

NO. 31
AUTOMNE 2024

CAHIERS DE L'OFÉ



OFE.UMONTREAL.CA

OBSERVATOIRE
DE LA FRANCOPHONIE
ÉCONOMIQUE

OFE
Université 
de Montréal

Les Cahiers de l'OFÉ, anciennement publiés comme les Documents de recherche de l'OFÉ (DROFÉ), sont une série internationale et multidisciplinaire dédiée à la diffusion en libre accès de travaux de recherche en français sur les enjeux économiques et sociaux dans l'espace francophone.

Directeur de publication : Prof. Hervé AGBODJAN PRINCE
Responsable de l'édition : Marie-Hélène BACHAND

SOMMAIRE

Estimation du secteur informel au Mali dans un contexte sécuritaire

Paul Vivien OYIBO, Kouamé Marcel ANZIAN, Emmanuel DJEBAN KOFFI MOUROUFIE, Agnès MANGA TSALA

03

Flux de capitaux et croissance économique des pays d'Afrique sub-saharienne

Fred EKA

24

Analyse des déterminants du mésalignement du taux de change réel : Évidence empirique des pays d'Afrique subsaharienne

Jean Paul LISELE SHUWA, Prince PIVA ASALOKO et Jacques NDONDA MUKENDI

39

Vulnérabilités au changement climatique et fardeau de la dette de l'Etat : le cas des pays de la zone franc africaine

Médard MENGUE BIDZO

55

Les idées exprimées dans ce numéro sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement celles de l'OFÉ ou de ses partenaires. Les erreurs et lacunes subsistantes de même que les omissions sont la seule responsabilité des auteurs.

Estimation du secteur informel au Mali dans un contexte sécuritaire

Paul Vivien OYIBO

Laboratoire d'Analyse et de Modélisation des Politiques Economiques, Université Alassane Ouattara de Bouaké, Côte d'Ivoire

Kouamé Marcel ANZIAN

Laboratoire d'Analyse et de Modélisation des Politiques Economiques, Université Alassane Ouattara de Bouaké, Côte d'Ivoire

Emmanuel DJEBAN KOFFI MOUROUFIE

Laboratoire d'Analyse et de Modélisation des Politiques Economiques, Université Alassane Ouattara de Bouaké, Côte d'Ivoire

Agnès MANGA TSALA

Laboratoire de Méthodes Quantitatives Appliquées au Management et à l'Economie, Université de Douala, Cameroun

Résumé. L'objectif de cette étude est d'estimer la taille du secteur informel au Mali en utilisant l'approche du modèle MIMIC ainsi que le montant des recettes fiscales que l'État perd chaque année en raison de l'expansion des activités informelles. Les résultats du modèle MIMIC révèlent que la taille du secteur informel au Mali varie entre 31,5 et 50,51 % entre 1988 et 2021, et représente en moyenne 41,10 % du PIB au cours de la même période ; et que depuis 2012, la part du secteur informel dans le PIB a augmenté de façon significative en raison notamment du délitement des institutions démocratiques et de l'insécurité.

Mots clés : Secteur informel, modèle MIMIC, Mali.

1. INTRODUCTION

Cette étude vise à estimer l'impact de la qualité des institutions sur le développement du secteur informel du Mali en utilisant le modèle MIMIC et le montant de la perte des recettes fiscales due à l'expansion des activités informelles. En effet, l'économie malienne souffre d'énormes insuffisances dans le cadre de son financement en raison de la dégradation de ses institutions.

Depuis son accession à l'indépendance, le contexte sécuritaire au Mali a connu une dégradation notable en raison des quatre coups d'État (1968, 1991, 2012 et 2020), et des multiples attaques terroristes. À ces chocs s'ajoutent les contraintes naturelles (sécheresses et inondations) et la COVID-19, dont les impacts touchent tous les secteurs sociaux de base ainsi que la protection des moyens de subsistance des ménages. Dans ce contexte complexe, le Mali fait face à un mouvement massif de la population du Nord vers le Sud, ce qui crée une prolifération des activités informelles. Ainsi, le secteur informel continue de croître alors que plusieurs efforts sont déployés par les chercheurs pour comprendre sa taille, sa nature, ses causes et ses indicateurs.

Au Mali, comme dans les autres pays en voie de développement, le secteur informel regroupe toutes les activités de subsistance. Ces activités sont notamment les activités du secteur primaire telles que l'agriculture et l'élevage, ce qui lui donne son rôle dans la réduction de la pauvreté, la création d'emplois, les recettes publiques, le fonctionnement de l'économie, entre autres (Benjamin, Beegle, Recanatini et Santini, 2014). Ainsi, les statistiques relatives à sa taille sont nécessaires pour la mise en place de politiques économiques et sociales efficaces. Cependant, à notre connaissance, les études portant sur la mesure du secteur informel au Mali sont moindres. Ce papier s'attellera donc à le faire tout en prenant en compte la qualité des institutions.

Ce papier est organisé en quatre sections : la section 2 fournit une clarification théorique et une discussion sur le concept théorique et une discussion du concept. La section 3 traite de la procédure d'estimation du modèle MIMIC et de la justification des variables incluses, tandis que la section 4 traite des résultats de l'étude. La section 5 conclut la recherche et propose des implications politiques.

2. REVUE DE LA LITTÉRATURE

Avant d'aborder la section empirique de ce papier, il convient de mettre en lumière toutes les théories explicatives générales du secteur informel, puis de parcourir les travaux des auteurs qui nous ont précédés.

2.1. Revue théorique

La deuxième moitié du 20^e siècle a vu l'élaboration de plusieurs théories qui ont mis à nu, les causes et les conséquences du secteur informel sur l'économie.

Selon l'approche dualiste, le secteur informel et le secteur formel évoluent dans le même sens sans interaction. En effet, cette approche considère le secteur informel comme le segment d'un marché de travail dual. Elle représente la continuité des travaux effectués par Lewis (1954) et par Harris-Todaro (1970). Dans cette approche, le secteur informel est considéré comme une composante résiduelle du marché du travail n'ayant aucune relation avec le secteur formel. On dit alors que le secteur informel a pour objet de palier l'insuffisance du secteur formel dans le cadre de l'insuffisance d'offre de travail.

L'approche structurale stipule que le secteur informel est composé de petites entreprises et de travailleurs non enregistrés, subordonnés aux grandes entreprises capitalistes. En effet, il y aurait une interdépendance entre le secteur formel et le secteur informel (Portes et *al.*, 1989). C'est une approche d'inspiration marxiste ou structuraliste qui stipule que le secteur informel s'articule autour du secteur formel et est subordonné à ce dernier (Treillet, 2013). Ainsi, le secteur informel fournit du travail et des produits de bon marché aux entreprises formelles. Généralement, la main-d'œuvre fournie par le secteur informel au secteur formel est une main-d'œuvre à moindre coût (Portes et Benton, 1984).

Enfin, l'approche légaliste considère le secteur informel comme l'ensemble des micro-entrepreneurs qui agissent de manière volontaire en vue d'échapper à une régulation publique jugée, néfaste pour la pérennité de leur activité. On peut donc dire que cette approche est basée sur la mauvaise foi des entrepreneurs. Ainsi, certains pionniers de ce courant de pensée tels que De Soto (1989) et Routh (2011) affirment que la transition de l'état informel vers l'état formel est très coûteuse. C'est bien ce que justifie le fait que certains entrepreneurs débutent leurs activités dans l'informel compte tenu du coût de la réglementation à respecter.

En somme, il ressort que ces trois approches s'attèlent à appréhender le secteur informel comme étant l'ensemble des activités de production de biens ou services marchands légaux ou illégaux, qui échappent à la détection dans les estimations officielles (Ouédraogo, 2015). Cependant, cette définition n'est pas toujours vraie, car premièrement, les activités du secteur formel sont légales (il est important de dissocier le secteur souterrain qui est l'ensemble des activités illégales du secteur informel.). Deuxièmement,

certaines entreprises informelles s'acquittent de leurs obligations fiscales telles que la patente¹. En outre, il convient d'appréhender le secteur informel comme l'ensemble des activités qui ne possèdent pas de contre contribuable.

2.2. Revue empirique

Lacko (2000) a estimé la taille de l'économie cachée et ses caractéristiques dans 20 pays postsocialistes avec une méthode basée sur la consommation d'électricité des ménages. Les résultats révèlent que le ratio de l'économie cachée dans ses économies est nettement plus important que dans les économies développées.

Schneider et Savasan (2007) ont estimé la taille de l'économie informelle de la Turquie et de 7 de ses voisins, notamment, la Grèce, la Bulgarie, la Géorgie, l'Iran, le Liban, la Syrie et l'Inde, sur la période 1999 à 2005 par le biais du modèle DYMIMIC. Selon ces résultats, la taille de l'économie informelle reste importante pour les économies étudiées. En effet, ils obtiennent que la Géorgie a l'économie souterraine la plus élevée. La taille de l'économie informelle en Turquie, estimée à 31,1 % du PIB en 1999, passe à 35,1 % en 2005. Elle est en dessous de la moyenne des huit économies étudiées de 3 %. Aussi, toujours selon leurs résultats, la Grèce est le seul pays dont la taille de l'économie informelle tend à baisser.

Aspilaire (2012) a estimé la taille de l'économie informelle en Haïti sur la période 2000 à 2010, par le biais d'un modèle DYMIMIC. Ces résultats montrent que la pression fiscale, les dépenses publiques et l'inflation influencent positivement l'expansion de l'économie informelle, mais le PIB par habitant quant à lui à une influence négative. En effet, l'économie informelle en Haïti est à 70,06 % du PIB en 2010.

Hassan et Schneider (2016) ont estimé la taille du secteur informel en Égypte de 1976 à 2013 à travers les deux modèles les plus utilisés notamment le modèle de demande de monnaie et le modèle MIMIC. Comme résultats, ils obtiennent que la qualité des institutions, le chômage et la part de l'agriculture dans la richesse nationale influencent significativement la taille du secteur informel. Les auteurs stipulent que les deux modèles utilisés aboutissent à la même conclusion. En effet, le secteur informel occupe une part marginale dans la richesse de l'économie égyptienne. Selon le modèle de demande de monnaie, ce secteur occupe 22 % du PIB en 2011 contre 27 % trouvé avec le modèle MIMIC.

¹ La patente est perçue en vertu de rôles nominatifs de cotisation et supporte des centimes additionnels généraux, imposés aux contribuables en sus du principal de chacune des contributions directes et votées par les lois annuelles de finances.

Medina *et al.* (2017) ont évalué la taille de l'économie informelle sur un échantillon de 158 pays couvrant la période 1991 à 2015. Comme résultats, ils obtiennent que l'économie informelle a une taille moyenne de 31,9 % sur l'ensemble des économies étudiées. L'informalité est présente aussi bien dans les économies les moins avancées comme dans les économies développées, mais à proportion réduite dans les économies avancées. Toujours selon nos auteurs, la Suisse (9 %), les USA (9,4 %) et l'Autriche (9,9 %) ont mené des politiques qui visent à réduire l'expansion de l'informalité. Ainsi, ces pays occupent des rangs respectifs de 1er, 2e et 3e sur l'ensemble des pays étudiés. En fin de classement, nous avons le Zimbabwe (60,6 %), la Bolivie (62,3 %) et la Géorgie (62,3 %).

Tonuchi *et al.* (2020) dans leur étude sur l'estimation de la taille et le développement de l'économie informelle nigériane, ont utilisé l'approche MIMIC. Les auteurs soutiennent que l'informel au Nigeria oscille entre 47 et 70 % du PIB durant la période 1970 à 2018 avec une moyenne de 67 %. Ce qui fait perdre à l'État 56 % de ses recettes fiscales potentielles chaque année, soit une perte de recettes fiscales estimée à environ 3,5 milliards de Naira en 2018. Pour nos auteurs, le poids de la réglementation, le chômage et les institutions sont les principaux moteurs de l'informalité au Nigeria.

Koffi (2022) quant à lui, a analysé le cas de l'économie de Côte d'Ivoire par le biais du modèle MIMIC. Il aboutit aux résultats selon lesquels la taille de l'économie ivoirienne représente 46,87 % en 2020. Ces résultats corroborent ceux d'Oyibo et Schneider (2022), qui soutiennent que la taille de l'informelle oscille entre 40 et 60 % de la richesse nationale.

Mesurer le secteur informel est un défi, mais plusieurs méthodes se sont avérées utiles dans ce contexte. Pour mesurer le secteur informel, la littérature nous propose trois (3) méthodes qui sont les méthodes directes, les méthodes indirectes et les méthodes par la modélisation. Chacune d'elles a des avantages et des inconvénients.

3. MÉTHODOLOGIE

3.1. Présentation du modèle MIMIC

Le modèle MIMIC est une facette de la modélisation par équation structurelle (SEM), à savoir, un modèle à indicateurs multiples et à causes multiples. Les pionniers considèrent la taille du secteur informel comme une variable cachée, « variable inobservée ou variable latente » (Frey et Weck-Hann-eman (1984). Par la suite, ces auteurs ont introduit le modèle MIMIC construit par Zellner (1970), Goldberger (1972) et d'autres dans le domaine de la détermination de la taille du secteur informel. En effet, ce modèle met en

relation structurelle plusieurs variables explicatives et plusieurs variables expliquées pour déterminer la variable à étudier, qui est la variable latente. Il est incontournable de connaître les causes et les conséquences du secteur informel dans une économie en général pour mieux la circonscrire dans la théorie économique. Ainsi, les variables qui doivent être utilisées pour modéliser et estimer le poids de l'informel doivent être des variables de causes et de conséquences (indicateurs) prises aux besoins de l'analyse envisagée et dans le champ de la théorie existante.

Les causes et les indicateurs sont représentés respectivement par des vecteurs, $y' = (y_1, y_2, \dots, y_p)$ et $x' = (x_1, x_2, \dots, x_q)$. Les vecteurs des paramètres sont $\lambda (p \times 1)$ et $\gamma (q \times 1)$, ε est un vecteur d'erreur aléatoire $(p \times 1)$, et ξ est une erreur aléatoire scalaire. Les deux erreurs sont supposées suivre une distribution normale, mutuellement non corrélées et $\text{var}(\xi) = \psi$ et $\text{cov}(\varepsilon) = \Theta_\varepsilon$. Le modèle est alors formalisé de manière suivante :

$$y_t = \lambda \eta_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\eta_t = \gamma' x_t + \xi_t \quad (2)$$

En substituant η_t dans (1), on obtient :

$$y_t = \Pi x_t + z_t \quad (3)$$

Avec :

$$\Pi = \lambda \gamma' \quad (4)$$

$$z_t = \lambda \xi_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

et :

$$\text{cov}(z) = \lambda \psi \lambda' + \Theta_\varepsilon \quad (6)$$

La matrice des régresseurs Π , pour le modèle de régression multivarié composé d'équations à un rang égal à 1. Par ailleurs, la matrice de covariance des erreurs $\text{cov}(z)$ est contrainte. Par conséquent, une normalisation de l'un des éléments de λ à une valeur arbitraire est nécessaire avant l'estimation. Cette normalisation est abordée ci-dessous lors de la description de la variable. Les estimations des éléments de Π ne peuvent être obtenues par l'estimation restreinte du maximum de vraisemblance, et donc les estimations des éléments de λ et γ' seront obtenues.

De plus, les valeurs de la variable latente peuvent être obtenues à partir de l'équation (2) en supposant que l'erreur est nulle. Après avoir obtenu ces valeurs du taux de croissance, elles doivent être converties en valeur cardinale par la méthode « Benchmarking », afin de construire la taille du secteur informel au Mali.

3.2. Analyse Benchmarking

Il est important de remarquer que les résultats qui résulteront après avoir identifié les relations et estimé les paramètres à l'aide de ce modèle ne sont pas ceux attendus en termes réels. Puisque ces estimations ne sont que des estimations relatives de la taille du secteur informel, alors ce n'est pas la taille absolue de l'informel à une période donnée.

