissance (4 ans et plus)	0,518**	0,400**	0,026
Rang de naissance (2ème-3ème)	-0,354**	-0,201*	-0,009
Rang de naissance (4ème-6ème)	-0,242**	-0,144*	-0,006
Rang de naissance (7ème et plus)	-0,183*	-0,119*	-0,022
Niveau d'éducation du chef de ménage (primaire)	0,033**	0,031**	0,007
Niveau d'éducation du chef de ménage (secondaire et plus)	-0,002	0,009	0,001
Age de la mère (entre 20-34 ans)	-0,021	-0,011	0,015*
Age de la mère (35 ans et plus)	-0,035	-0,018	0,006
Observations	4674	4674	4674

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

Source: Élaboration propre.

Les enfants vivant dans les ménages qui ont un niveau de richesse plus ou moins élevé sont moins exposés à la malnutrition chronique. On admet alors que plus de revenu conduit à plus de dépenses en nourriture et donc un meilleur statut nutritionnel. Cela pourrait être attribuable au fait que les ménages ayant des ressources élevées sont dans la capacité de recourir facilement aux établissements de santé, améliorer leurs connaissances sur les différents services de santé et les pratiques nutritionnelles afin que les enfants se nourrissent des repas équilibrés (Agbodji et al., 2014 ; Bhagowalia, Menon, Quisumbing, & Soundararajan, 2012 ; Sharaf & Rashad, 2016 ; Tsiko, 2015). Il existe une relation négative significative entre le niveau d'éducation (secondaire et plus) de la mère et le retard de croissance des enfants de moins de cinq ans suggérant qu'une amélioration de l'éducation des mères réduira le niveau de prévalence du retard de croissance infantile. Ce résultat est conforme aux conclusions de Webb et Block (2004), qui soulignent l'importance des investissements en capital humain. Les mères instruites sont bien conscientes des besoins nutritionnels de leurs enfants et elles fournissent habituellement des soins améliorés de santé. Une étude de Ambel et collaborateurs (2015) conclut que l'éducation détermine la connaissance de la santé, qui constitue une composante essentielle pour la santé de l'enfant.

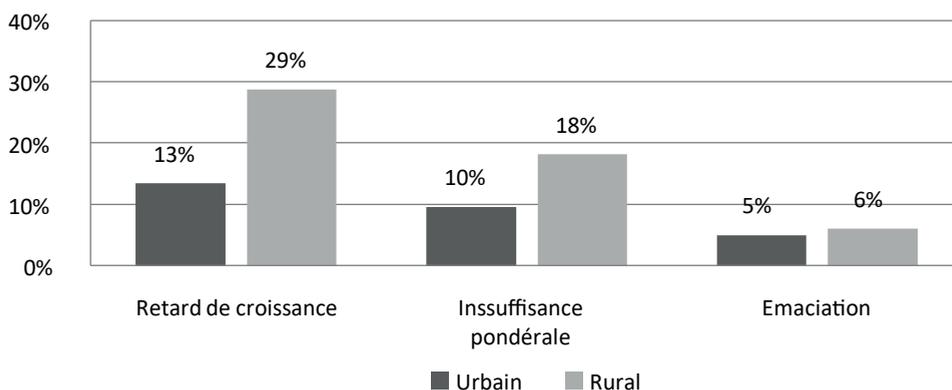
Le fait que le ménage ait accès à l'eau potable réduit la prévalence de l'insuffisance pondérale parmi les enfants de moins de cinq ans. L'accès à l'eau potable est une variable de santé qui a montré dans la littérature sa contribution à l'amélioration du statut nutritionnel des enfants (Armar-Klemesu, Ruel, Maxwell, Levin, & Morris, 2000). La variable « jumeau » a une influence positive sur la malnutrition des enfants. Le fait d'être né jumeau augmente la probabilité de manifester la malnutrition qui est de 14% pour le retard de croissance et de 12% pour l'insuffisance pondérale. Cela peut s'expliquer par le fait que les jumeaux présentent un poids faible à la naissance. L'intervalle de naissance également a une influence sur la malnutrition des enfants de moins de cinq ans au Togo. Un enfant né avec l'intervalle de naissance inférieur ou égale à 2 ans, a 59% de chance de manifester le retard de croissance et 41% de chance de présenter les signes de l'insuffisance pondérale par rapport aux enfants nés en première position.

Les facteurs déterminant l'insuffisance pondérale sont les suivants: l'âge de l'enfant, l'assurance santé, le niveau de richesse des ménages, l'accès à l'eau potable et à l'électricité, le niveau d'éducation de la mère et celui du chef de ménage, le statut d'être jumeau, l'intervalle de naissance et le rang de naissance. Toutes choses égales par ailleurs, l'amélioration de l'éducation de la mère, celui du chef de ménage, du niveau de richesse des ménages et l'accès à l'eau propre, à l'électricité et à l'assurance santé par les ménages réduiront la probabilité d'un enfant de présenter les signes de l'insuffisance pondérale. Les déterminants qui distinguent la malnutrition chronique de l'insuffisance pondérale sont : l'accès à l'électricité et l'accès à l'assurance santé par les ménages. Cette dernière est d'une importance

cruciale pour l'efficacité et l'équité des soins de santé pour les enfants pauvres et mal desservis et atteints de maladies chroniques (Robinson, Daniel, O'Hara, & Barakat, 2014). Le fait de disposer d'une assurance santé diminue jusqu'à 5% la probabilité de l'enfant de souffrir de l'insuffisance pondérale. Cela s'expliquerait éventuellement par le fait que l'assurance santé entraîne une facilité du recours aux soins de santé des individus.

Afin de déterminer le facteur responsable à la disparité de la prévalence de la malnutrition, nous avons dans un premier temps montré à travers un graphique les statistiques relatives à la prévalence des différentes formes de malnutrition des enfants de moins de cinq ans afin de mettre un accent particulier sur le facteur prépondérant en termes de malnutrition au Togo.

L'analyse du graphique 1 montre que la prévalence du retard de croissance, de l'insuffisance pondérale et de l'émaciation des enfants de moins de cinq ans au Togo est élevée en milieu rural par rapport au milieu urbain. Toutefois, la différence rurale et urbaine n'est pas remarquable en ce qui concerne la prévalence de l'émaciation. Environ un enfant sur quatre souffre du retard de croissance en milieu rural, soit un pourcentage de 29%. Les enfants résidant en milieu urbain ont un meilleur statut nutritionnel par rapport à leurs homologues vivant en milieu rural.



Graphique 1. Prévalence des différentes formes de malnutrition selon le milieu de résidence

Source: Élaboration propre.

Ce résultat nous amène alors à identifier les déterminants du retard de croissance relatifs au milieu urbain et rural. Les facteurs qui influencent ce dernier sont les suivants : le sexe et l'âge des enfants de 12 à 35 mois, le statut d'être jumeau, le niveau d'éducation secondaire et plus de la mère, restent les facteurs déterminants à la fois en milieu urbain et rural.

Les enfants de 6 à 11 mois sont plus exposés au retard de croissance en milieu rural ainsi que ceux de 36 à 59 mois. De plus, le fait d'être en milieu rural et avoir un niveau de richesse élevé diminue la probabilité des enfants de manifester le retard de croissance. Le niveau d'éducation primaire des mères est suffisant en milieu urbain pour maintenir un statut nutritionnel parfait des enfants, pourtant en milieu rural, il est opportun de promouvoir un niveau élevé d'éducation. L'intervalle et le rang de naissance restent également des facteurs déterminants du retard de croissance uniquement en milieu rural. De ce fait, il est important de tenir compte de certains paramètres comme le milieu de résidence avant de mettre en place des mesures de politique pour la lutte contre la malnutrition des enfants de moins de cinq ans au Togo. De tout ce qui précède, il est important, de déterminer le principal facteur responsable de la disparité de la prévalence du retard de croissance chez les enfants de moins de cinq ans en milieu urbain et rural au Togo.

Les résultats de l'estimation des écarts de prévalence du retard de croissance entre le milieu urbain et rural utilisant la décomposition d'Oaxaca-Blinder avec le milieu rural comme point de référence sont présentés dans le tableau 2. Le second bloc présente l'écart de malnutrition urbain-rural en trois composantes, un écart dû à la différence du niveau des déterminants, un écart dû à la différence dans les effets des coefficients et la dernière due à l'interaction.

Tableau 2. Les résultats du threefold decomposition

Taille pour âge	Coefficient
Differential	0,140***
Urbain	0,287***
Rural	
Difference Decomposition	-0,147***
Endowments	-0,081***
Coefficients	-0,009
Interaction	-0,056

Source: Élaboration propre.

La première section de la table donne le score moyen de la taille pour l'âge dans les régions urbaines et rurales et l'écart entre eux. La valeur moyenne de la taille pour l'âge des enfants de moins de cinq ans en milieu urbain est de 0,140 et de 0,287 en milieu rural. Le constat est que la différence de prévalence du retard de croissance entre le milieu urbain et rural est significative. La partie Endowments reflète l'augmentation moyenne des enfants ruraux HAZ s'ils avaient le même niveau de déterminants du retard de croissance.

En se référant au tableau 3, les deux premières colonnes ($D = 0$ et $D = 1$) correspondent à la décomposition d'Oaxaca. La troisième et la quatrième colonne se réfère aux décompositions de Cotton et Reimers. La dernière colonne correspond à la décomposition de Neumark qui utilise des coefficients groupés de la régression. L'écart expliqué dans cette décomposition est en majorité l'inégalité des revenus mesurée par l'indice de richesse dans le cadre de cette étude. Les autres facteurs ont un effet négligeable dans la disparité relative au milieu de résidence en ce qui concerne la prévalence du retard de croissance des enfants de moins de cinq ans au Togo. En se concentrant sur la décomposition de Neumark (présentée dans le tableau 3), nous constatons que l'écart dans le niveau de richesse entre urbain et rural représente jusqu'à 77% de l'écart expliqué alors que les facteurs restants n'expliquent que 23% de l'écart global expliqué.

Ainsi, parmi les enfants vivant en milieu urbain, plus le ménage est riche, plus les inégalités de malnutrition sont minimes. Dans les ménages vivant en milieu rural, l'amélioration du niveau de richesse constitue un instrument efficace qui permettra d'échapper au retard de croissance des enfants de moins de cinq ans au Togo. Ce constat est également cohérent avec une étude réalisée par Sharaf et Rashad (2016) qui montre que les inégalités de revenus entre les ménages urbains et ruraux expliquent la majeure partie de l'écart de malnutrition au Yémen et en Egypte. Allant dans le même sens, Fox et Heaton (2012) concluent que les enfants ruraux ont un risque beaucoup plus élevé de malnutrition, qui était principalement attribuable au statut socioéconomique, à l'accès aux soins médicaux et aux normes reproductives.

La disparité urbaine-rurale dans les résultats nutritionnels des enfants était principalement due à des différences dans les niveaux de caractéristiques socio-économiques, telles que l'éducation maternelle, l'éducation du conjoint et l'indice de la richesse, l'accès à l'eau potable et à l'assainissement (Srinivasan, Zanello, & Shankar, 2013). Cela peut se justifier aisément par le fait que le Togo est un pays en voie de développement et dont le système sanitaire nécessite encore beaucoup d'efforts pour sa viabilité. Par ailleurs, on remarque que mis à part la première colonne du tableau ($E : D = 0$) qui résume les estimations de la première décomposition d'Oaxaca, toutes les autres décompositions, de manière identique à celle de Neumark, montrent que le niveau de richesse des ménages est le facteur qui accentue le plus le gap expliqué de la prévalence de la malnutrition entre les enfants du milieu urbain et rural. Selon la théorie de Dasgupta et Ray (1986), le cercle vicieux de la pauvreté et de la sous-nutrition stipule que tant qu'un individu est pauvre, il est mal nourri. De cette théorie, nous pouvons déduire que la persistance de la pauvreté dans un pays entrainera une dégradation du statut nutritionnel des enfants.