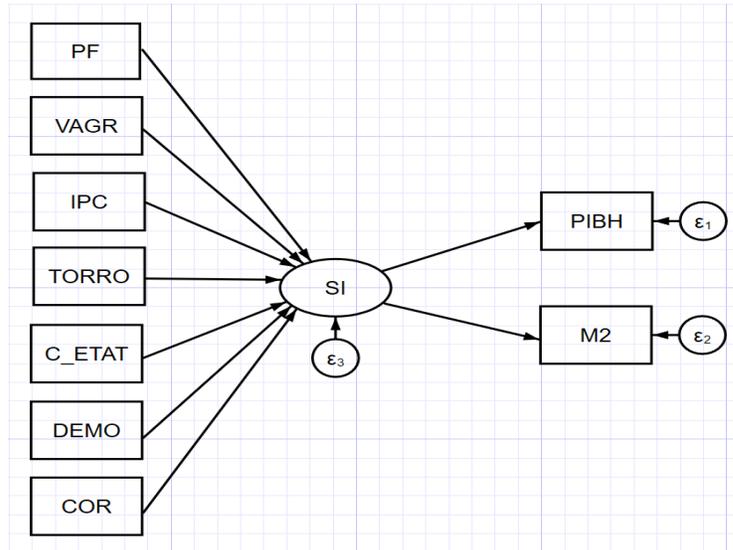
Ainsi, pour avoir les estimations absolues, il faut une procédure supplémentaire. Ce processus, utilisé par Dell'Anno (2008) n'est pas universel, mais donne de très bons résultats, il s'effectue en trois étapes : d'abord, après les différents tests sur la multiplication des coefficients des variables causales significatives qui se trouvent dans l'équation structurelle c'est-à-dire : $\tilde{\mu}_t = \alpha_1 x_{1t} + \alpha_2 x_{2t} + \dots + \varepsilon_t$ par leur série temporelle respective. Puis cet indice converti en des valeurs absolues du secteur informel, sur fixe une année de base particulière, pour laquelle le secteur informel prend une valeur de base qui est une estimation exogène que nous notons μ_i^* avec i = année de base choisie. La taille réelle du secteur informel est alors donnée par :

$$\hat{\mu}_t = \frac{\tilde{\mu}_t}{\tilde{\mu}_i} \mu_i^* \quad (7)$$

3.3. Données

Une représentation générale du modèle MIMIC où les deux parties du modèle sont facilement reconnaissables dans le schéma suivant qui met en exergue les variables causales à gauche et les indicateurs à droite :

Figure 1 : Schémas du fonctionnement du modèle MIMIC



Source : Auteur à partir de Stata 17

Comme susmentionné, l'approche MIMIC nécessite deux types de variables notamment, les variables causales qui influencent la variable latente, et les variables indicatrices de la variable latente.

- **Les variables causales**
- **La pression fiscale (PF) :**

La charge fiscale représente l'une des causes majeures de l'expansion des activités informelles (Loayza, 1996 ; Schneider, 2005). En effet, l'augmentation de la taxation représente un coût supplémentaire de production des biens et services pour l'entreprise, ce qui augmente leur prix sur le marché formel. En voulant vendre à un prix plus bas afin de réaliser un profit en fonction des quantités vendues, les entreprises opérant au Mali sont plus incitées à outrepasser les impôts. Nous nous attendons à un signe positif associé à cette variable.

Hypothèse 1 : une augmentation de la pression fiscale entraîne une augmentation de la taille du secteur informel, *ceteris paribus*.

- ***Valeur ajoutée agricole en % du PIB (VAGR)*** :

L'économie du Mali repose sur le secteur primaire, notamment l'exploitation des produits agricoles. Cependant, les activités agricoles échappent au contrôle fiscal.

Hypothèse 2 : la valeur ajoutée agricole entraîne une hausse du secteur informel, *ceteris paribus*.

- ***Indice de perception de la corruption (COR)*** :

Une meilleure qualité des institutions impacte négativement l'expansion du secteur informel (Schneider, 2010). Dans notre étude, nous approximations la qualité des institutions par l'indice de perception de la corruption. Nous nous attendons à un signe positif associé à cette variable.

Hypothèse 3 : une augmentation de la corruption conduit à une augmentation de la taille du secteur informel, *ceteris paribus*.

- ***Indice des prix à la consommation (IPC)*** :

Cette variable sera utilisée pour approximer l'inflation. En effet, l'absence de contrôle des prix conduit à une préférence des agents économiques à opérer dans le secteur informel (Bounoua et *al.*, 2012).

Hypothèse 4 : plus l'IPC est élevé, plus la taille du secteur informel est importante, *ceteris paribus*.

- ***Démocratie (DEMO)*** :

L'indice de démocratie, sur une échelle de 1 à 10, mesure l'état de la démocratie dans un pays. Ainsi, conformément à cet indice, nous identifions quatre grandes catégories de pays. Les démocraties pleines qui ont un indice supérieur à 8 ; les démocraties imparfaites, avec un indice oscillant entre 6 et 8 ; les régimes hybrides qui ont un indice oscillant entre 4 et 6 ; les régimes autoritaires qui ont un indice inférieur à 4.

Hypothèse 5 : une augmentation de l'indice démocratie conduit à un amoindrissement de la taille du secteur informel, *ceteris paribus*.

- ***Terrorisme (TERRO)*** :

Le terrorisme est un ensemble d'actions auxquelles ont recours des personnes qui s'affranchissent des règles de guerre conventionnelles pour compenser l'insuffisance de leurs moyens et atteindre leurs

objectifs politiques ou religieux. Ces actions frappent sans discernement les civils. Les actions terroristes sont largement répandues en Afrique sous diverses formes et le Mali n'en échappe pas. Ainsi, nous avons créé une variable muette permettant de capter les effets de ces actions terroristes qui bouleversent le Mali depuis 2013. Cette variable prendra pour valeur 1 de 2013 à 2021 et 0 sinon.

Hypothèse 6 : le terrorisme entraîne une hausse des activités informelles, ceteris paribus.

- ***Coup d'État (C_ETAT)*** :

Par définition, un coup d'État est un renversement du pouvoir par une personne investie d'une autorité, de façon illégale et souvent brutale. Depuis son accession à l'indépendance, le Mali a connu quatre coups d'État qui ont changé le cours de son histoire. Dans notre investigation, nous allons insérer une variable muette qui captera les effets de ces coups d'État dans l'explication du développement des activités informelles. Ainsi, cette variable binaire prendra pour valeur 1 pour l'année où le Mali a connu un coup d'État et 0 sinon.

Hypothèse 7 : les coups d'État entraînent une hausse des activités informelles, ceteris paribus.

• ***Variables indicatrices***

Après avoir considéré les différentes causes influençant la taille du secteur informel ivoirien, le modèle MIMIC nécessite de sélectionner différents indicateurs qui reflètent l'existence du secteur informel. Dans cette recherche, deux indicateurs sont introduits simultanément au lieu d'un seul indicateur, comme dans le cas des modèles d'approche indirecte, conformément à la revue de la littérature ;

- ***PIB par habitant (indice, année de base 2015 = 100) (PIBH)*** :

Nombreux sont les travaux qui utilisent cette variable comme indicateur de référence de l'expansion du secteur informel dans une économie. Dans cette étude, elle renseigne sur l'expansion du secteur informel. Ainsi, un revenu par habitant élevé reflète un niveau d'activité informelle important.

Hypothèse 8 : plus la taille du secteur informel est importante, plus le PIB est faible, ceteris paribus.

- ***La masse monétaire (M2)*** :

Les activités informelles, c'est-à-dire les activités non reconnues par l'État, sont réalisées en espèces plutôt que par des transactions bancaires (cartes de crédit, chèques, etc.) afin d'éviter les contrôles d'audit. La masse monétaire est censée indiquer le développement du secteur informel (Dell'anno, 2007 ; Schneider

et *al.*, 2010). En effet, les agents opérant dans le secteur informel ne laissent pas de traces de leurs transactions. Ils ont toujours besoin de liquidités au cas où une affaire se présente.

Hypothèse 9 : plus la taille du secteur informel est importante, plus la monnaie détenue par le public est importante, *ceteris paribus*.

Pour analyser l'effet de la taille du secteur informel sur le rendement fiscal, les données annuelles sur toutes nos variables sont extraites de plusieurs bases : d'abord, la première est le site de la Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO 2022). De celle-ci sont extraits le PIB nominal et les recettes fiscales qui ont servi à calculer la pression fiscale. Ensuite, la seconde base dont nous nous sommes servis est l'International Country Risk Guide (ICRG) détenue par le « Political Risk Services », où est extraite la variable institutionnelle (indice de perception de la corruption). Une autre base dont nous nous sommes servis est le World Development Indicateur (WDI 2022). Cette dernière contient des données en série normalement longues sur les autres variables du modèle. Cette étude couvre la période 1988-2021.

4. ESTIMATIONS ET RÉSULTATS

L'estimation du modèle MIMIC nous permet d'obtenir des indices MIMIC. Après détermination de ses indices, une analyse comparative (Benchmarking en anglais) sera faite pour la détermination de la taille du secteur informel.

4.1. Résultats de l'estimation MIMIC

L'analyse des résultats issus des statistiques descriptives (Annexe 1) et de la matrice des corrélations (Annexe 2) conclut que toutes les variables structurelles peuvent être prises en compte dans le modèle. Dans la suite de nos investigations, toutes les séries temporelles au niveau macro se sont avérées avoir une racine unitaire (test de Dickey-Fuller-Augmenté et Phillip-Perron au niveau de signification de 5 %) et être intégrées d'ordre unitaire. Ce qui nous a poussé à analyser la présence de relations de cointégration des variables par le biais du test d'Engel-Granger (1987) dont les résultats sont consignés dans l'Annexe 3. En effet, ces résultats révèlent une relation de long terme entre les variables. Cependant, nous utilisons les séries temporelles en niveau afin de ne pas perdre l'association de long terme entre les variables et de pouvoir estimer un modèle MIMIC de long terme. Le tableau ci-dessous présente les résultats de l'estimation du modèle MIMIC (7,1,2) par la méthode du maximum de vraisemblance :

Tableau : Résultats de l'estimation de la taille du secteur informel au Mali

	Coefficient	Std. err	Z	P.value	[95% conf.	interval]	
Structurelle							
SI							
Pression fiscale	12,5828**	5,5229	2,28	0,023	1,7580	23,4076	
Valeur ajoutée agricole	-6,1310**	2,8052	-2,19	0,029	-11,6291	-0,6328	
Inflation	3,1631***	0,5713	5,54	0,000	2,0433	4,2828	
Terrorisme	46,2715**	23,3652	1,98	0,048	0,4764	92,0665	
Coup d'État militaire	7,9651	16,9340	0,47	0,638	-25,2249	41,1552	
Indice de démocratie	-22,2150**	9,2265	-2,41	0,016	-40,2986	-4,1314	
Corruption	-2,9198	12,3506	-0,24	0,813	-27,1266	21,2869	
Indicatrice							
PIB par habitant							
	SI 1						
Constante	505,9449***	138,2906	3,66	0,000	234,9002	776,9895	
Masse monétaire							
	SI	0,0315***	0,0051	6,18	0,000	0,0215	0,0415
	Constante	18,9625***	4,4363	4,27	0,000	10,2673	27,6577
	Var (e.PIBH)	694,0638	602,1737			126,7337	3801,077
	Var (e.M2)	6,8688	1,7857			4,1265	11,4335
	Var (e.SI)	8,7625	521,2693			2,02e-50	3,79e+51
Tests statistiques							
Chi2	25,45						
Pvalue	0.0003						
Log vraisemblance	-556,0894						
Note : *** : P-value<0,01 ; ** : P-value<0,05 ; * : P-value<0,1. Les valeurs entre parenthèses sont les p-values.							

Source : Auteur, à partir des données de la BCEAO (2022), ICRG (2022) et WDI (2022)

Les résultats de l'estimation révèlent que les signes des coefficients des variables causales sont conformes aux attentes de la revue de la littérature, à l'exception de la corruption. En effet, le modèle est globalement bon avec une p-value du Chi2 < 5 %.

La pression fiscale influence positivement le secteur informel au seuil de 5 %. En d'autres termes, une augmentation de 1 % de la pression fiscale entraîne une augmentation de la taille du secteur informel de 12,58 % ceteris paribus. Ceci peut s'expliquer par le fait qu'en présence d'une fiscalité sévère, les agents

économiques deviennent sceptiques vis-à-vis du système fiscal. Ils considèrent alors les impôts comme un coût supplémentaire à éviter ; par conséquent, ils adoptent des comportements d'évitement fiscal tels que la fraude et l'évasion fiscale.

La capacité contributive de l'agriculture à la détermination de la taille du secteur informel est négative et significative au seuil de 5 %, avec une élasticité de 6,13. En effet, les activités agricoles au Mali s'opèrent de manière traditionnelle, par conséquent, elles sont très difficiles à taxer. Quant à l'inflation, les résultats révèlent qu'elle impacte positivement et significativement au seuil de 1 % l'expansion des activités informelles. Ainsi, une hausse de 1 % de l'inflation entraîne une hausse de l'informel de 6,13 %, ceteris paribus.

Nos résultats révèlent aussi que la qualité des institutions joue un rôle crucial dans l'explication du développement des activités informelles. Ainsi, la multiplicité des actions terroristes affecte positivement et significativement, au seuil de 5 %, l'expansion du secteur informel au Mali. Par ailleurs, sa forte élasticité (46,27) fait du terrorisme, la principale cause de l'informalité au Mali. Contrairement au terrorisme, la démocratie affecte négativement et significativement au seuil de 5 % le secteur informel. Ceci s'explique par le fait que les régimes autoritaires suscitent les soulèvements populaires et, par conséquent, une dégradation de l'environnement des affaires. Par conséquent, certaines entreprises étrangères ferment et se délocalisent dans d'autres pays ce qui pousse les employés de ces entreprises à créer une activité de subsistance en outrepassant la charge fiscale en vue dans le but de la maximisation du profit. Cependant, de manière inattendue, les coups d'État militaire et la corruption n'ont aucun impact significatif sur le développement des activités informelles au Mali.

4.2. Analyse Benchmarking

Sur la base des résultats de l'estimation du modèle, l'indice MIMIC peut être calculé en utilisant l'équation structurelle avec les variables dont les coefficients sont significatifs au seuil de 5 %. La formulation de l'équation est la suivante :

$$\tilde{\mu}_t = \alpha_1 x_{1t} + \alpha_2 x_{2t} + \dots + \varepsilon_t \quad (8)$$

$$\tilde{\mu}_t = 12,58PF_t - 6,13VAGR_t + 3,16IPC_t + 46,27TERRO_t - 22,21DEMO_t + \varepsilon_t$$

L'année 2013 est adoptée comme année de base en raison d'une étude menée par Hassan et Schneider (2016) qui révèlent que la taille du secteur informel au Mali s'établissait à 44,80 % du PIB en 2013. Ainsi, pour calculer la taille du secteur informel en 2021, nous commençons par calculer l'indice MIMIC du secteur informel pour les années 2021 et 2013 en remplaçant les valeurs dans l'équation structurelle dans les deux années précitées :

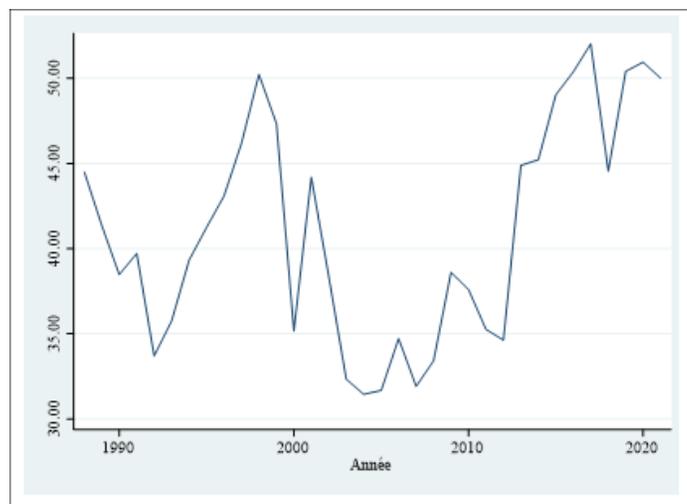
$$\begin{aligned}\tilde{\mu}_{2021} &= 12,58PF_t - 6,13VAGR_t + 3,16IPC_t + 46,27TERRO_t - 22,21DEMO_t + \varepsilon_t \quad (9) \\ \tilde{\mu}_{2013} &= 12,58PF_t - 6,13VAGR_t + 3,16IPC_t + 46,27TERRO_t - 22,21DEMO_t + \varepsilon_t\end{aligned}$$

Les indices ci-dessus sont les indices MIMIC pour 2013 et 2021. Pour calculer la taille du secteur informel en 2021, nous appliquons la formule ci-dessous, adaptée des travaux de Nguyem (2019), Hassan et Schneider (2016) et Tonuchi et al (2020). Nous remplaçons simplement la valeur ci-dessus dans le modèle pour estimer la taille du secteur informel.

$$\mu_{2021} = \frac{\tilde{\mu}_{2021}}{\tilde{\mu}_{2013}} \mu_{2013}^* = \frac{278,14}{249,66} * 44,80 = 50,01\% \text{ du PIB.}$$

Le processus est répété pour obtenir la taille du secteur informel du Mali de 1988 à 2021, et le résultat détaillé est présenté dans le graphique ci-dessous.

Figure 2 : Taille du secteur informel au Mali de 1988 à 2021



Source : Auteur, à partir des données de la BCEAO (2022), ICRG (2022) et WDI (2022)

Depuis 2012, l'on assiste à une hausse de la taille du secteur informel à la suite d'une dégradation des institutions nationales et à un contexte sécuritaire alarmant. L'une des principales préoccupations concernant l'expansion des activités informelles en dehors de la distorsion de la politique économique, est l'augmentation de la perte de recettes fiscales. En outre, le développement de la taille du secteur informel induit un amoindrissement de l'assiette fiscale, et des recettes fiscales potentielles. Ce qui perturbe la bonne marche des politiques publiques, en particulier lorsque les dépenses publiques augmentent et que l'État malien a recours à l'emprunt pour financer ses dépenses. D'après nos estimations du tableau de l'Annexe 6, le Mali a perdu environ 677,5 milliards de recettes fiscales potentielles en 2021 à cause des activités informelles, un montant qui aurait pu avoir réduit l'énorme écart dans le budget de la nation.

5. CONCLUSION

Cette étude nous a permis d'estimer la taille du secteur informel au Mali de 1988 à 2021. Pour ce faire, nous avons utilisé l'approche MIMIC. Les résultats de nos estimations révèlent que la taille du secteur informel au Mali est égale à 50,01 % du PIB en 2021. Cependant, Hassan et Schneider (2016) évaluaient cette mesure à 43,80 % en 2013. La principale cause du développement de l'informel est la dégradation du contexte sécuritaire, notamment la multiplicité des actes terroristes. Par ailleurs, la qualité des institutions, notamment la démocratie, a également joué un rôle clé dans la croissance du secteur informel. Hormis ces variables institutionnelles, la fiscalité demeure aussi un facteur clé dans l'explication des activités informelles. Cela pourrait s'expliquer par le fait que les Maliens tentent de dissimuler leur production pour éviter la taxation, car selon Laffer (1981), une fiscalité élevée induit une baisse des recettes fiscales, car les individus auront des comportements d'incivisme fiscal. En somme, avec le développement de l'informalité depuis le début de la poussée du terrorisme en 2013 et de la dégradation de la qualité des institutions nationales, le Mali a perdu environ 677,5 milliards de recettes fiscales potentielles en 2021 à cause de l'informel.

Ces résultats sont très importants, car avoir une vision réelle de la taille du secteur informel permet d'établir de bonnes politiques économiques. La prise en compte de ce secteur est importante, car sa place dans l'économie n'est pas négligeable.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Aspilaire Roseman (2014). L'économie informelle en Haïti : un impact contracyclique sur le PIB ?, *Monde en Développement*, N°2014/2 (n° 166).

Benjamin, Nancy, Beegle, Kathleen and Recanatini, Francesca and Recanatini, Francesca and Santini, Massimiliano (2014). *Informal Economy and the World Bank*. World Bank Policy Research Working Paper No. 6888, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2440936>.

Dell'Anno, R. (2003). *Estimating the Shadow Economy in Italy: a Structural Equation Approach*, University Of Aarhus Denmark, Department Of Economics, Working Paper No. 2003-07

Dell'Anno R., Schneider F., (2006), « Estimating the Underground Economy by Using MIMIC Models: A Response to T. Breusch's critique, Working Paper, 0607.

De Soto Hernando (1989). *The Informals Pose an Answer to Marx*, *The Washington Quarterly*, Volume 12, 1989 - Issue 1.

Frey B, Weck-Hanneman H (1984). The hidden economy as an "unobservable" variable. *European Economic Review*, Volume 26, Issues 1–2, 1984, Pages 33-53.

Goldberger Arthur S., (1972). *Structural Equation Methods in the Social Sciences*, *Econometrica*, Vol. 40, No. 6 (Nov. 1972), pp. 979-1001 (23 pages).

Hassan M, et Schneider F (2016), size and Development of the Shadow Economies of 157 worldwide Countries: Updated and New Measures from 1999 to 2013; *J Glob Econ* 4: 218. doi:10.4172/2375-4389.1000218.

Harris, J. R. et M. P. Todaro (1970), « Migration, Unemployment and Development: A Two-Sector Analysis », *THE AMERICAN ECONOMIC REVIEW*, 40: 126-142.

Koffi Siméon (2022). *ANALYSE DE L'ECONOMIE INFORMELLE EN COTE D'IVOIRE: DETERMINANTS ET TAILLE*. Munich Personal RePEc Archive

Lackó, M. (2000). L'économie cachée - une quantité inconnue? Analyse comparative de Économies cachées dans les pays en transition, 1989-95. *L'économie de la transition*, 8 ,117-149.

Laffer, A.B., (1981), *Government Exactions and Revenue Deficiencies*, *The Cato Journal*, vol. 1(1), 1–21.

Loayza Norman V., (1996). *The economics of the informal sector: a simple model and some empirical evidence from Latin America*, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*. Volume 45, December 1996, Pages 129-162.

Medina, Leandro, et Friedrich Schneider. (2017), *Shadow Economies Around the World: New Results for 158 Countries Over 1991-2015*. SSRN Scholarly Paper ID 2965972.

Nguyen Vinh Khuong, Chabbar Malik Shahzar, Sial Mohamed Safdar and Thai Hong Thuy Khanh, (2021). Is the informal economy holding back economic growth? Evidence from an uemerging economy, *Journal of Sustainable Finance and Investment*, Vol.11, No.2, pp.103-122.

Ouedraogo, M. F. (2015). *Les déterminants du secteur informel dans les pays en voie de développement : réglementation, corruption, procédures administratives et mode de financement*, Mémoire présenté

au Département d'économie en vue de l'obtention du grade de maître ès sciences (M.Sc.) Faculté d'Administration, Sherbrooke, Québec, Canada.

Portes Alejandro et Benton Lauren (1984). Industrial Development and Labor Absorption: A Reinterpretation, *Population and Development Review*, Vol. 10, No. 4 (Dec., 1984), pp. 589-611 (23 pages). <https://doi.org/10.2307/1973283>.

Schneider, F. (2007). Shadow economies and corruption around the world: new estimates for 145 countries, *Economics - The Open Access Electronic Journal*, Open-Assessment.

Schneider, F. (2008). The shadow economy in Germany: a blessing or a curse for the official economy", *Economic and Political Analysis*, 89-111.

Schneider, F., and Enste, DH (2000). Shadow economies: size, causes and consequences", *Journal of Economic Literature*, 77-114.

Schneider, F. and Savasan, F. (2007). Dymimic estimates of the size of shadow economies in Turkey and its neighbouring countries. *International Journal of Financial Research*.

Sharapenko Denis (2009). Estimation of the Shadow Economy in Russia», *Central European University, Department of Economics*.

Tonuchi Joseph E., Idowu Peters, Olufunso Adetoba O., Oluwaseun Mimiko D., (2020). How large is the size of Nigeria's Informal economy? a MIMIC approach», *International Journal of Economics, Commerce and Management*, United Kingdom, Vol. VIII, Issue 7, ISSN 2348 0386.

Zellner, A. (1970). Estimation of Regression Relationships Containing Unobservable Independent Variables. *International Economic Review*, Vol. 11, No. 3 (Oct., 1970), pp. 441-454 (14 pages), <https://doi.org/10.2307/2525323>.

Annexe 1 : Statistiques descriptives des variables

Variable	Obs	Mean	Std. dev.	Min	Max
PIBH	34	651.8356	103.8029	496.9065	815.3791
M2	34	23.67874	4.281784	17.14483	36.37854
PF	34	11.74223	2.006947	8.067053	15.17225
VAGR	34	35.42531	2.874332	29.79051	39.9456
IPC	34	85.60342	21.0513	50.33121	113.4892
COR	34	2.064951	.5032712	1	3
DEMO	34	2.833333	.7385489	1	4

Annexe 2 : Matrice de corrélation des variables

	PIBH	M2	PF	VAGR	IPC	COR	DEMO
PIBH	1.0000						
M2	0.7503	1.0000					
PF	0.8796	0.6946	1.0000				
VAGR	-0.2401	0.0358	-0.3849	1.0000			
IPC	0.9426	0.7026	0.8435	-0.1702	1.0000		
COR	-0.1561	-0.0796	0.0080	-0.2009	-0.0928	1.0000	
DEMO	0.4143	0.1711	0.5119	-0.4806	0.5169	0.3833	1.0000

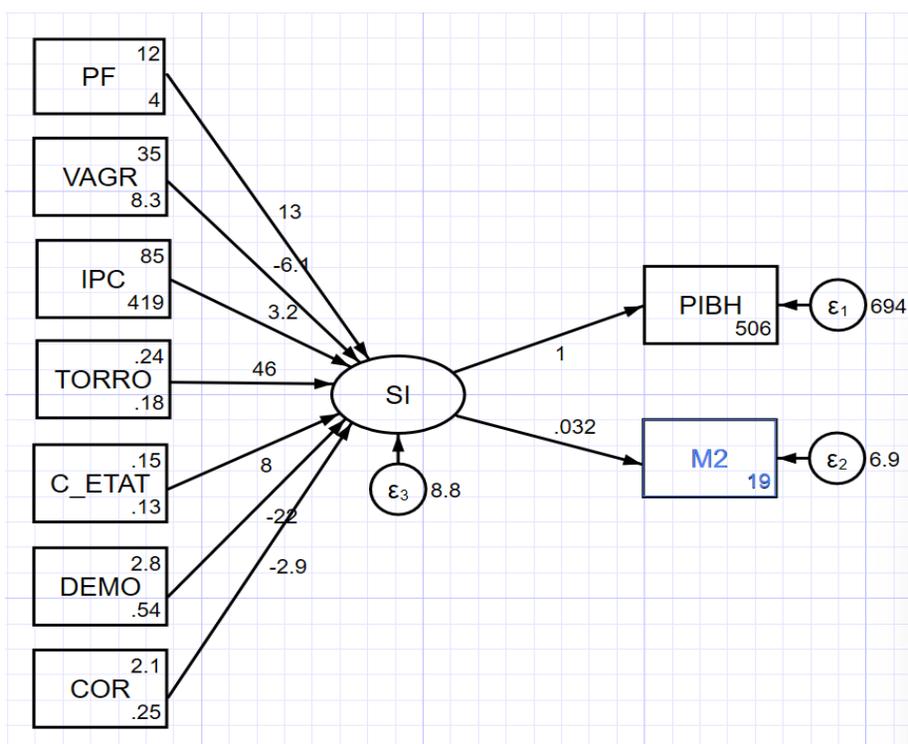
Annexe 3 : Test de racine unitaire sur le résidu du modèle de long terme

Dickey-Fuller test for unit root		Number of obs = 33		
Variable: residu		Number of lags = 0		
H0: Random walk with drift, $d = 0$				
Test statistic	t-distribution critical value			
	1%	5%	10%	
Z(t)	-3.346	-2.453	-1.696	-1.309
p-value for Z(t) = 0.0011				

Annexe 4 : Résultats d'estimation du modèle MIMIC

Structural equation model				Number of obs = 33		
Estimation method: ml						
Log likelihood = -556.08946						
(1) [PIBH]SI = 1						
		OIM				
	Coefficient	std. err.	z	P> z	[95% conf. interval]	
Structural						
SI						
PF	12.58286	5.522951	2.28	0.023	1.75807	23.40764
VAGR	-6.131002	2.805242	-2.19	0.029	-11.62918	-.6328278
IPC	3.16312	.5713098	5.54	0.000	2.043373	4.282866
TORRO	46.2715	23.36527	1.98	0.048	.476419	92.06659
C_ETAT	7.965168	16.93402	0.47	0.638	-25.2249	41.15524
DEMO	-22.21503	9.226507	-2.41	0.016	-40.29865	-4.131406
COR	-2.919854	12.35061	-0.24	0.813	-27.1266	21.2869
Measurement						
PIBH						
SI	1 (constrained)					
_cons	505.9449	138.2906	3.66	0.000	234.9002	776.9895
M2						
SI	.0315316	.0051028	6.18	0.000	.0215303	.0415328
_cons	18.96254	4.436388	4.27	0.000	10.26738	27.6577
var(e.PIBH)	694.0638	602.1737			126.7337	3801.077
var(e.M2)	6.86881	1.785781			4.126508	11.43353
var(e.SI)	8.762578	521.2693			2.02e-50	3.79e+51
LR test of model vs. saturated: chi2(6) = 25.45				Prob > chi2 = 0.0003		

Annexe 5 : Schématisation du modèle MIMIC après l'estimation



Annexe 6 : Taille du secteur informel du Mali

Année	PIB (milliards de FCFA)	*Taille du secteur informel (milliards de FCFA)	Taille du secteur informel (% du PIB)	Recette fiscale (milliard de FCFA)	*Perte des recettes fiscales (milliard de FCFA)
1988	1682,7	748,8015	44,50	50,2	22,339
1989	1679,28	694,550208	41,36	58,5	24,1956
1990	1876,83	722,204184	38,48	60	23,088
1991	1884,81	748,646532	39,72	75	29,79
1992	2100,6	707,9022	33,70	71,1	23,9607
1993	2015,37	720,494775	35,75	83,7	29,92275
1994	2092,88	823,129704	39,33	103,2	40,58856
1995	2205,58	909,80175	41,25	131,5	54,24375
1996	2225,17	958,825753	43,09	172,8	74,45952
1997	2363,18	1091,552842	46,19	196,3	90,67097
1998	2459,89	1235,602747	50,23	223	112,0129
1999	2620,14	1240,374276	47,34	235,3	111,39102

2000	2741,1	963,77076	35,16	233,3	82,02828
2001	2739,43	1210,82806	44,20	281,6	124,4672
2002	3160,65	1211,79321	38,34	306	117,3204
2003	3258,83	1053,905622	32,34	361,8	117,00612
2004	3556	1118,362	31,45	390	122,655
2005	3611,48	1144,116864	31,68	445,1	141,00768
2006	3847,48	1335,845056	34,72	478,6	166,16992
2007	4026,85	1284,967835	31,91	487,2	155,46552
2008	4167,54	1392,791868	33,42	519,4	173,58348
2009	4366,47	1685,894067	38,61	624,3	241,04223
2010	4570,78	1718,61328	37,60	681,9	256,3944
2011	4818,22	1698,904372	35,26	726,7	256,23442
2012	4974,34	1722,613942	34,63	758,7	262,73781
2013	4932,75	2214,311475	44,89	804,5	361,14005
2014	5045,95	2281,77859	45,22	890,4	402,63888
2015	5403,44	2649,306632	49,03	1082,5	530,74975
2016	5736,93	2890,265334	50,38	1239,3	624,35934
2017	6072,68	3159,615404	52,03	1353,7	704,33011
2018	6394,86	2848,91013	44,55	1125,8	501,5439
2019	6698,39	3376,658399	50,41	1495,8	754,03278
2020	7016,98	3575,15131	50,95	1442,4	734,9028
2021	6930,29	3465,838029	50,01	1354,666667	677,4688

Flux de capitaux et croissance économique des pays d'Afrique subsaharienne

Fred EKA

Faculté de Sciences Economiques et de Gestion Appliquée, Université de Douala, Cameroun

Résumé. Les contributions récentes ont reconnu que les flux de capitaux jouent un rôle majeur dans l'amélioration de la croissance économique des pays d'Afrique subsaharienne. Cependant, la relation causale entre les flux de capitaux et la croissance économique n'a pas été suffisamment étudiée dans les pays en développement et particulièrement en Afrique subsaharienne. Le présent document comble cet écart en étudiant l'impact des flux de capitaux sur la croissance économique de 47 pays d'Afrique subsaharienne. Pour cela, nous utilisons les techniques d'estimations en panel dynamique d'Arellano et Bond. Ces techniques permettent de mieux apprécier la nature de la relation entre les variables étudiées. Les principaux résultats ne montrent pas que les afflux de capitaux dans la région exacerbent considérablement les risques macro-financiers. Il est essentiel de connaître les facteurs expliquant l'augmentation des flux de capitaux en Afrique subsaharienne pour mieux concevoir des politiques qui tiennent compte des risques macro-financiers découlant de ces flux.