Tableau 3. Résultats de la décomposition d'Oaxaca et de Blinder

Variables	E(D = 0)	C	CE	I	0.500	0.683	*
Sexe de l'enfant	0,00100	0,00700	0	0,00100	0,00100	0,00100	0,00100
Sexe du chef de ménage	0	0,00400	-0,00200	-0,00200	-0,00100	-0,00100	0
Age de l'enfant 6 à 11 mois	0,00100	0,0150	-0,00200	-0,00200	-0,00100	-0,00100	-0,00100
Age de l'enfant 12 à 23 mois	-0,00100	0,0280	-0,00100	-0,00200	-0,00100	-0,00200	-0,00200
Age de l'enfant 24 à 35 mois	0	0,0230	0	0	0	0	0
Age de l'enfant 36 à 47 mois	0	0,0370	0,00100	0,00100	0,00100	0,00100	0,00100
Age de l'enfant 48 à 59 mois	0	0,0310	0,00300	0,00300	0,00200	0,00200	0,00200
Assurance santé	0,00200	0,00200	-0,00100	0,00100	0,00100	0,00100	0,00100
Indice de richesse (pauvre)	0	0	0	0	0	0	-0,00100
Indice de richesse (moyen)	0,0140	-0,0290	-0,0140	0	0,00700	0,00400	-0,00100
Indice de richesse (riche)	-0,0460	-0,100	0,0830	0,0370	-0,00400	0,0110	0,0440
Indice de richesse (plus riche)	-0,0450	-0,0950	0,0880	0,0430	-0,00100	0,0150	0,0560
Accès aux toilettes	0,0380	0,0560	-0,0380	0	0,0190	0,0120	0,00900
Accès à l'eau potable	0	-0,0310	0,0220	0,0230	0,0110	0,0160	0,0110
Niveau d'éducation de la mère (Primaire)	0,00100	0,0200	-0,00100	0	0	0	0
Niveau d'éducation de la mère (Secondaire et plus)	0,0190	0,0100	-0,00600	0,0130	0,0160	0,0150	0,0130

Accès à l'électricité	0,0210	0,0440	-0,0300	-0,00900	0,00600	0,00100	-0,00800
Statut jumeau	-0,00100	0,00100	0	-0,00100	-0,00100	-0,00100	-0,00100
Taille du ménage	0	-0,0120	-0,00300	-0,00300	-0,00200	-0,00200	-0,00200
Intervalle de naissance (< 2 ans)	0,00700	0,00400	0,00100	0,00800	0,00700	0,00700	0,00700
Intervalle de naissance (2 ans)	0,0110	0,0200	0,00700	0,0180	0,0150	0,0160	0,0160
Intervalle de naissance (3 ans)	0,00300	0,00700	0,00100	0,00400	0,00300	0,00300	0,00300
Intervalle de naissance (4 ans et plus)	-0,00400	0,0190	-0,00300	-0,00800	-0,00600	-0,00700	-0,00600
Rang de naissance (2-3ème)	-0,00100	-0,0310	0	-0,00100	-0,00100	-0,00100	-0,00100
Rang de naissance (4-6ème)	-0,00900	-0,0140	-0,00700	-0,0160	-0,0120	-0,0140	-0,0140
Rang de naissance (7ème et +)	0	-0,00200	-0,00400	-0,00300	-0,00200	-0,00200	-0,00300
Niveau d'éducation du chef de ménage (primaire)	0,00500	-0,00800	-0,00200	0,00300	0,00400	0,00400	0,00300
Niveau d'éducation du chef de ménage (secondaire et plus)	-0,0200	-0,0510	0,0260	0,00600	-0,00700	-0,00200	0
Age de la mère (20-34 ans)	0	-0,0240	0,00300	0,00300	0,00200	0,00200	0,00300
Age de la mère (35 ans et plus)	0	-0,00200	0	0	0	0	0
Constans	0	0,101	0	0	0	0	0

Source: Élaboration propre.

Conclusion et recommandations

Le statut nutritionnel des enfants de moins de cinq ans représente un indicateur sensible de la santé et de la nutrition dans un pays, mais peut aussi être considéré comme une mesure de la qualité de vie ainsi qu'un indicateur de développement car il décrit l'intensité du développement dans son ensemble, régie par la pauvreté, le statut socio-économique du pays et la prévalence des maladies chroniques (Demissie & Worku, 2013). Il est à noter que les facteurs socio-économiques comme l'indice de richesse, le lieu de résidence, l'éducation maternelle, l'intervalle et le rang de naissance, l'accès aux toilettes et à l'électricité ainsi que l'âge de l'enfant et celui de la mère qui traduit l'adolescence des mères sont importants dans la détermination du statut nutritionnel des enfants de moins de cinq ans au Togo. L'étude a révélé que les ménages à faible revenu, un niveau bas d'éducation des mères sont les facteurs qui contribuent à des niveaux les plus élevés de retard de croissance des enfants de moins de cinq ans résidant dans les zones rurales. S'attaquer à ces facteurs est plus susceptible de conduire à une amélioration de l'état nutritionnel de ces derniers.

Chaque enfant mérite une chance d'obtenir une bonne nutrition. Si l'accès à cette dernière dépend des facteurs liés aux circonstances telles que le genre, le milieu résidence, la religion, le lieu de naissance ou d'autres caractéristiques parentales, cela conduit à une disparité d'accès basée sur des circonstances indépendantes de la volonté de ces individus. Cette disparité inacceptable (inégalité des opportunités) doit être mesurée et traitée par des interventions politiques. La question fondamentale qui se pose est de savoir si les variables de circonstances n'ont pas des effets sur la prévalence de la malnutrition des enfants de moins de cinq ans au Togo. A cette question de recherche, il revient alors comme implications pour la recherche future d'aborder la problématique des inégalités d'opportunité (tout en mettant un accent particulier sur les variables de circonstances) dans la prévalence des différentes formes de malnutrition (retard de croissance, l'insuffisance pondérale et l'émaciation) des enfants de moins de cinq ans au Togo afin de faire face au vrai défi du développement et plus particulièrement celui de la réduction de la pauvreté.

Les facteurs biodémographiques comme l'ordre et l'intervalle de naissance constituent également les déterminants clés de la malnutrition des enfants de moins de cinq ans. Une sensibilisation accrue sur les questions de planification familiale et la création des centres de conseils et d'écoute de la santé reproductive pourraient d'une manière ou d'une autre améliorer le niveau de connaissance sur la prise en charge des enfants et par ricochet améliorer l'état nutritionnel des enfants de moins de cinq ans au Togo. Aussi, les politiques visant à améliorer le niveau d'éducation des femmes, à promouvoir et revaloriser l'agriculture devraient

permettre de réduire considérablement la pauvreté en milieu rural et ensuite une amélioration des dépenses liées à la consommation des ménages ruraux.

La décomposition et l'identification du facteur sous-jacent, derrière l'écart rural-urbain dans le retard de croissance des enfants a permis de mettre un accent particulier sur le niveau de richesse des ménages. L'idée derrière est de mettre en évidence les raisons de la prévalence élevée du retard de croissance en milieu rural par rapport au milieu urbain. L'écart expliqué dans cette décomposition est en majorité l'inégalité des revenus mesurée par l'indice de richesse qui contribue jusqu'à 77% de l'écart expliqué. Suite à ces résultats, les mesures d'intervention qui impliquent la redistribution de la richesse et l'amélioration de l'accès aux soins de santé, l'eau potable et l'assainissement dans les zones rurales seraient efficaces pour réduire les disparités régionales liées retard de croissance.

References

- Agbodji, A. E., Abalo, K., & Batana, Y. M. (2014). Nutritional health inequalities among children in Togo. *African Development Review*, 26(4), 584–596.
- Ahmed, T., Roy, S., Alam, N., & Hossain, M. I. (2012). Determinants of undernutrition in children under 2 years of age from rural Bangladesh. *Indian Pediatrics*, 49(10), 821–824.
- Alderman, H., Hoddinott, J., & Kinsey, B. (2003). *Long-term consequences of early childhood malnutrition*. (FCND Discussion Paper No. 168).
- Ambel, A., Andrews, C., Bakilana, A., Foster, E., Khan, Q., & Wang, H. (2015). *Maternal and child health inequalities in Ethiopia*. (World Bank Policy Research Working Paper No. 7508).
- Armar-Klemesu, M., Ruel, M. T., Maxwell, D. G., Levin, C. E., & Morris, S. S. (2000). Poor maternal schooling is the main constraint to good child care practices in Accra. *The Journal of Nutrition*, 130(6), 1597–1607.
- Audibert, M. (2009, March). *Issues and challenges of measurement of health: Prepared for the African economic research consortium "Health, Economic Growth and Poverty Reduction in Africa"*. (Framework Papers Review Workshop, 1–32).
- Babatunde, R. O., & Qaim, M. (2010). Impact of off-farm income on food security and nutrition in Nigeria. *Food Policy*, 35(4), 303–311.
- Babatunde, R. O., Olagunju, F. I., Fakayode, S. B., & Sola-Ojo, F. E. (2011). Prevalence and determinants of malnutrition among under-five children of farming households in Kwara State, Nigeria. *Journal of Agricultural Science*, 3(3), 173–181.
- Bauer, T. K., & Sinning, M. (2007). An extension of the Blinder-Oaxaca decomposition to nonlinear models. *AStA Advances in Statistical Analysis*, 92(2), 197–206.
- Becker, G. S. (1965). A theory of the allocation of time. *The Economic Journal*, 75(299), 493–517.

- Bhagowalia, P., Menon, P., Quisumbing, A. R., & Sundararajan, V. (2012). *What dimensions of women empowerment matter most for child nutrition*. (International Food Policy Research Institute Discussion Paper, 345-398).
- Dasgupta, P., & Ray, D. (1986). Inequality as a determinant of malnutrition and unemployment: Theory. *The Economic Journal*, 96(384), 1011-1034.
- DaVanzo, J., & Gertler, P. (1990). *Household production of health: A microeconomic perspective on health transitions. A Rand note*. Santa Monica: RAND.
- Demissie, S., & Worku, A. (2013). Magnitude and factors associated with malnutrition in children 6-59 months of age in pastoral community of Dollo Ado district, Somali region, Ethiopia. *Science Journal of Public Health*, 1(4), 175-183.
- Dewey, K., & Begum, K. (2011). Long-term consequences of stunting in early life. *Maternal & Child Nutrition*, 7, 5-18.
- D'Haese, M., Vink, N., Nkunzimana, T., Van Damme, E., Van Rooyen, J., Remaut, A. M., ... & D'Haese, L. (2013). Improving food security in the rural areas of KwaZulu-Natal province, South Africa: Too little, too slow. *Development Southern Africa*, 30(4-5), 468-490.
- Di Cesare, M., Bhatti, Z., Soofi, S. B., Fortunato, L., Ezzati, M., & Bhutta, Z. (2015). Geographical and socioeconomic inequalities in women and children's nutritional status in Pakistan in 2011: An analysis of data from a nationally representative survey. *Lancet Glob Health*, 3, 229-239.
- Egata, A. D., & Nida, A. W. (2019). The burden and underlying determinants of under nutrition among under five year children in Gurage Zone. *Asian Journal of Medical Sciences*, 10(4), 66-72.
- Elejo, A. A., Charles, U. C., & Inikpi, O. (2019). Prevalence and determinants of malnutrition in under five children in selected health facilities in Egume, Kogi State, Nigeria. *European Journal of Nutrition & Food Safety*, 9(2)182-191.
- Fairlie, R. W. (1999). The absence of the African-American owned business: An analysis of the dynamics of self-employment. *Journal of Labor Economics*, 17, 80-108.
- Fairlie, R. W. (2006). *An extension of the Blinder-Oaxaca decomposition technique to logit and probit models*. (IZA Discussion Papers, No. 1917). Bonn: Institute for the Study of Labor (IZA).
- Fakir, A. M. S., & Khan, M. W. R. (2015). Determinants of malnutrition among urban slum children in Bangladesh. *Health Economics Review*, 5(1), 22.
- FAO, FIDA & PAM. (2015). *L'état de l'insécurité alimentaire dans le monde 2015. Objectifs internationaux 2015 de réduction de la faim: des progrès inégaux*. Rome: FAO.
- Fox, K., & Heaton, T. B. (2012). Child nutritional status by rural/urban residence: A cross-national analysis. *The Journal of Rural Health*, 28(4), 380-391.
- Grossman, M. (1972). On the concept of health capital and the demand for health. *The Journal of Political Economy*, 80(2), 223-255.
- Kabubo-Mariara, J., Ndenge, G. K., & Mwabu, D. K. (2009). Determinants of children's nutritional status in Kenya: Evidence from demographic and health surveys. *Journal of African Economies*, 18(3), 363-387.
- Lakshminarayanan, S., & Jayalakshmy, R. (2015). Diarrheal diseases among children in India: Current scenario and future perspectives. *Journal of Natural Science, Biology and Medicine*, 6(1), 24-28.