Mots clés : Flux de capitaux, croissance économique, Méthode des Moments généralisés, Afrique subsaharienne.

Classification JEL : C32, F23, O16

INTRODUCTION

Les flux de capitaux vers l’Afrique subsaharienne ont considérablement augmenté ces dernières années (Korinek, 2018). Ces flux pourraient fournir les financements indispensables aux initiatives de développement et stimuler la croissance économique et le bien-être. Toutefois, des entrées abondantes pourraient poser problème sur le plan macroéconomique et menacer la stabilité économique, en créant des risques de surchauffe économique, de surévaluation monétaire et de flambées du crédit intérieur et des prix des actifs (FMI, 2018). En l’absence de cadres budgétaires et macro prudentiels adaptés, elles pourraient encourager un endettement excessif des secteurs public et privé et accentuer les asymétries de devises, d’échéances et de structure du capital dans les bilans, ce qui fragiliserait les pays d’Afrique subsaharienne en cas de retraits soudains des capitaux dus à des facteurs exogènes.

En effet, les mouvements de capitaux ont été gravement affectés par la crise financière mondiale, et les trois principaux chocs extérieurs ont changé la structure de la dette et les canaux de transmission en Afrique subsaharienne, à savoir la crise financière mondiale de 2008-2009 ; la crise de la dette souveraine européenne de 2011-2012 ; l’effondrement des prix du pétrole en 2014. Ces crises ont conduit les pays d’Afrique subsaharienne à rechercher d’autres opportunités de financement auprès de gouvernements non affiliés au Club de Paris, comme la Chine, et des créanciers privés.

Par ailleurs, la guerre opposant l’Ukraine à la Russie a provoqué une forte hausse des prix du pétrole (Banque mondiale, 2018a). Par conséquent, de nombreux pays subsahariens, en particulier les exportateurs de pétrole et de matières premières, ont dû chercher des capitaux pour financer des déficits accrus, accumulant donc les dettes.

En revanche, des conditions de financement favorables grâce à des politiques monétaires laxistes (assouplissement quantitatif) dans les pays riches ont permis aux pays d’Afrique subsaharienne d’exiger plus d’emprunts externes aux autres souverains (pays non membres du Club de Paris) et aux créanciers privés, en devises étrangères et à des taux d’intérêt plus bas (Banque Mondiale, 2018).

L'impact des flux de capitaux dépend des types de flux. Les flux d'investissement direct étranger (IDE) sont généralement considérés comme les plus surs¹. Les dernières sorties des capitaux et l'instabilité des marchés qui leur a succédé dans certains pays émergents comme la Chine montrent que les flux de capitaux sont très souvent volatils et qu'il est important d'améliorer la résilience face à d'éventuels retournements de flux.

Les IDE sont prédominants en Afrique (Korinek, 2018). Les afflux d'investissements de portefeuille, en particulier les titres de créances ne sont pas aussi importants dans la plupart des pays d'Afrique subsaharienne, étant donné le caractère sous-développé des marchés financiers nationaux (les marchés boursiers et obligataires nationaux). Par conséquent, les activités sur ces marchés sont très limitées.

Les facteurs nationaux et externes sont essentiels pour attirer les flux de capitaux, l'un d'eux est la croissance économique. D'autres facteurs déterminants des flux de capitaux sont précisément une meilleure performance de l'économie ; un solde primaire robuste des administrations publiques ; et une plus grande ouverture commerciale et financière.

Tout ceci nous conduit à réflexion majeure. Quel est l'apport des flux de capitaux sur la croissance économique des pays de l'Afrique subsaharienne ?

Pour répondre à cette question, nous avons structuré notre article de la manière suivante. La section 2 effectue une revue de la littérature sur les liens entre flux de capitaux et croissance économique. La section 3 décrit les données et expose la méthodologie économétrique. La section 4 présente des résultats empiriques et enfin, nous ferons quelques remarques conclusives.

1. REVUE DE LITTÉRATURE

1.1 Tendances des flux de capitaux en Afrique subsaharienne

Les flux de capitaux en Afrique subsaharienne n'ont augmenté qu'en 2006, année où les prix du pétrole ont atteint environ 65 USD. Par conséquent, les IDE (notamment dans des projets de pétrole brut) sont

¹ Voir, Korinek (2018) et Ghosh, Ostry et Qureshi (2017). L'impact de l'IDE peut toutefois varier selon qu'il s'agit d'investissements « nouveaux », de fusions et d'acquisitions, ou simplement d'un phénomène de *round-triping* de flux.

devenus la principale source d'afflux de capitaux des pays d'Afrique subsaharienne (AfSS), et ont supplanté les investissements de portefeuille et autres investissements.

Certains travaux ont montré que les flux de capitaux peuvent stimuler la croissance économique et le développement par divers canaux : (i) un meilleur accès aux capitaux étrangers peut lever les contraintes de crédit et permettre aux entreprises d'entreprendre des investissements plus productifs et plus risqués (Acemoglu et Zilibotti, 1997) ; ii) l'augmentation des afflux d'IDE peut faciliter la diffusion des technologies et des pratiques de gestion et inciter à accroître la demande de main-d'œuvre qualifiée (Grossman et Helpman 1991 ; Haskel, Pereira et Slaughter 2007) ; iii) une intégration financière internationale plus poussée peut accroître la profondeur et l'ampleur des marchés financiers nationaux en améliorant l'efficacité et l'accès aux services financiers (Chinn et Ito, 2006 ; Calderon et Kubota, 2009) ; et iv) la libre circulation des capitaux étrangers peut avoir un effet disciplinaire sur la politique macroéconomique, même si l'effet semble être plus fort pour la politique monétaire que pour la politique budgétaire (Tytell et Wei 2005; Kose et coll. 2009).

Certains ont également soutenu que la volatilité intrinsèque à certains flux de capitaux étrangers pouvait entraîner une instabilité et des incertitudes. Les cycles économiques pourraient s'amplifier, les prix relatifs pourraient être faussés et les crises pourraient se produire plus fréquemment. Tous ces effets pourraient avoir un impact négatif sur les niveaux de revenus à long terme. L'intégration financière internationale croissante semble accroître la fréquence et la gravité des crises monétaires et bancaires (Kaminsky et Reinhart, 1999).

En outre, la procyclicité des afflux de capitaux à un effet pervers sur la stabilité macroéconomique. Les dépenses de consommation et les dépenses publiques ont tendance à croître de manière excessive pendant les périodes de prospérité des flux monétaires, et à s'ajuster de manière drastique lorsque les capitaux étrangers ne sont plus injectés dans l'économie nationale. Le manque d'accès aux marchés mondiaux des capitaux pendant les périodes difficiles peut restreindre la capacité des décideurs à mener des politiques budgétaires anticycliques (Kaminsky, Reinhart et Vegh 2005 ; Calderon et Schmidt-Hebbel 2008 ; Reinhart et Reinhart 2009).

1.2 Flux de capitaux vers l'Afrique subsaharienne : moyenne, volatilité et covariation avec le cycle

Les IDE, l'aide étrangère et les transferts de fonds des travailleurs figurent parmi les principaux types d'afflux bruts vers l'Afrique subsaharienne.

Cette section compare les tendances et les périodes des flux de financements étrangers vers l’Afrique subsaharienne, en faisant une distinction entre les flux de capitaux provenant de la balance des paiements – tels que les IDE, les investissements de portefeuille et autres investissements (prêts internationaux) – par rapport à l’aide étrangère et aux transferts de fonds. La section s’intéresse aux moyennes et aux écarts types pour l’Afrique subsaharienne et les types de pays classés selon leur niveau de revenu, à savoir : les pays à faible revenu, à revenu intermédiaire de la tranche inférieure et à revenu intermédiaire de la tranche supérieure.

Les IDE, l’aide étrangère et les transferts de fonds des travailleurs sont les types d’afflux les plus importants en Afrique subsaharienne. Les afflux d’IDE et de l’aide extérieure ont représenté chacun environ 3,4 % du PIB, alors que les transferts de fonds des travailleurs se sont élevés à 2,3 % du PIB en 2000-2017. L’aide étrangère était de loin le type d’afflux le plus important vers les pays africains à faible revenu – elle a représenté en moyenne 9,6 % du PIB au cours de la période 2000-2017. Pour les pays à revenu intermédiaire de la tranche inférieure de la région, les transferts de fonds des travailleurs ont représenté l’afflux de financements le plus important au cours de la période 2000–2017 (3,3 % du PIB), suivis des afflux d’IDE (2,6 % du PIB). Enfin, les afflux d’IDE et d’IP ont été les plus représentatifs dans les pays à revenu intermédiaire de la tranche supérieure de la région au cours de la période 2000-2017 (avec des ratios moyens respectivement de 4,2 % et 2,8 % du PIB (Africa’s Pulse, 2018)).

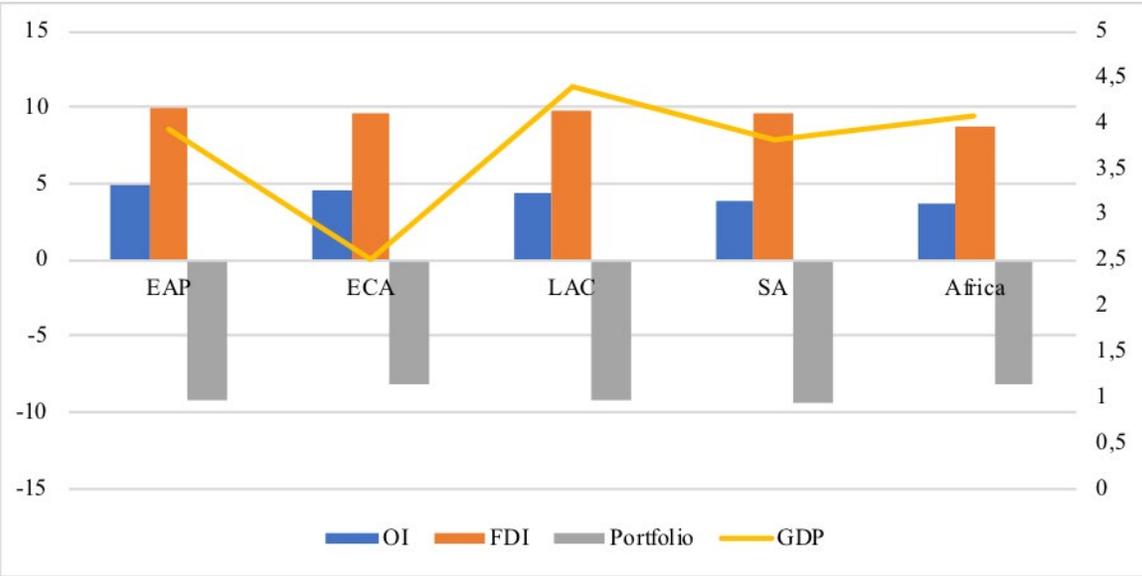
Les afflux bruts d’autres investissements (prêts) sont également les plus volatils parmi les pays à revenu intermédiaire de la tranche inférieure – bien que leur écart type soit nettement inférieur à celui des pays à faible revenu. Les IDE ont la plus forte volatilité parmi les pays à revenu intermédiaire de la tranche supérieure des pays d’Afrique subsaharienne. Cela peut s’expliquer par les afflux irréguliers d’IDE dans les secteurs de la finance et de la fabrication.

Les afflux de financements étrangers vers l’Afrique subsaharienne sont plus volatils par rapport à ceux des pays africains en développement non subsahariens. Par ailleurs, les afflux bruts ont tendance à être plus volatils dans les pays pauvres que dans les pays riches en ressources naturelles, à l’exception des afflux bruts d’autres investissements. Il faut souligner que les afflux d’IDE vers les pays riches en métaux et en minéraux sont plus volatils que ceux dans les pays riches en pétrole. Tandis que la volatilité des autres investissements est plus élevée dans les pays riches que dans les pays pauvres en ressources d’Afrique subsaharienne.

Dans le groupe des pays d’Afrique subsaharienne riches en ressources, la volatilité des autres investissements est moindre dans les pays riches en pétrole que dans les pays riches en métaux et en minéraux. Cette situation s’explique en par l’augmentation de la volatilité des cours mondiaux des métaux et des minéraux par rapport aux cours du pétrole. Enfin, la volatilité de l’aide étrangère et des envois de fonds est nettement plus élevée en Afrique subsaharienne que dans les pays d’Afrique non subsahariens.

Des travaux de la Banque Mondiale (2018a) ont montré qu’il existe une corrélation entre les flux bruts de capitaux et la croissance du PIB national pour chaque pays de la région. Elle montre que 18 des 45 pays d’Afrique subsaharienne ont une corrélation négative, tandis que 27 pays ont une corrélation positive. En conséquence, les flux bruts totaux semblent avoir un comportement procyclique dans la plupart des pays d’Afrique subsaharienne.

Figure 1. Flux de capitaux et croissance vers les PED, 2000-2020 (%PIB) par type d’afflux/groupe de pays



Source : Calcul de l’auteur

Notes. SSA : Afrique Sub-saharienne ; EAP : Asie de l’Est et Pacifique ; LAC : Amérique Latine et Caraïbes ; ECA : Europe et Asie Centrale ; MENA : Moyen-Orient et Afrique du Nord ; SA : Asie du Sud.

2. DONNÉES ET MÉTHODOLOGIE DE RECHERCHE

Dans cette section, nous présentons les données, décrivons les variables et les sources respectives, et fournissons quelques statistiques descriptives. Par la suite, nous introduisons l’approche méthodologique et le modèle à utiliser dans l’analyse empirique.

2.1 Données

L'échantillon comprend quarante-sept pays d'Afrique subsaharienne sur la période 2000-2020, soit au total 987 observations. Pour mesurer les flux de capitaux internationaux (FCI), nous choisissons les afflux bruts de capitaux, définis par la somme des investissements directs étrangers (IDE), des investissements de portefeuille (IP) et d'autres d'investissements (AI). La variable dépendante taux de croissance du PIB par tête (CROPT) est le taux de croissance annuelle (en pourcentage) pondéré par le PIB par habitant (en monnaie locale constante). Elle provient du WDI de la Banque mondiale.

D'autres variables seront retenues, conformément aux études empiriques sur le sujet à savoir : le taux d'ouverture, l'investissement intérieur brut, le capital humain, les infrastructures, le taux de change.

L'ouverture au commerce (OUV) est mesurée par le ratio du *commerce des marchandises* par rapport au PIB, qui est la somme des exportations plus les importations divisées par le PIB. Il mesure l'importance du commerce. La formation brute de capital (IIB) est composée des dépenses sur les ajouts aux immobilisations de l'économie, plus les variations nettes du niveau des stocks. Deux indicateurs du capital humain seront choisis : la « *population âgée de 15 à 64 ans* » en pourcentage de la population totale (TE) et le nombre de personnes qui accèdent au second cycle (TAEP). Nous allons utiliser comme proxy des infrastructures (INFRA) la variable abonnement à la « *téléphonie mobile* » (pour 100 personnes) publique au moyen de la technologie qui donne accès au réseau téléphonique. Les abonnements prépayés et payés ultérieurement sont inclus. Le taux de change officiel (TCO) se réfère ici au taux de change déterminé par les autorités publiques ou par le marché sanctionné par la loi de change (unités de monnaie locale par rapport au dollar US).

Les afflux bruts de capitaux (FCI) sont tirés de la balance des paiements du Fonds monétaire international, tandis que OUV, IIB, TE, TAEP, INFRA, TCO sont extraites de la base de données des Indicateurs du développement dans le monde (WDI) de la Banque mondiale.

2.2 Méthodologie

Conformément au cadre empirique utilisé par Blundell et Bond (1998), nous allons étudier la dynamique de croissance des pays d'AfSS. Le modèle suivant est régressé pour étudier comment la croissance économique est liée aux afflux bruts de capitaux dans le pays i :

$$PIBPT_{i,t} = \delta.PIBPTR_{i,t-1} + \beta FCI_{i,j,t} + \beta_1 OUV_{i,t} + \beta_2 IIB_{i,t} + \beta_3 TAEP_{i,t} + \beta_4 INFRA_{i,t} + \beta_5 TE_{i,t} + \beta_6 TEO_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

$$i = 1, \dots, N \quad t = 1, \dots, T$$

$$[1]$$

Avec $PIBPT_{i,t}$, la croissance du PIB par tête du pays (i) à la date (t)

L étant le logarithme et les seules variables prises en logarithme sont : $PIBPT_{i,t}$, $PIBPTR_{i,t-1}$ et $IIB_{i,t}$.

Les η_i représentent les effets spécifiques aux pays pouvant expliquer leurs différences en matière de croissance économique. Ces effets sont supposés fixes et orthogonaux au bruit idiosyncratique $\varepsilon_{i,t}$ du modèle.

Dans le cadre des modèles dynamiques, les MCO sont très peu efficaces du fait notamment de l'endogénéité de la variable retardée par rapport aux effets fixes. Elle provoque un biais contribuant à surévaluer le coefficient associé au retard de la variable dépendante.

Anderson et Hsiao (1981) proposent une transformation pour corriger le biais d'endogénéité entre la variable retardée et les effets fixes. Il s'agit d'estimer un modèle en différence première, qui par construction, permet aussi d'éliminer les effets individuels.

$$\Delta PIBPT_{i,t} = \delta \cdot \Delta PIBPTR_{i,t-1} + \Delta \beta FCI_{i,j,t} + \beta_1 \Delta OUV_{i,t} + \beta_2 \Delta LIIB_{i,t} + \beta_3 \Delta TAEP_{i,t}$$

$$+ \beta_4 \Delta INFRA_{i,t} + \beta_5 \Delta TE_{i,t} + \beta_6 \Delta TEO_{i,t} + \Delta \varepsilon_{i,t}$$

$$[2]$$

Cependant, cette transformation ne permet pas d'enlever l'endogénéité de la variable dépendante retardée transformée $\Delta PIBPTR_{i,t-1}$ par rapport à l'erreur idiosyncratique transformée ($\Delta \varepsilon_{i,t}$), car $PIBPTR_{i,t-1}$ dans $\Delta PIBPTR_{i,t}$ est corrélé avec $\varepsilon_{i,t-1}$ dans $\Delta \varepsilon_{i,t}$.

Arellano et Bond (1991) proposent un premier estimateur MMG qui repose sur l'orthogonalité des instruments en niveau par rapport à la différence des résidus : la condition sur les moments s'écrit de la façon suivante :

$$E[PIBPTR_{i,t-j} \cdot \Delta \varepsilon_{i,t}] = 0$$

$$E[X_{i,t-j} \cdot \Delta \varepsilon_{i,t}] = 0$$

pour $j \geq 2$ et $t = 3, 4, \dots, T$ [3]

$\Delta PIBPTR_{i,t-j}$ et $\Delta X_{i,t-j}$ représentent l'ensemble des instruments pour les variables en différence. Cependant, Blundell et Bond (1998) montrent que pour les séries très persistantes dans le temps, les variables en niveau sont de très faibles instruments pour les variables en différence. Ils proposent ainsi des conditions de moment additionnel permettant de prendre en compte une gamme plus large d'instruments (MMG en système) pour un gain d'efficacité. La transformation qu'ils proposent fait une extension de la méthode des déviations orthogonales directes d'Arellano et Bover (1995) dans un sens qui permet de rendre exogènes les instruments par rapport aux effets fixes.

Tableau. Définition et source des variables explicatives

Abréviation	Variable	Source
PIBPT	Taux de croissance du PIB par tête	Bases de données des Perspectives de l'économie mondiale, Indicateurs du développement mondial
FCI	Flux de capitaux internationaux	FMI, bases de données de la balance des paiements du Fonds monétaire international, BPM
OUV	Ouverture commerciale (Exportation+ Importation de bien et service/PIB)	Indicateurs du développement dans le monde, Banque mondiale
IIB	Formation brute de capital fixe	Indicateurs du développement dans le monde, Banque mondiale
TEAP	Capital humain	Conférence des Nations unies sur le commerce et le développement
TE		
INFRA	Infrastructure	Indicateurs du développement dans le monde, Banque mondiale
TEO	Taux de change officiel	Indicateurs du développement dans le monde, Banque mondiale

Les conditions sur les moments supplémentaires à respecter sont alors les suivantes :

$$E[PIBPTR_{i,t-j} \cdot (\eta_i + \varepsilon_{i,t})] = 0$$

$$E[X_{i,t-j} \cdot (\eta_i + \varepsilon_{i,t})] = 0$$

$$\text{pour } j \geq 2 \text{ et } t = 3, 4, \dots, T \quad [4]$$

$\Delta PIBPTR_{i,t-j}$ et $\Delta X_{i,t-j}$ représentent l'ensemble des instruments pour les variables en système.

L'efficacité de l'utilisation des MMG en panel dynamique doit cependant être testée. Les deux conditions à respecter sont la bonne identification des instruments (test de Sargan) et l'absence d'autocorrélation entre les résidus (test d'Arellano et Bond).

3. RÉSULTATS EMPIRIQUES

Blundell et Bond (1998) ont montré que l'estimateur GMM en système est plus performant que celui en différence première (voir annexe), car ce dernier donne des résultats biaisés dans des échantillons finis lorsque les instruments sont faibles. En éliminant l'option **noleveleq** dans la commande de la GMM avec l'estimateur en différence première, nous obtenons les résultats d'estimation du GMM en système en deux étapes. Comme le soulignent nos résultats, des paramètres estimés sont meilleurs et conformes à notre intuition économique. La variable IPIBPT (qui représente le niveau du PIB par tête retardé) est positive et significative au seuil de 1%. Le résultat du test confirme encore une fois la non significativité de la variable FCI qui caractérise les flux de capitaux internationaux en Afrique subsaharienne. Il montre tout simplement que la variable FCI n'est pas corrélée avec la croissance du PIB par tête.

Après l'estimation de notre modèle, le test de Hansen ($\rho = 0,239$) et le test de Sargan ($\rho = 0,987$) valident le choix des instruments ainsi que les estimations en MMG. Le test d'autocorrélation d'Arellano et Bond de second ordre ($z = 0,209$) ne permet pas de rejeter l'hypothèse d'absence d'autocorrélation des résidus.

Par ailleurs, le nombre d'instruments est égal à 19 et le nombre de paramètres à 11. Par conséquent, les tests de Hansen et Sargan suivent une chi-deux à $19-11=8$ degrés de liberté.

L'estimateur du modèle en panel dynamique peut donner la valeur α du coefficient du PIB par tête initial. Pour cela, il faut calculer la valeur du coefficient de cette variable qui est $\alpha - 1$ dans le modèle de croissance. Il faut aussi calculer le t de student du coefficient $\alpha - 1$ qui est égal à $\frac{\alpha - 1}{\text{écart - type - de - } \alpha}$. La

commande **Lincom** de Stata permet d'obtenir ces deux valeurs (voir le résultat dans l'annexe 6). Ce coefficient dans notre modèle est négatif ($-0,7804677$) et significatif à 1% ($t = -9,83$). D'après la littérature scientifique, l'hypothèse de convergence suppose un effet négatif du revenu initial, c'est-à-dire que le revenu initial a un impact négatif sur la croissance. Ce qui explique donc dans notre test ce signe négatif du coefficient du PIB par tête initial (voir annexe).

4. DISCUSSION ET RECOMMANDATIONS

Malgré l'hétérogénéité des structures économiques et la composition des flux en Afrique subsaharienne, leur analyse empirique fournit quelques grandes orientations pour le développement économique africain. Ces résultats permettent de déterminer des priorités efficaces et mettent l'accent sur le développement durable dans la région.

Quelles recommandations de politique peut-on tirer de l'analyse de régression pour la région ? Il est important de diversifier la structure économique et d'exportation, afin d'atténuer les effets de la volatilité des prix du pétrole et des matières premières sur la production. Il faut également développer les marchés financiers des pays d'Afrique subsaharienne, qui fournissent des instruments financiers nationaux pour attirer les investisseurs. Enfin, il convient de mettre en œuvre des politiques d'exportation qui améliorent le climat des affaires et qui créent des opportunités d'investissement pour les investisseurs étrangers et nationaux. Les études empiriques ont démontré que l'ouverture financière peut attirer tous les types de capitaux ; par conséquent, on doit accorder une priorité au développement des marchés financiers nationaux en Afrique subsaharienne. Les IDE et l'aide étrangère sont les principales sources de financement dans certains pays de la région — surtout là où la participation du secteur public à l'économie est plus grande que les activités commerciales du secteur privé.

Par conséquent, les politiques visant à améliorer le climat des affaires pour les entreprises du secteur privé favoriseront un afflux continu de financements étrangers dans des activités productives.

CONCLUSION

L'augmentation rapide des flux de capitaux internationaux a fait place, ces dernières années, à un scepticisme tout aussi injustifié. Les flux de capitaux ne peuvent résoudre tous les problèmes de développement et risquent d'imposer des coûts importants.

Toutefois, s'ils sont bien maîtrisés, ils peuvent stimuler l'investissement et favoriser l'accroissement de la productivité. Une politique intérieure qui a pour priorité de favoriser des investissements plus efficaces attirera également des capitaux étrangers productifs. En définitive, la vigueur de l'économie nationale, notamment un secteur financier solide et prudent, va protéger les pays africains contre la volatilité induite par les flux de capitaux. Cependant, on peut, dans certaines situations, préconiser des mesures de sauvegarde spéciales, telles que des réserves de change plus importantes ou des lignes de crédit conditionnelles.

Les dirigeants africains ont à leur disposition des mesures anticycliques (politique monétaire, flexibilité du taux de change nominal et politique budgétaire), de politiques structurelles (politique commerciale, supervision des banques et réglementation) et des mesures de contrôle des capitaux (y compris celles qui consistent à encourager les sorties brutes). En particulier, la conjugaison d'un taux de change fixe et d'une

absence de réglementation des flux de capitaux tend à maximiser le volume des entrées de capitaux à court terme.

Un ensemble de politiques appropriées et judicieusement calibrées est donc important pour limiter les risques liés aux entrées de capitaux. Les stratégies fructueuses ont fait intervenir la politique monétaire dès le début de l'afflux de capitaux. Toutefois, confrontés à la persistance des entrées et aux coûts liés aux différents types de stérilisation, les gouvernements ont commencé à s'appuyer sur la flexibilité du taux de change nominal. Dans plusieurs cas, les coûts de l'appréciation réelle de la monnaie nationale ont été compensés par des mesures de réglementation des flux de capitaux visant à modérer le volume des entrées et à prolonger les échéances.

Par ailleurs, même si la politique budgétaire doit être davantage resserrée face à des flux de capitaux importants et volatils, l'ajustement requis sera moins rigoureux si les autorités ont déjà pris des mesures de resserrement préventives. Ceci va les aider à éviter des ajustements sensibles aux impôts et des programmes de dépenses qui pourraient entraver la réalisation de leurs objectifs économiques et sociaux.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Acemoglu, Daron et Fabrizio Zilibotti. 1997. « Was Prometheus Unbound by Chance ? Risk, Diversification, and Growth. » *Journal of Political Economy* 105 (4) : 709–51.

Africa's Pulse. 2018. « An Analysis of Issues Shaping Africa's Economic Future », No. 18, October.

Arellano, M., et S. Bond (1991). « Some Tests of Specification for Panel Data : Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations », *Review of Economic Studies*, vol. 58, n o 2, p. 277-297.

Arellano, M., et O. Bover (1995). « Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Components Models », *Journal of Econometrics*, vol. 68, n o 1, p. 29-51.

Banque mondiale (2018), « Une analyse des enjeux façonnant l'avenir économique de l'Afrique » », rapport du Bureau de l'économiste en chef de la région Afrique, Volume 18, Octobre.

Banque mondiale. 2018a. Africa's Pulse, Volume 17 – Avril 2018. Banque mondiale, Washington, DC.

Blundell R.W. et S.R. Bond. 1998. “Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models”, *Journal of Econometrics*, n°87, pp.11–143.

Calderon, Cesar et Megumi Kubota. 2009. « Does Financial Openness Lead to Deeper Domestic Financial Markets ? » Document de travail de recherche politique 4973, Banque mondiale, Washington, DC.

Calderon, Cesar et Klaus Schmidt-Hebbel. 2008. « Business Cycles and Fiscal Policies: The Role of Institutions and Financial Markets. » Document de travail 481, Banque centrale du Chili, Santiago, Chili.

Chinn, M.D. et H. Ito, 2006. “What Matters for Financial Development? Capital Controls, Institutions, and Interactions.” *Journal of Development Economics* 81(1): 163-192.

Grossman, Gene M. et Elhanan Helpman. 1991. *Innovation and Growth in the Global Economy*. Cambridge, MA: The MIT Press.

Haskel, Jonathan E., Sonia C. Pereira et Matthew J. Slaughter. 2007. « Does Inward Foreign Direct Investment Boost the Productivity of Domestic Firms? » *Review of Economics and Statistics* 89 (3): 482-96.

International Monetary Fund (IMF). 2018. Chapter 2, Background Paper, Regional Economic Outlook: Sub-Saharan Africa. Washington, DC, October.

Kaminsky, Graciela L. et Carmen M. Reinhart. 1999. « The Twin Crises: The Causes of Banking and Balance-of-Payments Problems. » *American Economic Review* 89 (3): 473-500.

Kaminsky, Graciela L., Carmen M. Reinhart et Carlos A. Vegh. 2005. « When It Rains, It Pours : Procyclical Capital Flows and Macroeconomic Policies. » Dans *NBER Macroeconomics Annual 2004*, vol. 19, édité par M. Gertler et K. Rogoff. Cambridge, MA : Bureau National de la Recherche Economique.

Korinek, A. (2018). Regulating capital flows to emerging markets: An externality view. *Journal of International Economics*, 111, 61–80.

Kose, M. Ayhan, Eswar S. Prasad, Kenneth S. Rogoff et Shang-Jin Wei. 2009. « Financial Globalization and Economic Policies. » Document de discussion du CEPR 7117, Center for Economic and Policy Research, Washington, DC.

Reinhart, Carmen M. et Vincent Reinhart. 2009. « Capital Flow Bonanzas: An Encompassing View of the Past and Present. » dans *NBER International Seminar on Macroeconomics 2008*, édité par Jeffrey A. Frankel et Christopher Pissarides, 9–62. Chicago, IL: University of Chicago Press.

Tytell, Irina et Shang-Jin Wei. 2005. « Global Capital Flows and National Policy Choices. » Fonds monétaire international, Washington, DC.

ANNEXES

Annexe

Résultat de la méthode des moments généralisés avec l'estimateur en première différence et en système

	EF	Première diff.	MMG Système
lPIBPT		0.123 (1.38)	0.160* (2.19)
Flux de capitaux	-0.00177 (-0.04)	0.0077 (1.60)	0.00912 (1.80)
Ouverture commerciale	0.00174** (3.28)	-0.00115 (-0.78)	0.000437 (1.84)
IIB	0.0121* (2.38)	0.00431 (0.70)	0.00370 (1.15)
TAEF	-0.00875 (-0.89)	-0.0189* (-2.30)	-0.00321 (-0.91)
Infrastructure	0.0221 (1.59)	0.00300 (0.46)	0.00436* (2.14)
Taux d'emploi	-0.00619 (-0.49)	-0.0247* (-2.19)	-0.00591** (-3.77)
Taux de change	1.49e-11 (0.44)	-7.64e-11*** (-3.88)	-6.83e-11*** (-5.99)
Constante	-0.0382 (-0.05)		0.267* (2.39)
Arellano-Bond_test (AR2)		0.209	
Sargan test (p-value)		0.987	Hausmann test = 0.0027
Hansen test (p-value)		0.239	
Observations	987	987	987

Statistiques t entre parenthèses : * p<0.05, ** p<0.01, *** p<0.001 indiquent respectivement que la variable est significative au seuil de 5%, 1% et 0,1%.