- Linnemayr, S., & Alderman, H. (2008). Determinants of malnutrition in Senegal: Individual, household, community variables and their interaction. *Economics and Human Biology*, 6, 252–263.
- Marmot, M. (2005). Social determinants of health inequalities. *Lancet*, 365, 1099–1040.
- McLeod, M. E. (2003). The caring physician: A journey in self-exploration and self-care. *The American Journal of Gastroenterology*, 98(10), 10–13.
- McMichael, A. J. (2000). The urban environment and health in a world of increasing globalization: Issues for developing countries. *Bull World Health Organ*, 9(78), 1117–1126.
- MICS6. (2017). *Suivi de la situation des enfants et des femmes. Enquête par grappes à indicateurs multiples. Rapport final*. Lomé: UNICEF.
- Moor, V. J. A., Biapa, P. C. N., Pieme, C. A., & Ngogang, J. (2017). Hypolipidemic effect and activation of Lecithin Cholesterol Acyl Transferase (LCAT) by aqueous extract of *Spirulina platensis* during toxicological investigation. *BMC Nutrition*, 3(1), 25.
- Mosley, W. H., & Chen, L. C. (1984). An analytical framework for the study of child survival in developing countries. *Population and Development Review*, 10(1984), 25–45. <http://www.jstor.org/stable/2807954>
- Müller, O., & Krawinkel, M. (2005). Malnutrition and health in developing countries. *Canadian Medical Association Journal*, 173(3), 279–286.
- Omran, A. (2005). The epidemiologic transition: A theory of the epidemiology of population change. *Milbank*, 83(4), 731–757.
- OMS. (2017). *L'état de la sécurité alimentaire et de la nutrition dans le monde. Renforcer la résilience pour favoriser la paix et la sécurité alimentaire*. Rome: FAO.
- Pal, S. (1999). An analysis of childhood malnutrition in rural India: Role of gender, income and other household characteristics. *World Development*, 27(7), 1151–1171.
- Pitt, M. M., & Rosenzweig, M. R. (1990). Estimating the intrahousehold incidence of illness: Child health and gender-inequality in the allocation of time. *International Economic Review*, 31(4), 969–980.
- QUIBB. (2015). *Questionnaire des indicateurs de base du bien-être*. Rapport final-TOGO.
- Rabbi, A. M. F., & Karmaker, S. C. (2015). Determinants of child malnutrition in Bangladesh: A multivariate approach. *Asian Journal of Medical Sciences*, 6(2), 85–90.
- Reardon, T., Timmer, C. P., & Berdegue, J. (2003). The rise of supermarkets in Africa, Asia, and Latin America. *American Agricultural Economics Association*, 85(5), 1140–1146.
- Robinson, M. R., Daniel, L. C., O'Hara, E. A., & Barakat, L. P. (2014). Insurance status as a sociodemographic risk factor for functional outcomes and health-related quality of life among youth with sickle cell disease. *Journal of Pediatric Hematology/Oncology*, 36(1), 51.
- Sandler, A., & Sun, L. (2019, December 18). *Evaluating the latent determinants of childhood malnutrition: A hierarchical analysis of Nigeria and Kenya*. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3506163>
- Schultz, T. (1982). Women's work and their status: Rural India evidence of labour market and environmental effects on sex differences in childhood mortality. In M. Anker, N. H. Bunivic & H. Youssef (Eds.), *Women's roles and population trends in the Third World* (pp. 202–2636). London: Croom Helm.
- Sharaf, M., & Rashad, A. S. (2016). Regional inequalities in child malnutrition in Egypt, Jordan, and Yemen: A Blinder-Oaxaca decomposition analysis. *Health Economics Review*, 6(1), 23.

- Singh, S., Srivastava, S., & Upadhyay, A. K. (2019). Socio-economic inequality in malnutrition among children in India: An analysis of 640 districts from National Family Health Survey. *International Journal for Equity in Health*, 18(203), 29-36.
- Srinivasan, C. S., Zanello, G., & Shankar, B. (2013). Rural-urban disparities in child nutrition in Bangladesh and Nepal. *BMC Public Health*, 13(1), 581.
- Strauss, J., & Thomas, D. (1998). Health, nutrition, and economic development. *Journal of Economic Literature*, 36(2), 766-817.
- Streeten, P. (1995). *Human development means and ends*. (UNDP Roundtable on Global Change Paper No. 6).
- Thomas, D., & Frankenberg, E. (2002). Health, nutrition and prosperity: A microeconomic perspective. *Bulletin of the World Health Organization*, 80(01), 106-113.
- Tsiko, R. G. (2015). Bayesian spatial analysis of childhood diseases in Zimbabwe. *BMC Public Health*, 15(842), 1-24.
- UNICEF. (2017, July). *Rapport annuel*. Côte d'Ivoire: Fonds des Nations Unies pour l'Enfance.
- Victora, C., Adair, L., Fall, C., Hallal, P., Martorell, R., Richter, L., & Sachdev, H. (2008). Maternal and child undernutrition: Consequences for adult health and human capital. *Lancet*, 371, 340-357.
- Wagstaff, A., O'Donnell, O., & Van Doorslaer, E. (2012). Decomposition of inequalities in health and health care. In A. M. Jones (Ed.), *The Elgar companion to health economics* (2nd ed., chapter 17). Cheltenham: Edward Elgar Publishing.
- Webb, P., & Block, S. (2004). Nutrition information and formal schooling as inputs to child nutrition. *Economic Development and Cultural Change*, 52(4), 801-820.
- Yangchen, S., Tobgay, T., & Melgaard, B. (2017). Bhutanese health and the health care system: Past, present, and future. *The Druk Journal*, 2(1), 110.
- Zhang, F., Lee, Y. C. A., Yi, C., Alder, S. C., Lin, G., & He, L. (2020). Dietary intakes, eating habits and socioeconomic determinants of childhood malnutrition among children under 5 years of age in rural Lingshui county, Hainan, China: A case-control study. *One Health Bulletin*, 1(1), 29.

BANQUES ET OPÉRATEURS DE TÉLÉPHONIE MOBILE DANS L'INCLUSION FINANCIÈRE EN RÉPUBLIQUE DÉMOCRATIQUE DU CONGO : CONCURRENCE ET INNOVATIONS

Banks and operators of mobile telephony in financial inclusion in the Democratic Republic of Congo: Competition and innovations

JACQUES KIAMBU DI TUEMA¹

Université du Moyen-Lualaba de Kalima, République Démocratique du Congo

Faculté d'Économie, Province du Maniema

jakiam1@yahoo.fr

ORCID : <https://orcid.org/0000-0001-5855-1225>

FLORENT JEAN DÉSIRÉ KABIKISSA²

Université Marien NGOUABI de Brazzaville, Congo

Faculté des Sciences Économiques, Laboratoire d'Économie Financière et des Institutions

kabisdesire2015@gmail.com

ORCID : <https://orcid.org/0000-0001-6079-7267>

FERDINAND MOUSSAVOU²

Université Marien NGOUABI de Brazzaville, Congo

Faculté des Sciences Économiques, Laboratoire d'Économie Financière et des Institutions

fajmoussavou@gmail.com

ORCID : <https://orcid.org/0000-0001-5178-582X>

CLAUDE LOMAMA LOMBOTO³

Université Sorbonne Paris Nord, France

Institut Universitaire de Technologie de Villetaneuse, Campus Villetaneuse

llomama@yahoo.fr

ORCID : <https://orcid.org/0000-0002-2414-328X>

¹ BP. 136 Kalima, Province du Maniema, République Démocratique du Congo.

² Laboratoire d'Économie Financière et des Institutions BP. 69, Brazzaville-Congo.

³ Institut Universitaire de Technologie (IUT) de Villetaneuse 99, avenue Jean Baptiste Clément, 93430 Villetaneuse France.

ÉTIENNE KIYUNGA TCHANDEMA⁴

Institut Supérieur Pédagogique de Kalima, République Démocratique du Congo

Province du Maniema

etiennechandema@gmail.com

ORCID : <https://orcid.org/0000-0003-2230-0306>

Abstract: This article analyzes the competition between commercial banks and operators of mobile telephony (OMT) in financial inclusion in the Democratic Republic of Congo (DRC) in a market where services are differentiated horizontally. We use the Hotelling model (1929), to study the consequences of competition on the development of financial services. The conclusion is that competition between banks and operators of mobile telephony is not conducive to lower prices or massive financial inclusion. Rather, it accentuates a polarized diffusion of financial services across the national territory, given the low income levels of the population and the importance of the informal sector that characterizes the Congolese economy.

Keywords: banks, operators of mobile telephony, financial inclusion, competition, innovations, Democratic Republic of Congo.

Résumé : Cet article analyse la concurrence entre les banques et les opérateurs de téléphonie mobile (OTM) dans l'inclusion financière en République Démocratique du Congo (RDC) sur un marché où les services sont différenciés horizontalement. Nous utilisons le modèle de Hotelling (1929), pour étudier les conséquences de cette concurrence sur le développement des services financiers. La conclusion est que la concurrence entre les banques et les OTM ne favorise ni la baisse des prix, ni l'inclusion financière massive. Elle accentue plutôt une diffusion polarisée des services financiers à travers le territoire national, compte tenu des faibles niveaux de revenus de la population et de l'importance du secteur informel qui caractérisent l'économie congolaise.

Mots-clés : banques, opérateurs de téléphonie mobile, inclusion financière, concurrence, innovations, République Démocratique du Congo.

JEL classification : D43, H41, L11, O55.

Introduction

En Afrique subsaharienne, comme le notait Hugon (1990, p. 325), le système financier est en inadéquation avec les exigences du développement. Cette problématique a fait l'objet de nombreuses études (Hugon, 1991 ; Lelart, 2002 ; Guillaumont Jeanneney, & Kpodar, 2006 ; Fall, 2011 ; Guérineau & Jacolin, 2014a) qui soutiennent l'idée selon laquelle, le système financier africain s'est développé culturellement,

⁴ BP. 136 Kalima, Province du Maniema, République Démocratique du Congo.

économiquement et socialement en rupture avec la société civile, dont les agents sont généralement exclus. Parmi les facteurs qu'elles considèrent comme étant la principale cause des mauvaises performances des économies africaines, on note fréquemment la difficulté d'accès aux services financiers pour une majorité de la population. Selon Fall (2011, p. 31), cette dernière serait exclue de compte bancaire, de moyens de paiements ou du crédit de première nécessité, parce qu'elle est pauvre et n'est pas en mesure de fournir des garanties matérielles suffisantes. Mais aussi, parce que les coûts de sélection, de surveillance et d'incitation sont très importants pour les banques (Stiglitz & Weiss, 1981 ; Eber, 2000). La conjonction de ces éléments limite la capacité dont disposent les banques à sélectionner les emprunteurs solvables, en particulier, les ménages et les petites et moyennes entreprises. En effet, par inclusion financière, nous entendons, selon Chaix et Torre (2015, p. 706), « la détention et l'utilisation d'un compte à vue ou d'épargne dans une institution financière formelle comme une banque commerciale, une institution de microfinance, une institution coopérative de crédit, ou un service de banque postale. Ces services fournissent des moyens sûrs de conservation des fonds, en comparaison des pratiques plus risquées telles que les cachettes domestiques ou le recours à des agents spécialisés du secteur informel » (Aggarwal & Klapper, 2013).

Pour atténuer cette exclusion qui touche à des degrés divers les populations et les entreprises les plus vulnérables, la Banque Mondiale et le Fonds monétaire international vont dans les années 1980, dans le cadre des programmes d'ajustement structurel, imposer aux pays africains, notamment à la RDC, une série de réformes parmi lesquelles, la libéralisation de son secteur bancaire. Ainsi, l'ouverture du secteur bancaire congolais à la concurrence devrait, comme le soutiennent les experts internationaux (Stiglitz, 2000 ; Guillaumont Jeanneney & Kpodar, 2006), permettre aux nouveaux investisseurs, grâce à leur expertise, d'ajuster l'offre et la demande de financement à un niveau supérieur, mais aussi de stimuler l'autofinancement des petits entrepreneurs congolais qui n'ont pas accès aux crédits, en leur offrant la possibilité des dépôts rentables. Parmi les nouveaux acteurs qui prennent part à la restructuration de l'industrie bancaire et financière congolaise on retrouve, la Banque Commerciale Du Congo (BCDC), la banque camerounaise Afriland First Bank, la banque gabonaise BGFIBank, la banque Rawbank (du groupe indien Rawji), la banque germano-kényane Equity Bank, la banque sud-africaine Trust Merchant Bank (TMB), etc. Mais, ces derniers se localisent principalement dans les zones urbaines et dans les quartiers d'affaires où il existe un certain pouvoir d'achat. Les zones rurales et les quartiers pauvres, les plus peuplés du pays, où le besoin social des services financiers est important, sont exclus de la base de clientèle des principales banques (Eber, 2000).

En réponse à cette exclusion, des acteurs auparavant étrangers aux métiers de la banque, en quête de diversifications et de profits, notamment les opérateurs de téléphonie mobile (OTM), vont s'immiscer dans le secteur bancaire pour fournir, dès

la fin des années 2010, les services financiers à partir d'un téléphone mobile, appelés services « mobile banking ». Il s'agit des services de paiement dans les commerces, de règlements de factures, de collecte de l'épargne et de transfert des petites sommes d'argent (jusqu'à 2500 dollars). Pour capter leur clientèle potentielle, ils s'appuient d'une part, sur leurs compétences propres que les banques congolaises ne disposent pas ou seraient dans l'incapacité de reproduire dans l'immédiat, en utilisant par exemple, les technologies des télécommunications (Short Message Service – SMS), créées dans les économies les plus avancées pour les adapter dans le contexte local et à des nouveaux usages (Chaix & Torre, 2015). D'autre part, ils créent des nouveaux marchés, dits « marchés low cost », non compétitifs et indépendants du marché traditionnel, dont les principaux clients sont des individus pauvres, analphabètes, appartenant majoritairement au secteur informel (Kim & Mauborgne, 1997).