L'estimation d'un modèle en panel dynamique par cette commande donne la valeur du coefficient du PIB par tête initial.

. lincom lnPIBPT - 1

(1) lnPIBPT = 1

lnPIBPT	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
(1)	-.7804677	.0793562	-9.83	0.000	-.9400241 -.6209113

Tableau récapitulatif des signes obtenus après l'estimation de notre modèle par la Méthode MMG avec l'estimateur en système.

Variable	Signes attendus	Signes obtenus
PIBPTR	+	+
PIBPT initial (valeur α du PIBPT)	-	-
Flux de capitaux internationaux	Pas de signe	Pas de signe
Ouverture commerciale	+	+
Investissement intérieur brut	Positif ou pas de signe	+
Infrastructure	Positif ou pas de signe	+
Taux d'achèvement de l'école primaire	Positif ou pas de signe	Pas de signe
Taux d'emploi	Positif ou pas de signe	Pas de signe
Taux de change officiel	Négatif ou pas de signe	-

Analyse des déterminants du mésalignement du taux de change réel : Évidence empirique des pays d'Afrique Subsaharienne

Jean Paul LISELE SHUWA

Faculté d'économie et de gestion, Université de Kisangani, R.D Congo.

Prince PIVA ASALOKO

Faculté des sciences économiques et de gestion, Université de Yaoundé II, Cameroun.

Jacques NDONDA MUKENDI

Faculté d'économie et de gestion, Université pédagogique nationale (UPN), R.D Congo.

Résumé. Ce papier examine les déterminants du mésalignement de taux de change réel en Afrique Subsaharienne. Pour y parvenir, nous considérons que le modèle pertinent doit répondre à certaines exigences qui portent à la fois sur le contenu théorique et opérationnel. Sur le plan théorique, le modèle doit : d'une part, expliquer la dynamique des taux de change réels, en distinguant notamment l'équilibre à moyen et long terme, et d'autre part prendre en compte l'interaction entre le taux de change et la dette extérieure. Nous procédons à une application empirique au cas des différentes monnaies d'Afrique subsaharienne à partir des deux modèles de référence, le BEER et le NATREX. Il ressort des estimations que l'accroissement de 1 % du taux d'ouverture commerciale de l'économie induit une dépréciation réelle du taux de change de 0.64%. En s'intéressant aux effets de la productivité réelle, il apparaît qu'il favorise l'appréciation du taux de change de 0.46 %. En outre, l'amélioration des termes de l'échange de 1% entraîne l'appréciation réelle de 2.16% de la monnaie. De manière précise, le résultat obtenu montre qu'une amélioration de la position extérieure nette de 1% génère 0.059% d'appréciation réelle de la monnaie locale.

Mots clés : Déterminants, mésalignement, taux de change, ASS, BEER et NATREX

1. INTRODUCTION

Le taux de change est l'une des variables clés de la politique économique, selon qu'il constitue un instrument de la politique monétaire et par ricochet un levier important de la croissance économique (Razin et Collins, 1997 ; Owoundi, 2016). En effet, les vagues de crises financières et de change du système monétaire européen (1992, 1993, 1995), du Mexique (1994), de l'Argentine (1998, 2001, 2014) ou du marché immobilier américain (2007) ont fragilisé la situation économique des pays en développement (PED) et de ce fait, ont suscité une prolifération des travaux sur l'efficacité du taux de change dans l'ajustement à l'équilibre.

L'efficacité du taux de change comme instrument de politique économique est subordonnée à la connaissance de son niveau d'équilibre sans laquelle le mésalignement du taux de change (TCR) n'a guère de sens. En effet, le mésalignement du TCR traduit les écarts entre les valeurs observées des taux de change réels effectifs et leur valeur d'équilibre (Coudert et al., 2013). Selon Razin et Collins (1997), les mésalignements du TCR se définissent comme une situation qui se caractérise par une incohérence des mouvements du TCR par rapport aux fondamentaux sur une période de temps prolongée. Pour Williamson (1998), il y'a mésalignement du TCR lorsque celui-ci s'écarte de son sentier d'équilibre. Une définition plus structurée est celle donnée par Edwards (1989) pour qui les mésalignements du taux de change traduisent une déviation du TCR de sa valeur d'équilibre dans le long terme. Cette définition est similaire à celle des auteurs Montiel (1999, 2003) et Razin et Collins (1999).

Le mésalignement du taux de change réel est généralement associé au choix d'un régime de taux de change, essentiellement suite à l'effondrement du système de Bretton Woods en 1973. Normalement, chaque pays déclare son choix du régime de change aux organisations internationales telles que le FMI. Ceci est appelé régime *de jure*. Toutefois, dans la pratique, le régime de jure et le régime effectivement mis en œuvre coïncident rarement. Cette divergence conduit à l'élaboration du concept du régime *de facto* (Reinhart et Rogoff, 2004 ; Levy-Yeyati et Sturzenegger, 2005), qui se réfère au régime de taux de change effectivement mis en œuvre. Dans ces faits, on se concentre dans ce papier sur le concept de *de facto*.

D'une manière générale, chaque pays peut convertir son taux de change de *de facto* à une autre monnaie, de le laisser flotter librement ou de contrôler son flottement. Chaque catégorie comprend certains régimes variants. Les régimes de change se réfèrent au niveau du taux de change nominal et l'association avec un certain niveau de mésalignement. Selon les modèles macroéconomiques standards, il n'est pas, a priori,

clair lequel des régimes de changes qui induit plus de mésalignement. En vertu d'un régime de change flexible, le marché de change détermine le niveau approprié du taux de change nominal. Par conséquent, le défaut d'alignement du taux de change réel ne peut être que temporaire. Sous les régimes fixes, les taux de change nominaux ne peuvent être ajustés, ceci induit le risque de mésalignement. Toutefois, si les marchés des biens sont parfaitement efficaces, les prix pourraient répondre aux pressions du marché et ramener le taux de change réel à son niveau d'équilibre, même si le taux de change nominal ne change pas. En réalité, le taux de change réel montre un niveau non négligeable de défaut d'alignement dans les deux régimes de change fixe et flexible. Sous les régimes de change fixe, cela pourrait être lié à la rigidité du prix nominal (Engle, 2010) ou en raison d'information imparfaite chez les investisseurs (Edwards, 2011). Certaines analyses empiriques confirment que le taux de change réel peut être non aligné, quel que soit le régime nominal (Coudert et al. 2013 ; Nouira et al. 2011).

Si plusieurs études montrent que le taux de change réel peut être désaligné, quel que soit le régime, d'autres études se sont focalisées à démontrer si un régime donné est plus enclin aux défauts d'alignement que d'autres. Dans cette vision, Dubas (2009) a montré que le mésalignement est plus marqué dans les pays en développement, en constatant que le flottement libre conduit à beaucoup plus de mésalignement. En revanche, Coudert et Couharde (2009) et Holtemoller et Mallick (2013) ont constaté que le régime de change fixe induit plus de mésalignement que le régime de change flottant. La divergence des deux résultats d'études pourrait être due aux approches économétriques, aux caractéristiques des échantillons étudiés. Collins (1996) suggère que le degré accepté ou toléré du mésalignement du taux de change réel dépend d'autres facteurs d'ordres écopolitiques ou dépend des tensions inflationnistes.

La littérature récente identifie deux facteurs qui sont déterminants dans le niveau d'acceptation ou de tolérance du mésalignement du taux de change réel. Ces deux facteurs sont la qualité des institutions et le développement financier. Par exemple, Rodrik (2008) recommande une stratégie basée sur un taux de change de déséquilibre quand les institutions domestiques sont faibles. Également, Aghion et al. (2009) et Elbadawi et al. (2012) constatent que l'effet du mésalignement du taux de change sur la croissance est négligeable quand le système financier du pays est développé. Ce coût faible du mésalignement pourrait rendre le pays relativement plus tolérant aux mésalignement.

La suite de ce papier se propose de présenter la méthode d'estimation du mésalignement ainsi que le calcul pour le cas des pays de la région d'Afrique subsaharienne, les résultats empiriques des déterminants des

taux de change réels d'équilibre et la conclusion qui met en lumière quelques implications en termes de recommandations.

2. STRATÉGIE MÉTHODOLOGIQUE

a. Les fondements théoriques

Avant de nous intéresser aux déterminants du mésalignement du taux de change d'équilibre suivant l'approche dynamique, nous présentons tout d'abord les fondements théoriques de cette approche. Développé par Stein et Allen (1997), le NATREX est défini comme le taux de change réel qui assure l'équilibre de la balance des paiements en l'absence de facteurs cycliques (production à son potentiel), de flux de capitaux spéculatifs et de variation de réserves de change. Il garantit en d'autres termes la réalisation simultanée à long terme des équilibres interne et externe de l'économie. Il constitue de ce fait une référence de premier ordre pour la détermination des mésalignements des taux de change en raison de sa caractéristique dynamique.

Le NATREX s'appuie sur l'idée que la trajectoire du TCR peut être décomposée en fonction des trois horizons de court, moyen et long terme. La dynamique de court-moyen terme repose sur la convergence du taux de change réel vers sa valeur d'équilibre de moyen terme par l'égalisation des rendements financiers et l'absence de flux de capitaux spéculatifs. À moyen terme, deux variables ne sont pas stabilisées : le stock de capital par tête et la position extérieure nette. En effet l'investissement continue de gonfler le stock de capital et les déséquilibres courants font varier la position extérieure nette. À long terme, le stock de capital et la position extérieure nette sont, par définition, stables. Ce qui implique que le taux de change d'équilibre dépend uniquement des fondamentaux. Par conséquent, le taux de change est constant et converge vers son niveau défini par la parité des pouvoirs d'achat (PPA).

Mais le point de départ des analyses du NATREX est qu'à long terme, tout excès de l'investissement par rapport à l'épargne nationale doit être financé par l'emprunt externe, de sorte que l'équilibre du marché réel coïncide avec l'équilibre externe de l'économie, via les variations du taux de change réel. Formellement, soit l'équation fondamentale de marché suivante :

$$I - S + CA = 0 \quad (1)$$

Où I représente l'investissement ; S , l'épargne ; et CA , le compte courant. Si on suppose l'équilibre du système à la période initiale ($S - I = CA$), alors tout choc externe qui crée une différence négative entre

l'épargne et l'investissement national, provoque par ricochet des entrées de capitaux. Ces dernières à leur tour entraînent l'appréciation réelle du change ainsi que la détérioration du compte courant jusqu'au retour à la situation d'équilibre initial. Le taux de change réel est ainsi la variable qui réalise l'ajustement à l'équilibre de long terme. Précisément, il s'agit du taux de change réel « Interne » défini comme le prix relatif des biens non échangeables (PN) par rapport à celui des biens échangeables (Pt). Il se définit par la relation (2) suivante :

$$e = \frac{P_N}{P_T} \quad (2)$$

Une augmentation de (e) traduit une appréciation réelle et vice-versa. En effet, toute baisse de la production de biens échangeables engendre, au plan interne, un excès de la demande de ces biens avec pour conséquence une augmentation de leur prix et donc l'accroissement du taux de change. La description des équilibres interne et externe, respectivement à travers l'équilibre du marché des biens non échangeables et l'approche de l'équilibre des stocks à long terme, conduit à la formulation suivante du taux de change réel interne d'équilibre (e) :

$$e^* = h(gN, gT, [z + r^* f], \rho) \quad (3)$$

Avec gN et gT les dépenses du gouvernement respectivement en biens non échangeables et en biens échangeables ; z le montant total net des aides reçues par le gouvernement, r est le taux de rendement réel des actifs étrangers exprimés en termes de biens échangeables, f est le stock d'actifs nets étrangers et un indicateur de productivité. La relation (3) est une expression du taux de change d'équilibre de long terme qui n'intègre pas des fondamentaux majeurs tels que les termes de l'échange ou encore la politique commerciale. En suivant Baffes et al. (1999), elle peut être modifiée afin d'intégrer lesdits fondamentaux. Il s'ensuit l'écriture suivante :

$$e^* = h(gN, gT, [z + r^* f], \rho, \eta, \tau) \quad (4)$$

Où e^* représentent des mesures de politiques commerciales et les termes de l'échange externes respectivement. L'équation (4) signifie que l'augmentation de la dépense publique en biens non échangeables, celle de la productivité, ainsi que des mesures de restriction commerciale, entraînent une augmentation de e (appréciation réelle). En effet, l'augmentation de la dépense publique en biens non échangeables et les mesures de restriction commerciale, entraînent un accroissement de la demande de ces

biens et une hausse de leur prix ; alors qu'un choc de productivité provoque une réduction de l'offre de biens non échangeables et finalement, une hausse de leur prix. Par ailleurs, une amélioration de la balance commerciale et une augmentation des dépenses publiques en biens échangeables engendrent une dépréciation réelle. Quant à l'effet des termes de l'échange externes, celui-ci n'est pas connu a priori. D'un côté, l'augmentation des termes de l'échange peut se traduire par une augmentation du revenu national en termes de biens importés et un effet de dépenses, avec un accroissement de la demande de l'ensemble des biens et un accroissement du taux de change réel. D'un autre côté, l'effet de dépenses peut être supplanté par un effet de substitution en faveur des biens exportés, avec pour conséquence la dépréciation réelle.

D'un point de vue pratique, certains auteurs estiment l'équation (4) en substituant le taux de change effectif réel (TCER) au taux de change réel interne (TCR), afin de pallier la contrainte liée à l'indisponibilité des données. Or, un tel procédé est susceptible de biaiser les résultats obtenus, car rien ne justifie clairement l'égalité entre le TCER et les fondamentaux du TCR interne. Pourtant, l'expression du TCER peut être décomposée de manière à retrouver une formulation similaire à celle de l'équation (4). Formellement, soit TCR_t^j le taux de change réel bilatéral entre un pays et son partenaire j , TCR_0^j ce même taux à la période de référence, et la part du partenaire dans le total des échanges du pays considéré. Le TCER est donné par la relation (5) :

$$TCER = \prod_{j=1}^N \left[\frac{TCR_t^j}{TCR_0^j} \right]^{\theta_j} \quad (5)$$

Avec $TCR^j = \frac{S^j * P}{P^j}$, S^j , P et P^j représentant respectivement le taux de change nominal coté au certain, les prix des biens domestiques et celui des biens étrangers. En sachant que P et P^j peuvent être exprimés en fonction des biens échangeables et non échangeables et si l'on suppose que $P_T \equiv P_X$ et $P_M^j \equiv P_N^j$, on peut encore exprimer le TCR comme suit :

$$TCR^j = \frac{S^j P_X}{P_M^j} * \frac{(P_T / P_N)^{(\alpha-1)}}{(P_M^j / P_N^j)^{(\beta-1)}} \quad (6)$$

Où P_M^j est le prix des importations du pays considéré en provenance du partenaire j ; β et α représentent la part du prix des biens échangeables dans le prix domestique et étranger, respectivement. On note

$c = P_M^j / P_N^j$ le prix relatif des biens non échangeables étrangers et on admet que ce dernier est égal à 1 en suivant Lim et Stein (1995). En introduisant cette relation dans l'équation (5), on obtient une nouvelle expression du TCER :

$$TCER = P_X * (P_T / P_N)^{(\alpha-1)} \prod_{j=1}^N \left[\frac{S^j}{P_M^j} \right]^{\theta_j} = \frac{TCEN * P_x}{(P_M)_{eff}} e^{(\alpha-1)} \quad (7)$$

Où TCEN est le taux de change effectif nominal, $TCEN * P_x$ un indice synthétique du prix unitaire des exportations du pays considéré, et $(P_M)_{eff}$ un indice synthétique du prix unitaire des importations de ce pays. Finalement, nous obtenons la relation suivante du TCER en fonction d'un indicateur du prix relatif des biens non échangeables :

$$TCER = TOT * e^{(\alpha-1)} \quad (8)$$

Avec TOT les termes de l'échange. À partir de cette équation, nous procédons à la détermination du NATREX de long terme en deux étapes. Nous estimons d'abord un indicateur du prix relatif des biens non échangeables d'équilibre $e^{(\alpha-1)}$ en fonction des fondamentaux identifiés par l'équation (4), en posant notamment : $\overline{\ln e^{(\alpha-1)}} = \ln TCER - \ln \overline{TOT}$

Où \overline{TOT} représente les termes de l'échange d'équilibre.