Dans cet article, nous nous intéressons à la concurrence entre les banques et les OTM dans l'inclusion financière en RDC. Quelles en sont les conséquences sur l'inclusion financière et la diffusion des services à travers le territoire national ? Favorise-t-elle la baisse des prix, et par conséquent un accès plus large aux services, ou au contraire, les forces centripètes se sont-elles développées pour renforcer la polarisation de l'offre ? Pour mieux appréhender les effets et les conséquences de cette concurrence, notre méthodologie s'appuie sur le modèle de Hotelling (1929), le seul capable, nous semble-t-il, de mieux prendre en compte les deux aspects de la concurrence, en termes de prix et de différenciations des produits, mais aussi, sur un modèle économétrique pour évaluer les principaux résultats de notre étude. L'article est organisé en trois parties. Dans la première partie, nous présentons une revue de la littérature sur les effets de l'intégration financière sur la croissance économique ; nous analysons dans la deuxième partie, le modèle de concurrence auquel se réfère notre étude. Dans la troisième partie, nous analysons, en nous appuyant sur les données statistiques disponibles, les conséquences perceptibles de cette concurrence, avant de tirer les différentes conclusions de ce travail.

1. Intégration financière : un tour d'horizon des analyses théoriques et empiriques

La relation entre le développement financier et la croissance économique fait l'objet d'une attention considérable dans la littérature sur la croissance et la finance. Les origines du rôle des marchés financiers peuvent être attribuées à l'œuvre fondamentale de Schumpeter (1911). À la suite de ce dernier, McKinnon (1973) et Shaw (1973) vont montrer dans quelle mesure la libéralisation financière constitue un moyen efficace permettant d'accélérer la croissance économique, particulièrement dans les pays en voie de développement. Ces travaux vont jeter les bases d'une littérature abondante analysant le lien entre le développement financier et la croissance économique.

1.1. Les enseignements théoriques

La littérature économique portant sur le rôle de la libéralisation du système financier dans l'activité économique a connu un regain d'intérêt à partir des travaux de McKinnon (1973) et Shaw (1973). Ces deux auteurs seront les premiers à mettre en évidence les effets néfastes de la répression financière (plafonnement des taux d'intérêt, politique d'allocation sélective du crédit, protectionnisme financier) sur le développement économique, en démontrant le caractère sous-optimal des systèmes financiers administrés, qui découle de l'intervention étatique dans le secteur bancaire. Ces distorsions se traduisent selon eux, par des taux d'intérêt inférieurs aux taux d'équilibre sur le marché et par conséquent par des niveaux faibles d'épargne et d'investissement. En outre, ils considèrent que les économies africaines, si elles sont réellement pauvres, c'est parce qu'elles sont caractérisées par des systèmes financiers peu développés et des faibles taux de croissance liés à l'inefficacité dans l'allocation des ressources. Dans un tel contexte, elles doivent libéraliser leurs secteurs bancaires pour bénéficier des flux financiers internationaux, du fait qu'elles sont peu vulnérables à la spéculation à court terme et aux effets de contagion des crises bancaires, surtout pour les pays dont les devises ont une convertibilité limitée ou un régime de change fixe (Guérineau & Jacolin, 2014b, p. 2).

Dans la même lignée, Bellocq et Zlotowski (2011, p. 275) considèrent que la libéralisation financière permet aux économies en développement, non seulement de pallier d'une part, l'insuffisance de l'épargne domestique en générant des flux d'épargne en provenance du reste du monde, mais également de tirer profit, d'autre part, de la baisse de coûts du capital grâce à l'épargne additionnelle en provenance du reste du monde, tout en provoquant une amélioration de l'efficacité des institutions financières grâce à l'implantation de banques étrangères qui maîtrisent plus les techniques modernes de l'allocation du crédit et du contrôle des risques. Elle permet aussi aux épargnants d'élargir la composition de leurs portefeuilles et aux États d'être plus sensibles aux signaux des marchés financiers.

Cependant, Lucas (1988) va rejeter l'idée selon laquelle, il existe un lien de causalité entre le « développement financier » et la croissance économique en affirmant que « economists badly overstress the role of finance in economic growth ». De Gregorio et Guidotti (1995) ont constaté l'existence d'une relation négative entre le développement financier et la croissance économique dans les pays d'Amérique Latine. Dans la même lignée, Berthélemy et Varoudakis (1998) vont mettre en évidence une relation négative entre le développement financier et le taux de croissance dans des économies financièrement réprimées (Eggoh, 2010, p. 13). Malgré les divergences qui existent entre les auteurs, les économistes reconnaissent néanmoins l'existence d'une relation positive entre le développement financier et la croissance économique.

Les réformes mises en place au début des années 2000 pour libéraliser les systèmes financiers dans les pays en développement ont abouti à des résultats mitigés. En Afrique subsaharienne (ASS) par exemple, le développement du secteur financier est resté relativement faible et peu profond dans la Zone franc (David, Mlachila, & Moheput, 2014). Aussi, la bancarisation des populations demeure faible, elle est de l'ordre de 10% à 20% dans les pays à faibles revenus, et l'accès au crédit des petites et moyennes entreprises reste insuffisant pour assurer le financement de leur croissance (Guérineau & Jacolin, 2014a, p. 58). Il est donc légitime de s'interroger sur la capacité de ces réformes à promouvoir une croissance économique de long terme au sein des pays d'ASS.

En effet, des interrogations sont apparues sur la capacité des réformes financières à promouvoir la croissance et, plus largement, sur le lien entre le développement financier et la réduction de la pauvreté. Ces interrogations, bien qu'anciennes, sont à nouveau au cœur de la problématique du développement, tant sur le plan théorique qu'empirique (Minea & Villieu, 2010, p. 5). La suite de cette section se propose de présenter les principaux résultats empiriques sur le lien entre la libéralisation financière et la croissance économique.

1.2. La littérature empirique

Les enseignements empiriques portant sur la relation entre le développement financier et la croissance économique ont connu un regain d'essor dans les années 1990, grâce aux travaux de King et Levine (1992, 1993). Ces auteurs ont tenté de préciser dans le cadre d'un modèle de croissance endogène, la relation entre le développement financier et la croissance et d'en approfondir la compréhension, en mettant en évidence une corrélation positive significative entre plusieurs indicateurs de développement financier et la croissance à long terme. Ils concluent, à partir de cette étude en coupe transversale, qu'au-delà du lien positif entre les deux variables, le développement financier permet de prévoir la croissance économique dans les 10 à 30 années à venir. Ces résultats ont été confirmés par les travaux de Savvides (1995), Levine et Zervos (1998), Beck, Levine et Loayza (2000), puis Levine, Loayza et Beck (2000), pour qui, l'intégration financière a des effets positifs importants sur le développement économique et la réduction de la pauvreté. Cependant, si la plupart des études réalisées par des auteurs « pro-libéraux » ont conclu à l'existence d'une relation positive entre l'intégration financière et le développement économique, force est de reconnaître que, nombreuses sont les études qui remettent en question cette relation, notamment celles d'inspiration keynésienne. D'une part, Arestis et Demetriades (1998) stipulent que l'étude réalisée par King et Levine (1993) est fondée sur des bases de causalité très fragiles et démontrent que le développement financier ne peut plus prédire la croissance économique, une fois que son

niveau initial est corrélé à sa moyenne. D'autre part, Kaminsky et Reinhart (1999), Demirgüç-Kunt et Detragiache (1999) et Zhang (2003) considèrent quant à eux, que la relation entre les deux variables serait inexistante, voire négative. Ils concluent que le développement financier s'accompagne forcément d'un déséquilibre de court terme induit par des mouvements des capitaux internationaux qui pénalisent la croissance économique et anéantissent les effets positifs du renforcement financier.

Deidda et Fattouh (2002), Demetriades et Law (2004) et Rioja et Valev (2004) considèrent que la relation entre le développement financier et la croissance économique serait plus conditionnelle que linéaire et intègrent dans leur analyse les spécificités propres à chaque pays telles que, le niveau initial du développement financier, du capital humain, de revenu, voire la qualité institutionnelle pour montrer que ces différentes variables peuvent impacter la relation entre le développement financier et la croissance économique. Par exemple, Deidda et Fattouh (2002) soulignent que la relation entre le développement financier et la croissance n'est pas significative dans les pays à bas revenu, mais celle-ci serait significativement positive dans les pays à revenu élevé. Rioja et Valev (2004) vont conclure que le développement financier n'influencerait positivement la croissance économique qu'au-delà d'un seuil de développement financier. Par contre, Demetriades et Law (2004), dans leur étude sur la bonne gouvernance et la qualité des institutions, montrent que les effets du développement financier sont beaucoup plus favorables et perceptibles lorsque les économies sont dotées des institutions saines.

Qu'en est-il des études portant sur les économies africaines ? Les travaux empiriques qui étudient le lien entre la libéralisation financière et la croissance économique sont nombreux, mais restent relativement limités pour le cas des pays d'Afrique subsaharienne. Les résultats dans ce cadre sont particulièrement mitigés et bon nombre d'auteurs se sont focalisés sur l'analyse des liens de causalité entre le développement financier et la croissance économique. Savvides (1995), dans ses travaux consacrés à l'incidence du développement des systèmes financiers sur la croissance économique, analyse à partir d'un échantillon de 28 pays africains, dont trois du Maghreb, les effets de la libéralisation du « ratio quasi-monnaie » sur le PIB. Les résultats de ces travaux indiquent que la politique de la libéralisation du ratio de liquidité exerce un impact significatif et positif sur la croissance au seuil de 10%, si les libertés politiques n'étaient pas prises en compte. Dans la même lignée, dans une étude menée sur les pays de l'Union Économique et Monétaire Ouest-Africaine (UEMOA) sur la période allant de 1981 à 2010, et qui s'appuie sur la méthode des moments généralisés (GMM), Fantessi et Kiprop (2016) révèlent l'existence d'une relation positive et statistiquement significative entre le développement financier et la croissance économique.

Dans un autre registre, Kargbo et Adamu (2009) ont examiné la relation entre le développement financier et la croissance économique en Sierra Leone sur la période 1970–2008. Ils montrent que l'investissement constitue un vecteur primordial

par lequel le développement financier alimente la croissance économique. Leurs résultats corroborent l'hypothèse d'une croissance fondée sur le développement financier. Dans le même esprit, Ofori-Abebrese, Pickson et Diabah (2017) ont analysé la relation et la direction causale entre le développement financier et la croissance économique au Ghana au cours de la période 1970–2013. Les résultats de leur étude révèlent que le montant du crédit national accordé au secteur privé joue un rôle positif et significatif sur la croissance économique du Ghana tandis que dans le même temps le crédit domestique fourni par le secteur bancaire n'impacte pas la croissance économique. Enfin, David et collaborateurs (2014) suggèrent que l'intégration financière constitue un vecteur important du développement financier, en particulier dans les pays dotés des institutions de meilleure qualité.

En revanche, Adusei (2013) pour le cas du Ghana a analysé une série temporelle allant de 1971 à 2010 afin de tester l'existence d'une relation entre la croissance économique et le développement financier. Pour ce faire, l'auteur s'appuie sur trois variables indépendantes comme mesure du développement financier, à savoir le crédit intérieur en pourcentage du PIB; le crédit intérieur au secteur privé en pourcentage du PIB et la masse monétaire au sens large en pourcentage du PIB. Les résultats de son étude révèlent que le développement financier n'a pas d'impact positif sur la croissance économique ghanéenne. Au contraire, il l'influencerait négativement.

Au terme de ces enseignements empiriques, nous pouvons tirer deux conclusions. Premièrement, ces résultats convergent dans leur ensemble en faveur d'un développement financier et confortent la littérature économique dominante. Deuxièmement, comparés aux résultats obtenus dans les pays riches, ils semblent cohérents avec l'hypothèse selon laquelle, la libéralisation financière favorise la croissance économique dans des pays dotés des institutions stables et saines (Demetriades & Law, 2004 ; David et al., 2014).