Au final, l'approche du NATREX est dynamique et repose explicitement sur les déterminants de long terme du taux de change réel d'équilibre. En effet, le NATREX incorpore des effets de stock à travers la dynamique de la position extérieure nette et du stock de capital. Il permet de calculer une trajectoire d'équilibre du moyen terme au long terme. Néanmoins le NATREX souffre des hypothèses faites sur l'équilibre interne : le marché du travail est supposé être à l'équilibre ; la dynamique d'ajustement des prix et des salaires est passée sous silence. En outre, le NATREX se présente, certes, comme une théorie du taux de change réel d'équilibre ; elle ne devient cependant qu'une théorie du taux de change nominal qu'en évacuant les mécanismes de formation des prix. Par ailleurs, le NATREX suppose que les agents sont incapables d'anticiper ex ante les variations du change et suppose donc que les agents anticipent la stabilité du taux de change. Cette hypothèse n'a guère de fondement théorique (même si, empiriquement, il est difficile de prévoir mieux le taux de change qu'en prévoyant qu'il conservera sa valeur actuelle). Le

NATREX peut être considéré comme la forme réduite de l'équation de taux de change d'un modèle macro-économétrique.

b. Modèle empirique et présentation des variables

Le modèle empirique

Afin d'estimer les NATREX, nous avons recouru à l'estimateur Pool Mean Group (PMG). Le choix de cette méthode d'estimation est motivé par les avantages qu'elle offre d'un point de vue pratique. D'une part, l'estimateur du Pooled Mean Group (PMG) permet un traitement efficace des panels dynamiques, notamment ceux pour lesquels le nombre d'observations temporelles T est aussi grand que celui des individus (Pesaran et al., 1999). D'autre part, il offre la possibilité d'estimer une relation de long terme entre différentes variables, sans précautions préalables au sujet de la stationnarité ou même l'existence d'une relation de cointégration entre ces dernières. Pour ce faire, l'estimation est fondée sur l'hypothèse que la constante du modèle, de même que les coefficients de court terme et les variances des erreurs peuvent différer selon les individus, les coefficients de long terme étant cependant identiques.

Cet estimateur est construit sous l'hypothèse d'une hétérogénéité des coefficients de court terme et une homogénéité des coefficients de pente de long terme (Pesaran et al. 1999). Les conditions initiales sont traitées comme fixes ou aléatoires et les coefficients de long terme sont une combinaison non linéaire des coefficients de court terme. Le Pooled-Mean Group fait appel à l'estimation du modèle ARDL (autoregressive distributed lag) d'ordre (p_i, q_i) .

$$\Delta y_{i,t} = \phi_i y_{i,t-1} + \beta_i x_{i,t} + \sum_{j=1}^{p_i-1} \varphi_{i,j} \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=1}^{q_i-1} \delta_{i,j} \Delta x_{i,t-j} + \alpha_i + \varepsilon_{i,t} \quad (9)$$

Où $y_{i,t}$ est la variable dépendante, $x_{i,t}$ le vecteur des variables explicatives, α_i est coefficient qui capte la spécificité-pays, $\varphi_{i,j}$ et $\delta_{i,j}$ représentent les coefficients de la dynamique de court terme relatifs à chaque pays et $\varepsilon_{i,t}$ est le terme d'erreur du modèle. Dans notre cas, cette variable dépendante est le taux de change d'équilibre réel. Le vecteur de variables explicatives est représenté par les fondamentaux de l'économie qui détermine ce taux de change d'équilibre de long terme. Nous retenons principalement :

- Le taux d'ouverture de l'économie (Open), qui reflète l'influence de la politique commerciale du pays considéré. Son influence sur le TCER est a priori indéterminée. D'une part, l'ouverture commerciale peut provoquer l'appréciation réelle de la monnaie nationale via l'amélioration du

compte courant. Mais d'autre part, une ouverture commerciale plus forte favorise la modération de la hausse des prix domestiques qui entraîne elle-même la dépréciation réelle la monnaie nationale (Goldfajn et Valdes, 1999). Cette relation est confirmée dans les travaux empiriques de Dufrenot et Yehoue (2005) ou Mongardini et Rayner (2009), raison pour laquelle nous nous attendons à ce que l'ouverture commerciale exerce un effet négatif sur le TCER ;

- La position extérieure nette en proportion du PIB (Nfa), associée à l'écart entre l'épargne et l'investissement domestiques. Pour les pays débiteurs comme ceux d'ASS, toute dégradation de la position extérieure nette devrait engendrer des intérêts sur le paiement de la dette ; l'amélioration de la balance commerciale via la dépréciation réelle est alors requise pour générer des exportations nettes positives et favoriser le retour de l'équilibre (Lee et al., 2008). Ce mécanisme est plus communément nommé : « l'effet de transfert » (Obstfeld et Rogoff, 1995 ; Lane et Milesi-Ferretti, 2004). En vertu de ce mécanisme, la variable Nfa devrait être affectée d'un coefficient positif ;
- La productivité relative (Prod), qui permet de capter l'effet Balassa-Samuelson. À titre de rappel, ce dernier traduit le phénomène d'appréciation réelle qui résulte d'un accroissement de la productivité dans le secteur exposé, comparativement au reste du monde. Pour obtenir une bonne approximation de cet indicateur, la pratique courante consiste à utiliser les données sur la productivité du travail dans les secteurs ouvert et abrité (De Gregorio Giovannini et Krueger, 1994). Mais ces données sont généralement indisponibles pour les pays en développement, ce qui conduit Baffes et al. (1999) à utiliser un proxy défini par le rapport du PIB par travailleur d'un pays donné, sur le PIB par travailleur de l'OCDE. Pourtant, la non-significativité de ladite variable pour l'ensemble des estimations conduit les auteurs à la retirer de la spécification finale. C'est la raison pour laquelle nous suivons Lane et Milesi-Ferretti (2004) en construisant notre indicateur de productivité à partir des données sur le PIB réel par tête de la manière suivante :

$$Prod_{i,t} = \frac{PIBRPHBT_{i,t}}{PIBRPHBT_{OCDE,it}}$$

Cette variable est positivement liée au TCR si l'on s'en tient à l'hypothèse de Balassa-Samuelson.

- Les dépenses finales de consommation du gouvernement (Gov), dont l'effet dépend de leur composition en termes de biens échangeables et non échangeables. Mais si l'on s'en tient à Froot et Rogoff (1995), on peut considérer que ces dépenses portent majoritairement sur l'acquisition des biens non échangeables. Dans ces conditions, l'accroissement des dépenses entraîne une hausse de la demande de ces biens, ce qui génère la hausse de leur prix relatif et l'appréciation

réelle de la monnaie. Les études empiriques de De Gregorio et al. (1994) ou Chinn (1999) confirment cette relation, raison pour laquelle nous nous attendons à ce que cette variable soit associée à un coefficient positif ;

- Les termes de l'échange (Tot), définis comme le rapport du prix des exportations sur celui des importations. Leur influence sur le TCR est indéterminée a priori. D'une part, la hausse des termes de l'échange peut entraîner l'augmentation du volume des exportations, l'amélioration du solde commercial et finalement l'appréciation réelle de la monnaie nationale. D'autre part, l'amélioration du prix des exportations peut générer l'accroissement du niveau général des prix, de sorte que l'effet de revenu précédent est supplanté par un effet de substitution en faveur des biens importés (qui deviennent moins onéreux), entraînant de ce fait la dépréciation réelle. Toutefois, les travaux empiriques comme ceux de Dufrenot et Yehoue (2005) soulignent généralement la supériorité de l'effet revenu. Le coefficient associé à cette variable devrait être positif.

Sur la base de cette spécification, les coefficients de long terme ϕ_i et β_i sont supposés identiques à tous les pays. Ainsi, si est significativement négatif, on peut alors conclure qu'il existe une relation de long terme entre la variable indépendante et les variables explicatives. L'approche PMG est essentiellement une version de la procédure en panel du modèle ARDL et consiste en l'estimation du modèle ARDL par le maximum de vraisemblance, lequel peut être réécrit comme un modèle à correction d'erreur (ECM). L'estimation de ce modèle évoque simultanément les dimensions intra et inter. Pesaran, Shin et Smith (1999) n'ont pas proposé un test formel de cointégration, mais ont dérivé des propriétés asymptotiques tant pour l'estimation des régresseurs des séries stationnaires que non stationnaires.

Après estimation de la relation (9), nous effectuons une prévision sur le taux de change d'équilibre pour chaque période et pays. Et le mésalignement est déterminé par la relation suivante :

$$MIS_NATREX = \frac{TCER - NATREX}{NATREX} \quad (10)$$

3. RÉSULTATS DE L'ANALYSE

A. L'approche dynamique du taux de change d'équilibre réel (NATREX)

L'estimation du taux de change d'équilibre dynamique par la méthode PMG est présentée dans le Tableau 1. Nous nous intéressons uniquement aux résultats de long terme compte tenu des fondements du NATREX. Les résultats fournis par ce tableau sont globalement cohérents avec nos attentes théoriques.

En effet, l'accroissement de 1 % du taux d'ouverture commercial de l'économie induit une dépréciation réelle du taux de change de 0.64%. Cette relation s'accorde avec les travaux des auteurs comme Dufrénot et Yehoue (2005) et Owoundi et Bikai (2018). En s'intéressant aux effets de la productivité réels, il apparait qu'il favorise l'appréciation du taux de change de 0.46 %. Ce qui suggère l'existence d'un effet de type Balassa-Samuelson. Cet effet est confirmé par ailleurs, dans les travaux empiriques de Chinn (1999), Coudert (1999) ou encore Elbadawi et al. (2012). En outre, l'amélioration des termes de l'échange (1%) entraîne l'appréciation réelle de 2.16% de la monnaie, ce qui confirme la supériorité de l'effet de dépenses mis en évidence par ailleurs dans les travaux de Bouoiyour et al. (2004) ou encore Coudert et al. (2013).

Tableau 1. Déterminants du taux de change d'équilibre réel (approche NATREX)

	Coefs. Estimés	Écart type	Z-statistique	P-value
Relation de long terme				
Ouverture	-.6366598***	.1901279	-3.35	0.001
Productivité	.4638457***	.1124842	4.12	0.000
Dépenses gouvernementales	.2274377***	.0443412	5.13	0.000
Position nette	.0578229***	.0142537	4.06	0.000
Termes de l'échange	2.164149***	.397284	5.45	0.000
Relation de court terme				
Force de rappel	-.0709792***	.016559	-4.29	0.000
D. Ouverture	-.8264208**	.4224115	-1.96	0.050
D. Productivité	-.3781211	.2359568	-1.60	0.109
D. Dépenses gouvernementales	.2619148	.2083017	1.26	0.209
D. trans	-.0010817	.003534	-0.31	0.760
D. Termes de l'échange	-.179102	.1883079	-0.95	0.342
Constante	.3175597***	.0963643	3.30	0.001
Pays	28			
Observations	1049			

Par ailleurs, notre estimation met en évidence l'existence d'un effet positif des dépenses de consommation du gouvernement sur le taux de change réel. En d'autres termes l'accroissement de ces dépenses contribue à une appréciation de la monnaie locale comme le suggèrent Mongardini et Rayner, (2009) ainsi que Coulibaly et Gnimassoun (2013). En effet, ils relèvent que l'augmentation des dépenses du gouvernement entraîne l'appréciation réelle dans la mesure où celles-ci sont principalement destinées à l'acquisition des biens non échangeables. D'ailleurs, plusieurs de ces économies se sont engagées dans de vastes programmes de développement qui se matérialisent par des investissements à caractère structurant.

S'agissant de la position extérieure nette, son effet est positif. De manière précise, le résultat obtenu montre qu'une amélioration de la position extérieure nette de 1% génère 0.059% de s'appréciation réelle de la monnaie locale. Ce résultat peut se justifier en partie par le rôle qu'a joué l'augmentation des prix des matières premières entre 2005 et 2013. En effet, du fait de l'embellie de ces prix, les économies d'ASS ont enregistré d'importantes entrées de réserves de change et ont connu un boom dans l'exploitation des matières premières.

B. L'approche comportementale du taux de change d'équilibre réel (BEER)

Le concept du taux de change d'équilibre comportemental (ou BEER) fait partie de la classe des modèles dits de « l'équilibre macroéconomique sous-jacent » (Clark et Mac Donald, 1998). Dans sa version originelle, il a été proposé par MacDonald (1997), Clark et MacDonald (1999). Il repose sur une approche volontairement positive du taux de change d'équilibre, contrairement notamment au modèle normatif de Williamson (Mac Donald, 2002). La relation de base du modèle est la condition d'équilibre financier donnée par la parité des taux d'intérêt non couverte. Formellement, pour un horizon de maturité des titres « $t + k$ » et sous l'hypothèse de neutralité au risque, l'absence d'arbitrage à l'équilibre se traduit par la relation (11), en annexe.

Dans cette fonction, les fondamentaux retenus sont les mêmes que ceux de l'estimation du NATREX. À la différence de l'équation de détermination du NATREX, l'évaluation du BEER prend en compte la nature du régime de change en vigueur dans une économie, en l'occurrence le régime de change fixe, dont l'effet est pris en compte par la variable indicatrice $Reg1$. Précisément, $Reg1=1$ pour un pays à un régime de change fixe. L'introduction d'une variable indicatrice dans l'équation du taux de change d'équilibre a aussi été proposée par certains auteurs tels que Mulder et Baldi (2004) ou Carrera et Restout (2008). D'un point de vue théorique, cette variable devrait être associée à un coefficient positif qui traduit l'appréciation réelle générée par la fixité du change. En effet, dans l'hypothèse d'un choc persistant et négatif sur la production, un pays à régime de change fixe est contraint de défendre une parité dont le niveau ne reflète plus celui des fondamentaux à partir desquels elle a été fixée. Pour défendre cette parité, la banque centrale est contrainte de limiter les sorties de capitaux à travers des opérations qui accroissent la masse monétaire si celles-ci ne sont pas stérilisées. Il s'ensuit une hausse des prix domestiques qui conduit à l'appréciation de la monnaie.

Tableau 2. Déterminant du taux de change d'équilibre réel (approche comportementale)

D.ln reeer	Coef.	Std. Err.	Z	P>z
Court terme				
Ouverture	-.0644806	.0790491	-0.82	0.415
Productivité	.1675005	.0467298	3.58	0.000
Dépenses gouvernementales	.0719942	.0668545	1.08	0.282
Position nette	.0033577	.0013205	2.54	0.011
Terme	-.1697725	.0745035	-2.28	0.023
Fix	.7520346	.2102942	3.58	0.000
Long terme				
ec	-.1641728	.0240929	-6.81	0.000
D1. Ouverture	-.7831233	.4250091	-1.84	0.065
D1. Productivité	-.3979574	.2324812	-1.71	0.087
D1. Dépenses gouvernementales	.2589928	.2079272	1.25	0.213
D1. Position nette	.000694	.0034633	0.20	0.841
D1. Termes	-.2313891	.1838535	-1.26	0.208
Constante	.8969837	.1197812	7.49	0.000

Source : les auteurs

4. CONCLUSION

Cet article a analysé les déterminants du mésalignement du taux de change dans les pays d'ASS. Pour ce faire, cette étude a fait recours dans un premier temps au modèle NATREX. Dans un second temps, nous avons eu recours au modèle BEER. Les résultats obtenus ont montré que l'accroissement de 1 % du taux d'ouverture commercial de l'économie induit une dépréciation réelle du taux de change de 0.64%. En s'intéressant aux effets de la productivité réels, il apparaît qu'il favorise l'appréciation du taux de change de 0.46 %. En outre, l'amélioration des termes de l'échange (1%) entraîne l'appréciation réelle de 2.16% de la monnaie locale, ce qui confirme la supériorité de l'effet de dépenses mis en évidence par ailleurs dans les travaux de Bouoiyour et al. (2004) ou encore Coudert et al. (2013). Nous concluons que NATREX est un guide utile pour les autorités monétaires et les opérateurs privés.