2. Modèle et présentation des caractéristiques

La problématique de la relation entre les banques et les OTM est généralement appréhendée en termes de concurrence ou de complémentarité. Force est de reconnaître que ces deux concepts ne sont pas opposés. Les deux acteurs peuvent être complémentaires sur certaines niches et/ou se concurrencer par moment sur d'autres (Fall, 2011). Toutefois, en l'état actuel des choses, c'est la concurrence qui est l'aspect dominant sur le marché bancaire congolais, elle comporte un aspect inédit par rapport à l'analyse classique de la concurrence dans ce secteur. Les acteurs en concurrence sont, selon Dumans (2003, p. 687), soumis à des contraintes différentes et sont de type différent. Leurs différences portent à la fois, sur leur logique d'intermédiation et sur leurs contraintes géographiques. Pour un banquier, la proximité

de la clientèle est essentielle pour déterminer sa zone de chalandise, tandis qu'un OTM a juste besoin d'un téléphone, qu'il utilise comme vecteur de flux financiers pour pallier le manque de canaux formels de transaction bancaire. La banque doit supporter des coûts fixes engendrés par la construction ou la location d'agences pour desservir ses clients. En revanche, l'OTM n'a pas besoin d'agences pour servir ses clients et ne supporte pas ce type de coûts. Il crée simplement des points « d'entrée et de sortie » gérés par des agents indépendants, mais certifiés et rémunérés par les OTM, c'est-à-dire, les endroits où les clients de services « mobile banking » peuvent retrouver des liquidités ou faire des transactions quand ils le souhaitent.

Notre modèle s'intéresse au comportement concurrentiel des firmes à politiques de prix données. Ainsi, nous émettons l'hypothèse selon laquelle, les firmes se font réellement une concurrence en localisation géographique et nous interprétons le choix de localisation comme un choix dans un espace de produits. Pour décrire ce processus concurrentiel, nous extrapolerons le modèle de Hotelling (1929) au secteur bancaire, en raison du type de la concurrence étudié. La structure oligopolistique du secteur bancaire est plus marquée par une concurrence par les prix que par les quantités et se caractérise par une différenciation horizontale des produits (Weill, 1998, p. 105).

2.1. Le modèle

Nous analysons la concurrence entre deux firmes, la banque (A) et un OTM (B), qui offrent un bien homogène sur le marché et se font concurrence en prix et en localisations. Le modèle se présente sous la forme d'un jeu à deux étapes, dans lequel les firmes choisissent dans un premier temps leurs localisations, avant de choisir dans un deuxième temps, leurs prix respectifs, en se livrant une concurrence à la Bertrand. La résolution du modèle s'effectue en « backward induction ». Nous considérons un marché où les consommateurs sont distribués uniformément sur le segment $[0,1]$, qui représente l'espace des caractéristiques du produit. Les firmes sont localisées à l'intérieur du segment. Un consommateur situé à l'extrémité du segment achète le produit qui lui permet de minimiser sa désutilité, mesurée par le coût psychique perçu à choisir un produit différent de son produit idéal plus le prix d'achat. Nous faisons l'hypothèse que cette fonction de coût est de la forme t . (\tilde{x}) où \tilde{x} et t ($t \geq 0$) représentent respectivement le consommateur marginal (indifférent) et le degré d'exigence des consommateurs concernant la caractéristique du produit (Kabikissa, 2019).

L'introduction des caractéristiques signifie que les produits ne sont pas parfaitement substituables et les firmes peuvent être en situation de monopole sur leur marché local. En effet, si t est nul, cela implique que la caractéristique du produit n'a aucune influence et la concurrence est parfaite. Au contraire, plus t est grand, plus le coût psychique de la désutilité liée à la consommation d'un produit non

idéal est important. Nous supposons que le coût marginal de production est nul sans perte de généralité dans la classe des fonctions de coût linéaires et le marché est couvert, c'est-à-dire, que les prix sont suffisamment faibles pour que tous les consommateurs achètent chacun une unité du bien à la firme qui leur propose le prix le plus bas, dont ils tirent tous la même utilité. De plus, nous considérons que si le consommateur n'achète pas sa caractéristique idéale, il supporte une désutilité égale à $t \cdot \tilde{x}$, s'il achète à la firme A, alors que celle-ci est égale à $t \cdot (1 - (\tilde{x}))$, s'il s'adresse à la firme B. Cette désutilité est interprétée comme étant le coût de la distance, qui sépare une spécification « idéale » d'un produit à la spécification réelle relative à la variété disponible la plus proche. Dans ce modèle, nous considérons que les firmes en concurrence ne peuvent produire toutes les variétés pour satisfaire toutes les demandes. Faute de pouvoir trouver la variété idéale, les consommateurs choisissent la variété qui se rapproche le plus de leur spécification idéale (Siroën, 1987, p. 3). Cette distance entre la variété disponible et la variété idéale représente un coût, qui est nul pour le consommateur qui, par chance, bénéficie de la variété idéale, mais qui est maximal pour le consommateur indifférent à deux variétés également distantes de son idéal. Ce coût est ainsi défini par :

$$p_A + t \cdot \tilde{x} = p_B + t \cdot (1 - \tilde{x}) \quad (1)$$

L'équation (1) signifie que le consommateur indifférent est situé entre les deux firmes, et nous pouvons la réécrire de la façon suivante :

$$\frac{1}{2} + \frac{p_B - p_A}{2t} = \tilde{x} \quad (2)$$

p_A et p_B étant respectivement les prix du bien vendu par la firme A et du bien vendu par la firme B. Dans ce modèle, nous cherchons à étudier à court terme, les effets d'une variation de variétés des biens sur l'intensité de la concurrence, les prix, les profits des firmes et l'inclusion financière.

2.2. Résolution et équilibres

Si l'une des firmes ne s'écarte pas trop du prix généralisé de sa concurrente ($p_A < p_B - t$) ou ($p_B < p_A - t$), les fonctions de demande sont données par les expressions suivantes :

$$D_A(p_A, p_B) = \begin{cases} 1 & \text{si } p_A < p_B - t \\ \frac{1}{2} + \frac{p_B - p_A}{2t} & \text{si } p_B - t \leq p_A \leq p_B + t \\ 0 & \text{si } p_A > p_B + t \end{cases} \quad (3)$$

$$D_A(p_A, p_B) = \begin{cases} 1 & \text{si } p_B < p_A - t \\ 1 - x = \frac{1}{2} + \frac{p_B - p_A}{2t} & \text{si } p_A - t \leq p_B \leq p_A + t \\ 0 & \text{si } p_A - t < p_B \end{cases} \quad (4)$$

$D_A(p_A, p_B)$ et $D_B(p_A, p_B)$ et sont les demandes adressées respectivement à la firme A et à la firme B. Une fois que les firmes ont choisi leurs localisations, la seule variable stratégique dont elles disposent à court terme, c'est le prix. Selon les hypothèses retenues dans cette étude, nous analysons dans un premier temps un jeu en séquentiel (nous considérons la banque comme un leader établi sur le marché)⁵ pour toute distribution possible des consommateurs sur l'espace des caractéristiques. Nous distinguons deux situations, selon que les firmes choisissent la même localisation ou plutôt qu'elles s'éloignent l'une de l'autre.

Lorsque les deux firmes choisissent la même localisation

Cette situation caractérise un duopole avec produits homogènes et les firmes se font concurrence sur le prix. Elles choisissent leurs prix de manière à maximiser leur profit à prix de l'autre firme donné. À partir de (2) et (3), on déduit les expressions des profits :

$$\pi_A(p_A, p_B) = p_A \cdot D_A(p_A, p_B) = (p_A) \cdot \left(\frac{p_B - p_A + t}{2t} \right) \quad (5)$$

$$\pi_B(p_A, p_B) = p_B \cdot D_B(p_A, p_B) = (p_B) \cdot \left(\frac{p_A - p_B + t}{2t} \right) \quad (6)$$

Les conditions de premier ordre d'optimisation permettent d'obtenir :

$$p_A^*(p_B) = \frac{p_B + t}{2} \quad (7)$$

$$p_B^*(p_A) = \frac{p_A + t}{2} \quad (8)$$

La meilleure réponse de chacun des acteurs à la stratégie de l'autre est définie par :

$$p_A^* = p_B^* = t \quad (9)$$

⁵ Dans un jeu séquentiel, le leader joue toujours en premier.

À partir de (2) et (3), nous avons les demandes adressées aux deux firmes : $D_A^* = D_B^* = \frac{1}{2}$. Nous pouvons conclure que les deux firmes se partagent le marché à parts égales et réalisent des profits positifs : $\pi_A^* = \pi_B^* = p_A^* D_A^* = p_B^* D_B^* = \frac{t}{2}$.

Proposition 1 : *Si les firmes se localisent à proximité, cela revient à dire que les deux firmes approvisionnent tout le marché. Dans ce cas, il n'existe pas d'équilibre de Nash en stratégies pures du sous-jeu en prix, car les prix d'équilibre, s'ils existent doivent satisfaire les conditions du premier ordre d'optimisation.*

La preuve : Si $t = 0$, l'équilibre du sous-jeu obtenu n'est pas un équilibre de Nash, c'est un équilibre de Bertrand, puisque les profits des deux firmes sont nuls. Si les deux firmes s'éloignent l'une de l'autre, leurs profits augmentent : $\left(t > 0 \rightarrow \left(\frac{\partial \Pi}{\partial t} > 0 \right) \right)$. Ce qui montre que l'équilibre ainsi obtenu est un équilibre local, or tout équilibre de Nash est un équilibre global. On dit qu'un ensemble de stratégies S^* est équilibre de Nash, si la stratégie de chaque joueur est une réponse optimale aux stratégies des autres joueurs, considérées comme fixées. Autrement dit, si l'inégalité suivante est satisfaite pour chaque joueur i :

$$\pi_i(s_i^*, s_{-i}^*) \geq \pi_i(s_i, s_{-i}^*), \forall s_i \in S_i, \text{ avec } i = 1, 2, \dots, p$$

S_i étant l'ensemble des stratégies potentielles du joueur i et π_i est sa fonction objectif. Cette fonction dépend de la stratégie s_i choisie par le joueur i . Pour que le couple de stratégies (p_A^*, p_B^*) soit un équilibre de Nash, il faut que (p_A^*, p_B^*) soit la meilleure réponse, quelle que soit la stratégie utilisée par l'un des concurrents :

$$\pi_A^*(p_A^*, p_B^*) \geq \pi_A(p_A, p_B^*), \forall p_A \in S_A$$

$$\pi_B^*(p_A^*, p_B^*) \geq \pi_B(p_A^*, p_B), \forall p_B \in S_B$$

Nous remarquons que si les firmes se rapprochaient et se mettaient l'une à côté de l'autre, elles cessent de se différencier et vendent des produits homogènes, qui sont des substituts parfaits et cela implique une concurrence parfaite. Ce comportement serait favorable à la baisse des prix et à un meilleur accès aux services financiers. La dynamique de la concurrence en prix poussera les concurrents à fixer leurs prix au niveau du coût marginal, ce qui exclut toute possibilité d'un profit positif. Un tel comportement ne correspond pas à un équilibre de Nash, parce que les deux firmes ont la possibilité en adoptant une stratégie différente, d'améliorer leur niveau de profit. Toute possibilité d'amélioration de profit implique que les stratégies qui ont été respectivement choisies par les deux protagonistes n'étaient pas dominantes. La stratégie dominante dans ce jeu, est celle où les deux firmes maximisent simultanément leurs profits, en fixant respectivement des prix qui satisfont les conditions du premier ordre d'optimisation.

Lorsque les deux firmes ne choisissent pas la même localisation

Cette situation correspond à un duopole avec produit différencié. Cette stratégie permet aux deux firmes non seulement d'éviter une concurrence en prix, mais de pouvoir tenir captifs leurs clients sur leur segment de marché. En se différenciant, les firmes améliorent leurs profits, en réalisant des profits positifs. Il est clair que π_A^* et π_B^* augmentent avec t . Cette observation invalide le principe de différenciation minimale de Hotelling, qui stipule que les firmes seraient désireuses de se rapprocher l'une de l'autre. Cette stratégie est une stratégie dominante au sens de Nash. Lorsque les deux firmes se différencient, elles maximisent leur profit. Cette stratégie se justifie par le fait qu'un bien, qui n'est différencié que par sa seule localisation, donne naissance à deux biens différents, qui sont des compléments stratégiques (Combes, Mayer, & Thisse, 2006, p. 244).

Proposition 2 : *Dans un jeu séquentiel, à stratégie donnée de l'autre joueur, il est toujours possible d'obtenir un profit positif en choisissant un produit très différent et en fixant un prix strictement positif suffisamment faible.*

La preuve : Lorsque deux firmes sont localisées dans deux endroits différents, pour qu'elles soient toutes les deux actives, il faut que $[p_B - p_A] < t$, sinon l'une des concurrentes servirait la totalité du marché. Comme l'OTM possède un hinterland constitué de la population pauvre et paysanne, la banque peut fixer son prix de sorte que : $p_A < p_B - t$, elle augmenterait ainsi sa demande des services financiers et mettra l'OTM hors du marché, car son prix sera plus faible que celui pratiqué par son concurrent. Ainsi, tous les consommateurs appartenant à l'hinterland de l'opérateur mobile choisiront de se ravitailler auprès de la banque. Les deux firmes étant éloignées l'une de l'autre, la baisse des prix que doit supporter par exemple la banque, pour approvisionner tout le marché, est considérable et s'avère non profitable. Une telle stratégie n'est ni réalisable ni profitable pour la banque :

$$\pi_A^*(p_A^*, p_B^*) \geq \pi_A^*(p_A, p_B^*).$$

La stratégie (p_A, p_B^*) n'étant pas un équilibre de Nash, le profit réalisé par l'OTM sera alors nul, ce qui implique que p_B^* n'est pas la meilleure réponse de l'opérateur mobile à la stratégie p_A^* de la banque. Lorsque les coûts psychiques de la désutilité sont élevés, la dimension géographique domine. L'éloignement protège les firmes et infléchit la concurrence. Chaque firme approvisionne son segment de marché en usant de son pouvoir de monopole.

3. Relation entre les firmes et le modèle d'analyse

L'un des buts de la libéralisation du secteur bancaire en RDC était d'alléger les contraintes locales en matière de crédit, de favoriser la baisse des prix et une large

diffusion des services financiers sur l'ensemble du territoire. Aujourd'hui, sommes-nous capables de dire, si la libéralisation du secteur bancaire congolais a-t-elle permis d'obtenir les résultats escomptés ?

3.1. Concurrence et innovations

Le secteur bancaire congolais connaît, depuis la fin des années 2010, de profondes transformations avec l'apparition de nouvelles formes de concurrence favorisées par les politiques de libéralisation définies par les institutions de Bretton-Woods, ainsi que par les nouvelles technologies de l'information et de communication. Ces forces sont à l'origine des restructurations sans précédent qui affectent, aussi bien la structure sectorielle bancaire congolaise que le comportement de la population dans son ensemble.

3.1.1. Sélection des produits et différenciation horizontale

En RDC, les opérateurs de téléphonie mobile ont redéfini les règles de jeu au sein du secteur bancaire, en imposant aux banques traditionnelles un nouveau type de concurrence. Ils créent des nouveaux marchés spécifiques, dédiés à la clientèle pauvre. Le modèle conçu en 1929 par Hotelling est un modèle de concurrence en prix et en localisations que nous pouvons interpréter comme décrivant le processus concurrentiel entre deux firmes, l'une offrant un produit standardisé et l'autre un produit spécifique conformément à l'analyse développée dans les sections précédentes. Bien que la pertinence de ce modèle soit limitée lorsque les deux protagonistes sont localisés au même endroit, D'Aspremont, Gabszewicz et Thisse (1979) l'ont amendé en montrant qu'il n'existe pas d'équilibre quand les firmes sont localisées l'une à côté de l'autre. Cependant, lorsque le jeu se déroule de manière séquentielle, que l'une des firmes s'engage avant l'autre dans le choix de la localisation, l'existence d'équilibre peut être restaurée. Il en est ainsi lorsque la banque évite par exemple, de se localiser au centre du marché comme dans le modèle de base de concurrence horizontale, la raison en est que l'OTM sera à son tour incité de se positionner au centre, acceptant ainsi une concurrence frontale en prix. Mais dans la réalité, si elles choisissent exactement le même produit, les deux firmes chercheront à se différencier pour éviter une concurrence en prix, qui peut s'avérer dévastatrice pour elles. C'est ce que Combes et collaborateurs (2006, p. 249) expliquent par la conjonction des deux effets, l'effet l'aire du marché et l'effet de concurrence en prix. Le premier qui, à prix donné, incite chaque firme à se rapprocher de son concurrent afin d'augmenter ses parts de marché, tandis que le second, pousse les firmes à se séparer pour restaurer leurs marges. Le second effet domine toujours le premier, ce qui pousse les deux firmes à se différencier. Le fait que les firmes soient enclines à se différencier atténue la concurrence en prix et

inhibe la dynamique d'inclusion financière. À ce titre, le processus concurrentiel entre les banques et les OTM, tel qu'il se déroule en RDC, apparaît plus comme un modèle de concurrence spatiale, il peut s'avérer néfaste et contre-productive en termes de bien-être collectif. La concurrence spatiale pousse les firmes à fixer des prix plus élevés que leurs coûts de production sur des segments de marchés qu'elles dominent. En ce qui concerne le développement financier, la stratégie de différenciation limite la baisse des prix, et par conséquent l'accès aux services, étant donné que chaque firme dispose d'un hinterland. Le processus concurrentiel risque alors de limiter la diffusion et l'accès aux services financiers qu'à une frange de la population ayant un pouvoir d'achat, et limiter la présence des banques dans des zones urbaines et minières au détriment des zones rurales et pauvres.

En effet, dans la réalité, le choix de localisation pour la banque est plus rigide que celui de prix, car les contraintes géographiques sont telles que le choix du produit et du prix soit plus flexible pour les OTM que pour la banque. Pour fixer ses prix, la banque doit d'abord chercher à réaliser des économies d'échelle, et elle n'a pas la totale maîtrise de ses prix, qui sont en partie influencés par le niveau du taux directeur de la Banque centrale. Ce qui explique qu'une intégration financière par l'approche concurrentielle en ce qui concerne les acteurs sur le marché soit la moins appropriée pour une inclusion financière massive. D'un point de vue théorique, le processus concurrentiel sur le marché congolais se déroule comme si, dans la première étape, la banque jouait en premier en choisissant un produit standard, alors que l'OTM choisit un produit plus spécifique. Dans la deuxième étape, l'opérateur téléphonique, bien qu'il soit un *follower*, joue en premier, en choisissant son prix et la banque joue en second et choisit un prix plus élevé.

3.1.2. Le « mobile banking », vecteur d'innovations et d'intégration financière

Selon Schumpeter, les innovations peuvent être rangées dans deux catégories, celles qui portent sur les processus et celles qui portent sur les produits. Mais, il distingue cinq types d'aspects d'innovations à savoir, l'introduction de nouveaux produits de consommation, de nouvelles méthodes de production et de transport, de nouvelles possibilités commerciales (conquête de nouveaux marchés), l'exploitation d'une nouvelle source de matières premières et une nouvelle organisation industrielle (Beitone, Cazorla, Dollo, & Draï, 1995, p. 367). Par son originalité, qui est de répondre aux besoins financiers des plus démunis et des analphabètes, en les intégrant dans un marché financier, et en les faisant bénéficier des retombées de services financiers, le service « mobile banking » constitue un produit nouveau, qui donne lieu à l'ouverture d'un nouveau marché.

L'utilisation du téléphone mobile comme vecteur des flux financiers en RDC a de nombreux avantages. Premièrement, les techniques de « mobile banking » appelé aussi « m-paiement », sont faciles à appréhender et à appliquer, même dans

un contexte d'analphabétisme. Cette simplicité les rend attractives et s'oppose aux procédures lourdes et contraignantes associées à l'ouverture d'un compte bancaire (Chaix & Torre, 2015, p. 706). Deuxièmement, elle permet aux OTM, contrairement aux banques qui n'ont pas su s'adapter aux besoins spécifiques des territoires pauvres et d'une population démunie et analphabète, de mieux s'accommoder au contexte des économies en développement en utilisant les technologies des SMS à des nouveaux usages locaux. Le service « mobile banking » apparaît de ce fait comme une innovation frugale, et constitue un facteur favorable à l'amélioration des mécanismes de prestations de services financiers et à la réorganisation interne du secteur bancaire⁶. Il est donc, un facteur incitatif de l'innovation de forme « servicielle », qui ouvre la voie à une compétition, en s'appuyant sur des prix compétitifs et en concevant des produits qui sont dans le sens d'une meilleure adéquation aux besoins de la clientèle⁷.

Avec le téléphone mobile, les OTM arrivent à atteindre les territoires où le téléphone classique et internet n'avaient aucune chance de s'imposer. Le téléphone mobile leur permet de mieux appréhender les besoins les plus spécifiques d'une population pauvre et rurale, en fonction de différents profils d'utilisateurs de services financiers, de manière à satisfaire leurs différentes attentes. En RDC, où l'accès aux services financiers n'était réservé qu'à un sous-groupe d'usagers potentiels, la monnaie fiduciaire n'avait pas de rivales pour effectuer les transactions, elle constituait le seul moyen de paiement privilégié (Chaix & Torre, 2015 ; Guérineau & Jacolin, 2014a ; Lelart, 2002). Aujourd'hui, grâce aux services « mobile banking », la population congolaise, principalement la plus démunie des zones rurales, où le système d'intermédiation financière possède un maillage incomplet, a l'opportunité d'utiliser le téléphone mobile comme moyen de paiement dans de nombreux endroits du territoire national. Les utilisateurs congolais du service « mobile banking » peuvent dorénavant, payer leurs factures, effectuer des transferts de fonds et se constituer une épargne. Si au début des années 2007, l'activité des opérateurs de téléphonie mobile n'était réduite qu'aux transferts des fonds, force est de constater qu'elle prend de nos jours de plus en plus d'ampleur et leur rôle dans la collecte des dépôts devient considérable. Le volume des dépôts collectés a augmenté de 86%

⁶ La production d'un service demande un ensemble de vecteurs, des caractéristiques et des compétences mises en correspondance : les caractéristiques de services, utilité fournie aux clients, les caractéristiques techniques matérielles ou immatérielles et de process. Une prestation de services se traduit par la mobilisation simultanée de caractéristiques techniques et de compétences pour produire des caractéristiques des services. De ce fait, l'innovation peut être appréhendée comme tout changement affectant un ou plusieurs termes d'un ou de plusieurs vecteurs des caractéristiques ou de compétences (Gallouj & Weinstein, 1997).

⁷ Selon Grimes (2010), les coûts de transaction des succursales bancaires sont en moyenne de 4 dollars par opérations, tandis que les mêmes coûts de transaction, à partir d'un téléphone mobile sont de l'ordre de 0,08 dollars (Chaix & Torre, 2015, p. 706).

sur la période de 2010 à 2014 (Banque Centrale du Congo, 2015). Ces résultats font des OTM des acteurs économiques performants et une alternative aux banques traditionnelles dans la fonction d'inclusion financière (Lelart, 2002).

L'usage du téléphone mobile comme vecteur de transactions permet à la population congolaise de gagner du temps. Les transferts des fonds sont devenus quasi-immédiats et dans un pays où la densité des réseaux d'agences bancaires est très limitée. Le « mobile banking » permet aux paysans des territoires reculés de surmonter les infrastructures déficientes du secteur bancaire, en mettant fin aux longues files d'attente pour effectuer une transaction dans une banque ou auprès d'une autre institution financière, et en faisant disparaître la distance qui séparait le village à la banque. Il n'est plus nécessaire que les paysans congolais parcourent de longs kilomètres pour accéder à des services financiers. Le téléphone mobile leur suffit pour effectuer des transactions même à distance, à n'importe quel moment et n'importe quel endroit, ce qui leur laisse le loisir d'utiliser ce service sans contrainte de temps, ni d'espace. Ainsi, les congolais pauvres et analphabètes, qui jadis étaient exclus des services bancaires et financiers, disposent à présent à travers le service « mobile banking » d'une solution sûre pour stocker leurs liquidités, même lorsqu'ils vivent dans des zones enclavées ou lorsqu'ils travaillent dans le secteur informel, en comparaison à des pratiques plus risquées telles que les cachettes domestiques, ou le recours à des agents spécialisés du secteur informel (Chaix & Torre, 2015, p. 706). Donc, le « mobile banking » assure à la population pauvre et aux petites entreprises du secteur informel, victimes des pratiques discriminatoires des banques, un minimum d'égalité dans le système financier et permet de répondre à un problème d'injustice sociale, en fournissant aux plus fragiles la même chance d'accès aux biens premiers sociaux (Rawls, 1987).

Aujourd'hui, la forte adhésion des congolais au téléphone mobile pourrait faciliter une rapide diffusion de services financiers (surtout le moyen de paiement) sur l'ensemble du territoire et encourager l'intégration financière en créant des externalités positives (Chaix, 2013). Des effets externes positifs se manifestent par exemple, quand un habitant de zone rurale, utilisateur du service « mobile banking » ressent un supplément de bien-être lorsqu'il reçoit des fonds (transferts) venant des zones urbaines et facturés à l'individu qui en est l'expéditeur. Ces externalisés favorisent l'adhésion au système « mobile banking » et une diffusion plus dynamique de services financiers, donc l'inclusion financière. Par ailleurs, les faibles prix des services fournis par les opérateurs de téléphonie mobile comparés à ceux pratiqués par les banques encouragent la diffusion et l'adoption verticale et horizontale des services financiers dans l'ensemble du territoire congolais. De ce fait, le service « mobile banking » est une innovation sociale, centrée à la fois sur l'individu, car il répond de manière inédite à des besoins sociaux, tels que, la lutte contre la pauvreté, la délinquance et l'exclusion financière, et sur le milieu parce qu'il vise à développer un territoire donné en vue d'y améliorer la qualité de vie (Couchoro, 2011, p. 74).

3.2. Limites de la concurrence et accès aux services financiers en République Démocratique du Congo

Les experts et les praticiens du développement s'accordent sur le fait que l'accès aux services financiers est avant tout déterminé par le niveau de développement économique du pays. Il dépend aussi d'autres critères socioéconomiques tels que, le niveau d'éducation et du revenu (Deidda & Fattouh, 2002), le sexe et le lieu de résidence, zone urbaine ou rurale (Demirgüç-Kunt & Klapper, 2012).

3.2.1. Les facteurs négatifs à la diffusion des services financiers en République Démocratique du Congo

La RDC est l'un des pays africains où l'accès aux services bancaires et financiers reste limité à un sous-groupe d'individus. Si l'ouverture à la concurrence du secteur bancaire congolais s'est traduite par l'arrivée de nouveaux acteurs (les banques étrangères et les OTM) sur le marché, l'émergence d'une nouvelle forme d'intermédiation financière favorable aux plus démunis, force est de reconnaître, qu'elle se solde par un échec sur certains aspects. Dans les faits, la concurrence entre les banques et les OTM a permis à ces derniers de mieux appréhender les caractéristiques de la clientèle congolaise pauvre. Mais elle a rarement donné lieu aux résultats escomptés, à savoir baisse des prix, diffusion des services financiers et bancaires sur l'ensemble du territoire national et un accès plus large à des catégories sociales défavorisées. La concurrence en RDC n'a pas pu remettre en cause le pouvoir économique des banques sur le marché des services financiers, qu'elles continuent de dominer. Les OTM ne parviennent pas à prendre une part importante du marché, ils détiennent selon la Banque Européenne d'Investissement (2016, p. 114), 34,5% des parts de marché bancaire, et sont tous concentrés sur des segments en développement au lieu de s'attaquer au marché traditionnel. Dans certains territoires, les taux de couverture téléphonique sont quasi-inexistants et les banques totalement absentes, surtout en milieu rural et dans les provinces nouvellement créées, qui sont démunies des toutes les infrastructures sociales et économiques.

Malgré les innovations apportées par la téléphonie mobile, la concurrence entre les banques et les OTM reste polarisée et spatialisée, elle pousse les firmes en concurrence à ne se limiter chacune que sur son segment de marché, en tenant captive sa clientèle. Il apparaît clairement qu'une telle stratégie ne peut être appropriée à la baisse des prix et à une diffusion massive des services. Lorsqu'on scrute la répartition des réseaux d'agences bancaires sur l'ensemble du territoire congolais, elle laisse entrevoir que le développement des services bancaires et financiers se déroule en RDC de manière polarisée. Les zones rurales, les plus peuplées et les plus pauvres, restent dépourvues d'infrastructures bancaires et financières de base, de services financiers bon marché comme de moyens de paiement ou d'épargne.

Dans ces zones, les banques congolaises éprouvent encore du mal à desservir les populations non bancarisées en raison des coûts élevés d'établissement d'un réseau d'agences et de l'étroitesse des marges associées aux opérations des banques en faveur des pauvres (Banque Africaine de Développement, 2013, p. 10), mais aussi, parce que les banques privées, qui devraient aider au développement et à la diffusion de services financiers en RDC, sont toutes sous l'emprise de groupes privés étrangers qui, de surcroît, sont plutôt attirés par l'idée de réaliser des profits à court terme. En plus, les banques congolaises choisissent toujours leur localisation en fonction d'un seul critère, la rentabilité. Autrement dit, elles ne s'intéressent qu'aux localités riches où il existe déjà une part plus importante d'activités industrielles et d'économies d'échelles plus fortes (Kiambu di Tuema, 2009). Bien qu'elle se soit éloignée des résultats escomptés par la théorie économique, la concurrence entre les banques et les OTM s'est accompagnée dans certains de ses aspects d'une certaine amélioration qualitative, d'introduction des cartes bancaires, des carnets de chèques, des distributeurs automatiques de billets et du système de paiement mobile. Mais, avec 26,7% de taux de pénétration des comptes bancaires, dont 9,2% à travers le circuit de la téléphonie mobile (Banque Européenne d'Investissement, 2016, p. 115), nous ne pouvons parler d'une inclusion financière massive en RDC et cette situation ne peut être sans conséquences sur le développement économique et territorial dans un contexte d'intégration financière globale.

Par ailleurs, si les banques et les OTM ne limitent leur déploiement que sur quelques territoires privilégiés, cela pourrait se justifier par la préférence de la population congolaise pour la monnaie fiduciaire et par la faiblesse de l'intensité de l'utilisation de comptes bancaires. Guérineau et Jacolin (2014a, p. 75) soutiennent l'idée selon laquelle, le peuple congolais n'est pas encore prêt à s'habituer aux instruments bancaires et financiers. C'est une population qui est toujours encline à recourir massivement aux réseaux sociaux (familles, amis, employeurs) pour financer un projet ou contracter un emprunt. Dans un pays qui souffre de faiblesse institutionnelle et d'instabilité macroéconomique, le crédit informel reste leur mode de financement sûr et privilégié, car la population n'a pas confiance aux institutions étatiques. À ce titre, les congolais financent fréquemment leurs besoins de base, et dans une moindre mesure leurs investissements immobiliers, sans recourir au système bancaire. La majorité des congolais travaille dans l'informel, où les cycles d'activités sont courts. Ils n'ont donc besoin de crédit que pour une durée courte et sont disposés à supporter un coût qui, ramené à la durée de l'emprunt, paraît excessif. Ils appartiennent donc à un monde où les relations personnelles sont essentielles, ce qui les amène à préférer en toute occasion des formules de proximité (Eber, 2000 ; Fall, 2011 ; Lelart, 2002) qui ne requièrent pas, contrairement aux institutions financières, des garanties matérielles dont ils sont dépourvus, mais des garanties de nature sociale et morale.

3.2.2. Données statistiques et analyse descriptive

La concurrence entre les banques et les OTM dans l'inclusion financière est un phénomène récent en RDC, elle date des années 2007. Cette analyse statistique porte sur la période 2007 à 2017. Mais, nous sommes limités par la disponibilité des données d'accès aux services financiers⁸. Pour évaluer les principaux résultats de notre analyse, nous avons choisi, d'un point de vue méthodologique, d'estimer l'accès aux services financiers à partir d'une fonction linéaire afin de mieux rendre compte de l'impact des variables stratégiques retenues dans cette étude. Ce qui conduit à la spécification suivante :

$$Y_t = b_1 X_{1t} \dots + b_2 X_{2t} + b_3 X_{3,t} + \alpha_0 + \varepsilon_t \quad (t = 1, 2, \dots, T) \quad (10)$$

Les résidus, ε_t , sont supposés vérifier les conditions classiques. Notre modèle met en relation d'une part, le taux d'accès aux services financiers Y_t , mesuré en termes de nombre des comptes ouverts auprès des banques et des OTM, et d'autre part, des variables stratégiques comme la masse monétaire (X_1), le flux de circulation monétaire hors circuit bancaire (X_2), du fait de l'importance du secteur informel dans l'économie congolaise, et le nombre d'abonnés à la téléphonie mobile ayant souscrit à l'application « mobile banking » (X_3).

Estimation du modèle théorique

Dependent Variable: Y

Method: Least Squares

Date: 01/03/19 Time: 21:44

Sample: 2007–2017

Included observations: 11

Variable	Coefficient	Standard error	t-Statistic	Probability
X_1	0.120489	0.156696	0.768935	0.4671
X_2	0.217226	0.040182	5.405997	0.0010
X_3	0.010180	0.002775	3.667940	0.0080
C	-114562.4	42291.17	-2.708897	0.0302
R-squared	0.991370	Mean dependent var		371333.7
Adjusted R-squared	0.987672	S.D. dependent var		311461.7
S.E. of regression	34582.01	Akaike info criterion		24.01534
Sum squared resid	8.37E+09	Schwarz criterion		24.16003
Log likelihood	-128.0844	Hannan-Quinn criter.		23.92414
F-statistic	268.0547	Durbin-Watson stat		2.581122
Prob(F-statistic)	0.000000			

⁸ Les données et les tests de notre estimation sont disponibles sur simple demande auprès des auteurs.

Estimation Command:

=====

LS Y X1 X2 X3 C

Estimation Equation:

=====

$Y = C(1) \cdot X1 + C(2) \cdot X2 + C(3) \cdot X3 + C(4)$

Substituted Coefficients:

=====

$Y = 0.12048 \cdot 274323 \cdot X1 + 0.217225 \cdot 86561 \cdot X2 + 0.010180261 \cdot 5 \cdot 5 \cdot X3 -$
 $+ 114562.414603$

Nous avons estimé notre modèle à l'aide de la méthode des moindres carrés ordinaires, l'application de cette méthode exige que les résidus soient indépendants et identiquement distribués, normalement distribués, et qu'il n'y ait pas d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité des résidus. Après vérification, nous avons conclu que les résidus sont indépendants et identiquement distribués. Ce qui nous permet de valider notre modèle d'estimation.

Interprétation des résultats

L'analyse des résultats obtenus indique qu'en RDC, seules les variables (X_2) et (X_3) ont une influence sur la variable dépendante (Y). La variable (X_1) est non significative et n'a aucune influence sur la variable à expliquer. Les résultats empiriques de notre étude nous enseignent que le flux de circulation monétaire hors circuit bancaire a un impact positif sur le niveau d'accès aux services financiers. En effet, lorsqu'on augmente X_2 de 10%, le niveau d'accès aux services financiers augmente à travers le circuit du service mobile de plus de 21,7%. Ce chiffre peut paraître excessif, mais cela s'explique par le faible niveau initial du nombre des personnes bancarisées en RDC. Ce résultat peut s'interpréter de la manière suivante, la RDC étant dominée par une population très pauvre et moins instruite, le fait que l'économie congolaise soit caractérisée par une part importante du secteur informel, la conjugaison de ces éléments peut expliquer la forte préférence de cette population pour le système « mobile banking », qui leur paraît facile, simple à utiliser que le système bancaire, et moins cher. C'est cette simplicité qui le rend plus attractif et s'oppose aux procédures lourdes et contraignantes liées à l'ouverture d'un compte bancaire que les analphabètes ne maîtrisent pas (Chaix & Torre, 2015). Mais, ce comportement n'est pas sans conséquence sur la croissance et les performances économiques. En ce qui concerne la variable X_3 , ce résultat signifie qu'une augmentation de 10% du nombre d'abonnés à la téléphonie mobile se traduirait par un accroissement du taux de bancarisation de 1%. Ce faible résultat est la conséquence d'un processus concurrentiel inapproprié au développement et à la diffusion des services financiers. Il est en outre renforcé par le faible niveau de développement économique du pays, dont les habitants n'ont pas de revenus suffisants pour faire

usage des instruments financiers, mais aussi par le fait que la majorité des congolais travaille dans le secteur informel. Ils privilégient des solutions de proximité pour effectuer des transactions au lieu de recourir aux institutions financières. Malgré ce faible résultat, nous constatons qu'en RDC, le téléphone mobile reste un des moyens dynamiques de l'inclusion et de la diffusion des services financiers, les agences bancaires traditionnelles n'étant présentes que dans les zones riches ou minières. Ce résultat corrobore l'une des conclusions de la Banque Européenne d'Investissement (2016, p. 114) selon laquelle, le taux de bancarisation en RDC est de 26,7%, dont plus d'un tiers, soit 9,2%, est réalisé à travers le circuit des opérateurs de téléphonie mobile.

Pour la variable X_1 , nous constatons que ce résultat corrobore ceux qui ont été déjà mis en évidence dans de nombreuses études empiriques qui ont tenté d'établir un lien entre la masse monétaire et l'accès aux services financiers, notamment celle de Demirgüç-Kunt, Beck et Honohan (2007), qui porte sur la relation finance-pauvreté et développement financier. Ces études confirment que les agrégats monétaires M2 ou M3 ne paraissent pas appropriés pour mesurer l'impact du développement financier sur la pauvreté individuelle. Dans le cas de la RDC, cela s'explique par le fait que l'économie congolaise est essentiellement dominée par le secteur informel et est caractérisée par un niveau de pauvreté très élevé (Deidda & Fattouh, 2002). La conjonction de ces deux éléments fait qu'une partie importante de la masse monétaire échappe au secteur formel et qu'elle soit captée sous forme de trappe à liquidité dans le secteur informel. Pour ce qui est de l'informel qui domine l'économie congolaise, notons selon le Centre pour le Développement Rural (2012), que 80% de la population économiquement active de la RDC appartiennent à ce segment.

Conclusion et recommandations

Au terme de cette analyse consacrée à la concurrence entre les banques et les OTM dans l'inclusion financière en RDC, nous pouvons tirer les conclusions suivantes. L'arrivée des OTM dans le secteur bancaire congolais représente plus un défi pour les banques et le métier bancaire qu'une menace pour l'organisation de l'industrie bancaire. Aucun élément d'observation ne permet d'affirmer que l'arrivée des OTM a poussé les banques à baisser leurs prix et à élargir la sphère de leur clientèle. Bien au contraire, elles ne se sentent pas menacées car la concurrence ne porte que sur des services basiques (innovations de forme « servicielle »), et elles ne se méfient pas, du moins pour l'instant, de cette concurrence qui reste encore très spatiale.

Dans une économie dominée par l'informel, le développement des services financiers à travers un processus concurrentiel semble contreproductif et ne peut favoriser l'intégration financière, ni la réduction de la pauvreté. Elle ne peut

qu'aboutir à des résultats mitigés. Si le gouvernement congolais veut stimuler l'inclusion financière, il devrait encourager des initiatives de coopération entre les deux acteurs à travers des politiques de partenariat pour encourager de nouvelles innovations financières. Cette coopération aura le mérite, non seulement, de permettre aux banques d'exploiter la base technologique installée par les OTM dans des zones ou territoires où elles sont absentes, mais aussi, d'adopter les innovations et de s'approprier les compétences de leur partenaire pour bénéficier du levier procuré par l'offre simplifiée des OTM (Chaix & Torre, 2015, p. 722). Il faudrait dans ce cas que les banques congolaises proposent aux OTM les conditions d'un partenariat qui les inciteraient à coopérer, par exemple, fournir des services d'épargne sur des comptes rémunérés et de prêts via la technologie mobile⁹. Cette offre simultanée aura l'avantage de maximiser le nombre de personnes bancarisées et d'améliorer l'inclusion financière. L'épargne collectée par les OTM n'entraînerait pas forcément une réduction de l'épargne collectée par la banque ; bien au contraire, elle viendra accroître le montant de l'épargne collectée par la banque, dans la mesure où cette épargne sera placée dans des comptes bancaires. Elle contribuera alors, à accroître l'efficacité du système de financement de l'économie congolaise (Fall, 2011). À défaut de coopération, les OTM doivent demeurer dans une dynamique d'innovations permanente, afin d'éviter que dans un avenir proche les banques proposent elles-mêmes une technologie en ligne susceptible de les évincer, par des couples prix-qualité compétitifs.

References

- Adusei, M. (2013). Financial development and economic growth: Evidence from Ghana. *The International Journal of Business and Finance Research*, 7(5), 61-76.
- Aggarwal, S., & Klapper, L. (2013). Designing government policies to expand financial inclusion: Evidence from around the world. *The Journal of Finance*, 1-36.
- Arestis, P., & Demetriades, P. (1998). Finance and growth: Is Schumpeter right?. *Anàlisi Econòmica*, 16(30), 5-21.
- Banque Africaine de Développement. (2013). Inclusion et intégration financière à travers les paiements et transferts mobiles. In Actes de l'atelier sur, *Le renforcement de l'intégration financière par la réglementation judicieuse des paiements mobiles transfrontaliers: opportunités et défis* (pp. 2-66). Mumbai: Groupe de la Banque Africaine de Développement.
- Banque Centrale du Congo. (2015, August). *Rapport annuel de la Banque Centrale du Congo sur la politique monétaire semestrielle de la RDC*. Kinshasa: Banque Centrale du Congo.

⁹ Les deux acteurs pourront coopérer sur certaines niches et se concurrencer par moment sur d'autres.

- Banque Européenne d'Investissement. (2016, November). *Le secteur bancaire en Afrique subsaharienne: Evolutions récentes et inclusion financière numérique*. Retrieved from https://www.eib.org/attachments/efs/economic_report_banking_africa_digital_financial_inclusion_fr.pdf
- Beck, T., Levine, R., & Loayza, N. (2000). Finance and the sources of growth. *Journal of Financial Economics*, 58(1/2), 261-300.
- Beitone, A., Cazorla, A., Dollo, C., & Draï, A. M. (1995). Capitalisme, socialisme et démocratie. In A. Beitone, A. Cazorla, C. Dollo & A. M. Draï (Eds.), *25 livres clés de l'économie: Analyse et commentaires* (pp. 360-380). Bruxelles: Éditions Marabout.
- Belloq, F.-X., & Zlotowski, Y. (2011). Les pays émergents dans l'après-crise: l'intégration financière en question?. *Revue d'Économie Financière*, (101), 273-288.
- Berthélemy, J., & Varoudakis, A. (1996). Economic growth, convergence clubs and the role of financial development. *Oxford Economic Papers*, 48, 70-84.
- Centre pour le Développement Rural. (2012). *Autonomisation Économique par l'accès aux produits de microfinance en RDC*. Berlin: Université Humboldt de Berlin.
- Chaix, L. (2013). Le paiement mobile: modèles économiques et régulation financière. *Revue d'Économie Financière*, 4(112), 277-298.
- Chaix, L., & Torre, D. (2015). Le double rôle du paiement mobile dans les pays en développement. *Revue Économique*, 66(4), 703-727.
- Combes, P.-P., Mayer, T., & Thisse, J.-F. (2006). *Economie géographique: L'intégration des régions et des nations*. Paris: Economica.
- Couchoro, M. (2011). Transformation des relations banques/institutions de microcrédit (IMC) au Togo. Une lecture à partir des cadres théoriques de l'innovation. *Économie et Solidarité*, 41(1-2), 71-87.
- D'Aspremont, C., Gabszewicz, J.-J., & Thisse J.-F. (1979). On Hotelling's stability in competition. *Econometrica*, 47, 1045-1050.
- David, A. C., Mlachila M., & Moheput, A. (2014). *Does openness matter for financial development in Africa?*. (IMF Working Paper No. 14, 94).
- De Gregorio, J., & Guidotti, P. (1995). Economic growth, convergence clubs, and the role of financial development. *World Development*, 23, 433-448.
- Deidda, L., & Fattouh, B. (2002). Nonlinearity between finance and growth. *Economics Letters*, 74, 339-345.
- Demetriades, P., & Law, S. (2004). *Finance, institutions and economic growth*. (Working Paper No. 4/5). Leicester: University of Leicester.
- Demirgüç-Kunt, A., Beck, T., & Honohan, P. (2007). *Finance for all? Policies and pitfalls in expanding access*. (World Bank Policy Research Report). Washington.
- Demirgüç-Kunt, A., & Detragiache, E. (1999). Financial liberalization and financial fragility. (IMF Working Paper No. 98, 83).
- Demirgüç-Kunt, A., & Klapper, L. (2012). *Measuring financial inclusion: The Global Findex Database*. (World Bank Policy Research Paper 6025). Washington.
- Dumans, M.-E. (2003). Concurrence entre commerce électronique et commerce traditionnel. *Revue Économique*, 54(3), 687-696.
- Eber, N. (2000). Sélection de clientèle et exclusion bancaire. *Revue d'Économie Financière*, (58), 79-96.

- Eggoh, J. C. (2010). Développement financier, instabilité financière et croissance économique: Un examen de la relation. *Région et Développement*, (32), 9-29.
- Fall, F.-S. (2011). La complémentarité Banques/Microfinance dans les économies en développement: une perspective théorique. *Revue d'Économie Industrielle*, 133(2), 31-56.
- Fantessi, A. A., & Kiprop, S. K. (2016). Financial development and economic growth in West African Economic and Monetary Union (WAEMU). *African Journal of Business Management*, 9(17), 624-632.
- Gallouj, F., & Weinstein, O. (1997). Innovation in services. *Research Policy*, 26(4-5), 537-556.
- Grimes, C. (2010). Beyond "check-the box" mobile banking and payment. *Illinois Banker*, 13-22.
- Guérineau, S., & Jacolin, L. (2014a). L'inclusion financière en Afrique subsaharienne: faits stylisés et déterminants. *Revue d'Économie Financière*, 4(116), 57-80.
- Guérineau, S., & Jacolin, L. (2014b). Réussir l'intégration financière en Afrique. Synthèse de la conférence organisée par la Banque de France et la Ferdi, le 27 mai 2014. *Bulletin de la Banque de France*, 198, 157-163.
- Guillaumont Jeanneney, S., & Kpodar, K. (2006). Développement financier, instabilité financière et croissance économique. *Économie & Prévision*, 174(3), 87-111.
- Hotelling, H. (1929). Stability in competition. *Economic Journal*, 39, 41-57.
- Hugon, Ph. (1990). L'impact des politiques d'ajustement sur les circuits financiers informels africains. *Tiers Monde*, 31(122), 325-349.
- Hugon, Ph. (1991). Les politiques d'ajustement et le dualisme financier africain. *Épargne Sans Frontière, TFD*, (23), 22-30.
- Kabikissa, F. J. D. (2019). Concurrence entre banques commerciales et opérateurs de téléphonie mobile en Afrique subsaharienne. *European Scientific Journal*, 15(34), 235-249.
- Kaminsky, G., & Reinhart, C. (1999). The twin crises: The causes of banking and balance-of-payments problems. *American Economic Review*, 89(3), 473-500.
- Kargbo, S. M., & Adamu, P. A. (2009). Financial development and economic growth in Sierra Leone. *Journal of Monetary and Economic Integration*, 9(2), 30-61.
- Kiambu di Tuema, J. (2009). Déréglementation des services de télécommunications en République Démocratique du Congo et inégale répartition des ressources. *Revue d'Économie Régionale et Urbaine*, (5), 975-994.
- Kim, C., & Mauborgne, R. (1997). Value innovation: The strategic logic of high growth. *Harvard Business Review*, 75(1), 102-112.
- King, R., & Levine, R. (1992). *Financial indicators and growth in a cross-section of countries*. (World Bank Policy Research Working Paper No. 819).
- King, R., & Levine, R. (1993). Finance and growth: Schumpeter might be right?. *The Quarterly Journal of Economics*, 108, 717-737.
- Lelart, M. (2002). L'évolution de la finance informelle et ses conséquences sur l'évolution des systèmes financiers. *Mondes en Développement*, (30), 9-20.
- Levine, R., Loayza, N., & Beck, T. (2000). Financial intermediation and growth: Causality and causes. *Journal of Monetary Economics*, 46(1), 31-77.
- Levine, R., & Zervos, S. (1998). Stock markets, banks, and economic growth. *American Economic Review*, 88(3), 537-588.
- Lucas, R. E. (1988). On the mechanics of economic development. *Journal of Monetary Economics*, 22(1), 3-42.

- McKinnon, R. I. (1973). *Money and capital in economic development*. Washington, DC: Brookings Institution.
- Minea, A., & Villieu, P. (2010). Développement financier, qualité institutionnelle et croissance: un modèle simple avec effets de seuil. *Région et Développement*, (32), 31-58.
- Ofori-Abebrese, G., Pickson, R. B., & Diabah, T. B. (2017). Financial development and economic growth: Additional evidence from Ghana. *Modern Economy*, 8, 282-297.
- Rawls, J. (1987). *Théorie de la justice*. Paris: Seuil Éditions.
- Rioja, F., & Valev, N. (2004). Finance and the sources of growth at various stages of economic development. *Economic Inquiry*, 42, 127-140.
- Savvides, A. (1995). Economic growth in Africa. *World Development*, 23(3), 449-458.
- Schumpeter, J. A. (1911). *The theory of economic development: An inquiry into profits, capital, credit, interest and the business cycle*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Shaw, E. (1973). *Financial deepening in economic development*. Oxford: Oxford University Press.
- Siroën, J.-M. (1987). La discrimination des prix dans un cadre de concurrence spatiale. *Revue d'Économie Industrielle*, 42(4), 1-15.
- Stiglitz, J. (2000). *La grande désillusion*. Paris: Fayard Éditions.
- Stiglitz, J., & Weiss, A. (1981). Credit rationing in market with imperfect information. *The American Economics Review*, 71(3), 393-410.
- Weill, L. (1998). Concurrence et efficience dans la banque. *Revue Française d'Économie*, 13(2), 101-127.
- Zhang, K. (2003). Does financial development promote economic growth in the East Asia?. *China Journal of Finance*, 1, 1-10.

Alain REDSLOB

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

Président de l'AIELF

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

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

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

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

Prof. dr hab. Maciej ŻUKOWSKI

Recteur de l'USEGP

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

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

Dr Claudio RUFF ESCOBAR

Recteur de l'Université Bernardo O'Higgins, Chili

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

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

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

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