Par ailleurs, notre estimation met en évidence l'existence d'un effet positif des dépenses de consommation du gouvernement sur le taux de change réel. En d'autres termes, l'accroissement de ces dépenses contribue à une appréciation de la monnaie locale comme le suggèrent Mongardini et Rayner, (2009) ainsi que Coulibaly et Gnimassoun (2013). En effet, ils relèvent que l'augmentation des dépenses du gouvernement entraîne l'appréciation réelle dans la mesure où celles-ci sont principalement destinées à l'acquisition des biens non échangeables. D'ailleurs, plusieurs de ces économies se sont engagées dans de vastes

programmes de développement qui se matérialisent par des investissements à caractère structurant. S'agissant de la position extérieure nette, son effet est positif. De manière précise, le résultat obtenu montre qu'une amélioration de la position extérieure nette de 1% génère 0.059% de s'appréciation réelle de la monnaie locale. Ce résultat peut se justifier en partie par le rôle qu'a joué l'augmentation des prix des matières premières entre 2005 et 2013. En effet, du fait de l'embellie de ces prix les économies d'ASS ont enregistré d'importantes entrées de réserves de change et ont connu un boom dans l'exploitation des matières premières.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

Aghion, P., Bacchetta, P., Ranciere, R., and Rogoff, K. (2009). Exchange rate volatility and productivity growth: The role of financial development. *Journal of monetary economics*, 56(4):494–513.

Baffes, J., O'Connell, S. A., and Elbadawi, I. (1999). Single-equation estimation of the equilibrium real exchange rate.

Bouoiyour, J., Marimoutou, V., and Rey 1, S. (2004). Taux de change réel d'équilibre et politique de change au Maroc: une approche non paramétrique. *Économie internationale*, (1):81–104.

Carrera, J. E. and Restout, R. (2008). Long run determinants of real exchange rates in latin america.

Clark, P. B. and MacDonald, R. (1999). Exchange rates and economic fundamentals: a methodological comparison of BEERs and FEERs. *Springer*.

Collins, C. (1996). Local economy.

Coudert, V. and Couharde, C. (2009). Currency misalignments and exchange rate regimes in emerging and developing countries. *Review of International Economics*, 17(1):121–136.

Coudert, V., Couharde, C., and Mignon, v. (2013). On currency misalignments within the euro area. *Review of International Economics*, 21(1):35–48.

Coudert, V. et al. (1999). Comment définir un taux de change d'équilibre pour les pays émergents? *Économie internationale*, (77):45–66.

Coulibaly, I. and Gnimassoun, B. (2013). Optimality of a monetary union: New evidence from exchange rate misalignments in west africa. *Economic Modelling*, 32.

De Gregorio, J., Giovannini, A., and Krueger, T. H. (1994). The behavior of nontradable goods prices in europe: Evidence and interpretation. *Review of International Economics*, 2(3):284–305.16

Dubas, J. M. (2009). The importance of the exchange rate regime in limiting misalignment. *World Development*, 37(10):1612–1622.

Dufrénot, G. and Yehoue, E. B. (2005). Real exchange rate misalignment: A panel co-integration and common factor analysis.

Edwards, S. (1989). Exchange rate misalignment in developing countries. *The World Bank Research*

Observer, 4(1):3–21.

Edwards, S. (2011). Exchange-rate policies in emerging countries: eleven empirical regularities from latin america and east asia. *Open Economies Review*, 22:533–563.

Elbadawi, I. A., Kaltani, L., and Soto, R. (2012). Aid, real exchange rate misalignment, and economic growth in sub-saharan africa. *World Development*, 40(4):681–700.

Froot, K. A. and Rogoff, K. (1995). Perspectives on ppp and long-run real exchange rates. *Handbook of international economics*, 3:1647–1688.

Goldfajn, I. and Valdes, R. O. (1999). The aftermath of appreciations. *The Quarterly Journal of Economics*, 114(1):229–262.

Holtemöller, O. and Mallick, S. (2013). Exchange rate regime, real misalignment and currency crises. *Economic Modelling*, 34:5–14.

Hossfeld, O. (2010). Equilibrium real effective exchange rates and real exchange rate misalignments: Time series vs. panel estimates. Technical report, *FIW Working paper*.

Jahjah, M. S. and Montiel, M. P. (2003). Exchange rate policy and debt crises in emerging economies. *International Monetary Fund*.

Lane, P. R. and Milesi-Ferretti, G. M. (2004). The transfer problem revisited: Net foreign assets and real exchange rates. *Review of Economics and Statistics*, 86(4):841–857.

Levy-Yeyati, E. and Sturzenegger, F. (2005). Classifying exchange rate regimes: Deeds vs. words. *European economic review*, 49(6):1603–1635.

MacDonald, I. L. and Zucchini, W. (1997). Hidden Markov and other models for discrete valued time series, volume 110. CRC Press. 17

MacDonald, R. (2002). Modelling the long–run real effective exchange rate of the newzealand donald. *Australian Economic Papers*, 41(4):519–537.

Mongardini, J. and Rayner, B. (2009). Grants, remittances, and the equilibrium real exchange rate in sub-saharan african countries.

Montiel, P. J. and Hinkle, L. E. (1999). Exchange rate misalignment: concepts and measurement for developing countries.

Mulder, N., Baldi, A.-L., et al. (2004). The impact of exchange rate regimes on real exchange rates: Abc and mexico in the 1990s.

Owoundi, F. (2016). Do exchange rate misalignments really affect economic growth? The case of sub-saharan african countries. *International Economics*, 145:92–110.

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

Razin, O. and Collins, S. (1999). Real exchange rate misalignments and growth, George Town university. *International Economic Integration: Public Economics Perspectives*. Cambridge: Routledge, 268p.

Razin, O. and Collins, S. M. (1997). Real exchange rate misalignments and growth.

Reinhart, C. M. and Rogoff, K. S. (2004). The modern history of exchange rate arrangements: a reinterpretation. *the Quarterly Journal of economics*, 119(1):1–48.

Rodrik, D. (2008). The real exchange rate and economic growth. *Brookings papers on economic activity*, 2008(2):365–412.

Stein, J. L. and Allen, P. R. (1997). *Fundamental determinants of exchange rates*. Oxford University Press.

Williamson, O. E. (1998). The institutions of governance. *The American Economic Review*, 88(2):75–79.

Vulnérabilités au changement climatique et fardeau de la dette de l'État : le cas des pays de la zone franc africaine

Médard MENGUE BIDZO

Centre d'Économie Publique (CEP), Faculté de Droit et des Sciences Economiques
Université Omar Bongo, Gabon

Résumé. L'article analyse l'incidence des vulnérabilités au changement climatique sur le fardeau de la dette de l'État dans les pays en développement surendettés. Grâce à une estimation d'un modèle dynamique à l'aide de la méthode de panel de GMM en système sur les données de neuf (9) pays membres de la zone franc africaine, nous obtenons qu'une plus grande vulnérabilité au changement climatique alourdit le fardeau de la dette de l'État et accentue conséquemment la crise de dette.

Mots clés : Vulnérabilités au changement climatique, fardeau de la dette de l'État, GMM en système, Zone franc africaine

Vulnerabilities to climate change and state debt burden: the case of African franc zone countries

Abstract. The article analyzes the impact of vulnerabilities to climate change on the burden of government debt in over-indebted developing countries. Thanks to an estimation of a dynamic model using the GMM panel method in system on the data of nine (9) member countries of the African franc zone, we obtain that a greater vulnerability to climate change increases the burden of the State's debt and consequently accentuates the debt crisis

Keywords : Vulnerabilities to climate change, State debt burden, system GMM, African franc zone

CODES JEL : E63. F64. H63. Q54. Q58

INTRODUCTION

Il est progressivement admis que la vulnérabilité d'un pays au changement climatique peut avoir un effet direct sur sa solvabilité, les coûts de ses emprunts, et finalement, la probabilité qu'il ne puisse pas rembourser sa dette souveraine (Cevik et Jalles, 2020a, 2020b et 2022). En effet, les dégâts dus aux vagues de chaleur, aux sécheresses, à la déforestation, aux ouragans ou aux inondations côtières entraînent non seulement des pertes en vies humaines et une détérioration des moyens d'existence, mais peuvent également avoir de graves conséquences pour les finances d'un pays. Toutes choses qui apportent des éléments probants sur les risques financiers liés au changement climatique et contribuent ainsi à mettre en évidence de manière spécifique le lien entre la vulnérabilité aux chocs climatiques et l'endettement de l'État.

La vulnérabilité au changement climatique est traditionnellement approchée par le degré auquel les éléments d'un système sont affectés par les effets défavorables des changements climatiques. Elle est fonction de la nature, de l'ampleur et du rythme de la variation du climat à laquelle le système considéré est exposé et de la sensibilité de ce système à cette variation du climat (ADEME, 2013).

En réalité, il s'agit d'une question plus complexe. La nouveauté émerge du fait que les risques naturels sont généralement traités sur la base des expériences passées, alors que le changement climatique introduit l'incertitude qui est une caractéristique rendant cette approche traditionnelle impossible. Il n'y a pas d'expérience passée de changement climatique futur, il est impossible de s'appuyer uniquement sur des événements passés pour décider des actions à mener aujourd'hui en préparation pour demain.

En fait, la vulnérabilité au changement climatique n'est pas uniforme, elle présente plusieurs facettes, et varie dans le temps et l'espace. Les différents aspects de la vulnérabilité au changement climatique peuvent être abordés par une classification thématique, selon le secteur sur lequel des effets sont observés (vulnérabilités physique, environnementale, économique, sociale, sanitaire, culturelle et institutionnelle) (ADEME, 2013).

Pour tenir compte de la complexité de la notion de la vulnérabilité au changement climatique, notre article se centre sur une approche globale et se propose ainsi d'examiner la manière dont le risque global au changement climatique affecte l'endettement de l'État. Précisément, la présente réflexion s'intéresse au lien entre les vulnérabilités au changement climatique et le fardeau de la dette de l'État.

Dans les faits, les liens clairs sont effectivement observés entre l'endettement et la vulnérabilité climatique, notamment dans les pays de l'hémisphère sud. Tout d'abord, on a pu observer que les impacts de l'urgence climatique dans les pays du Sud exacerbent surtout les problèmes d'endettement dans les pays vulnérables au climat qui n'ont généralement pas d'autre choix que d'emprunter pour faire face aux coûts de la reprise et de la reconstruction après un événement climatique extrême ou un aléa environnemental (FMI, 2020)¹. Ensuite, lorsqu'un pays surendetté est affecté par un événement climatique extrême, les faits montrent que sa dette rend plus difficile sa réponse aux besoins d'urgence. Les impacts se prolongent dans le futur, car la dette préexistante ainsi que les coûts de reconstruction aggravent les chances de reprise économique (Crotti et Fresnillo, 2021).

Les corpus théorique et empirique, du reste très récents et peu abondants, construits autour de la question du lien entre les risques au changement climatique et la dette souveraine, associent globalement deux grilles de littérature, celle relative au rôle de la dette publique, d'une part, et celle se cristallisant autour de l'impact économique de changement climatique ou des vulnérabilités et des résiliences au changement climatique, d'autre part.

L'analyse séminale qui s'appuie sur ce cadre synthétique établit particulièrement un lien entre la vulnérabilité au changement climatique et le risque de défaillance des États (Cevik et Jalles 2020a). Elle sert d'ancrage à un autre travail qui s'oriente spécifiquement sur la relation entre le changement climatique et les notes de crédit attribuées aux États (Cevik et Jalles, 2020b). Dans la même veine, ces mêmes auteurs parviennent à mettre en évidence un lien entre les chocs climatiques et les rendements des obligations souveraines (Cevik et Jalles, 2022).

L'élément récurrent des conclusions de ces constructions embryonnaires² est que les risques financiers liés au changement climatique sont plus fortement ressentis par les pays en développement, en particulier ceux qui ne sont pas suffisamment préparés à faire face aux chocs climatiques, notamment en raison de marges de manœuvre budgétaire restreintes.

Nous voudrions revisiter cette relation en considérant que plus de 60 % de pays pauvres sont déjà surendettés et traversent une crise de l'endettement souverain, à l'instar des pays de la zone franc africaine (World Bank, 2022), d'une part et que le principal écueil de la dette souveraine de ces pays réside tout

¹ Notamment, le Fonds monétaire international (FMI) a analysé 11 cas de « catastrophes naturelles » majeures dans les pays en développement entre 1992 et 2016, avec un pourcentage dommages / produit intérieur brut (PIB) supérieur à 20%. Les résultats montrent que la dette publique est passée d'une moyenne de 68% du PIB, l'année de l'événement climatique extrême à 75% du PIB trois ans plus tard.

² Même si les faits stylisés décrivent également un impact climatique induit par la dette (Crotti et Fresnillo, 2021).

autant dans l'incitation que dans la capacité à assumer le service de la dette dans un contexte de ralentissement de la croissance économique, d'autre part. Toutes choses qui invitent à se pencher sur l'impact des vulnérabilités au changement climatique sur le fardeau de la dette souveraine plutôt que sur le risque souverain.

L'objet de notre article est donc de montrer que les vulnérabilités au changement climatique alourdissent le fardeau de la dette souveraine des pays pauvres.

Les pays de zone franc africaine constituent notre champ d'investigation. En effet, ces pays sont plus exposés au défaut de consentement à payer la dette. Ils éprouvent d'énormes difficultés à assurer leur service de la dette souveraine pour des raisons diverses (Devarajan and al. (2021).

L'atonie de leur activité économique les contraint inexorablement à emprunter pour faire face aux coûts de la reprise et de la reconstruction notamment des infrastructures après un événement climatique extrême ou un aléa environnemental, aggravant ainsi leur vulnérabilité à l'endettement.

Nous appliquons la méthode économétrique des moments généralisés (GMM) en panel dynamique de neuf pays en développement de la zone franc africaine³ au cours de la période 2000 à 2018 sur le modèle reliant le fardeau de la dette de l'État, capturé par le service de la dette souveraine, et un indicateur des vulnérabilités au changement climatique. Une telle approche est compatible avec le comportement dynamique du fardeau de la dette souveraine et annihile les présomptions d'endogénéité des variables explicatives. Nous procédons spécialement aux estimations des spécifications linéaire et non linéaire de cette relation pour tenir compte de la double conception du fardeau de la dette souveraine.

La première partie présente la revue de littérature (1), la deuxième traite de la méthodologie (2) et la troisième expose les résultats et procède à leur discussion (3).

1. REVUE DE LA LITTÉRATURE

La littérature sur le lien entre la vulnérabilité au changement climatique et le fardeau de la dette souveraine s'appuie sur celle relative à la manière dont le changement climatique pèse sur le risque souverain. Très peu de travaux ont été cependant menés sur ce lien (Cevik et Jalles, 2022).

³ Il s'agit des pays suivants : Burkina Faso, Cameroun, Congo, Côte d'Ivoire, Gabon, Guinée Bissau, Mali, Sénégal, Togo. Nous ne retenons que ces neuf pays de la zone franc africaine parce que nous avons pu trouver les données de l'étude dans les autres.

Au rang de l'étude séminale, Cevik et Jalles (2020a) montrent que la vulnérabilité et la résilience au changement climatique ont des effets significatifs sur les rendements et les spreads des obligations d'État, après contrôle des facteurs macroéconomiques conventionnels, en particulier dans les pays en développement. S'appuyant sur cette première analyse, Cevik et Jalles (2020b) découvrent une autre couche d'informations empiriques en montrant l'impact du changement climatique sur la probabilité de défaut souverain. Dans le prolongement de cette étude, Cevik et Jalles (2022) se concentrent principalement sur la façon dont le changement climatique peut affecter les notations de crédit souverain, en utilisant un nouvel ensemble de données sur la vulnérabilité et la résilience au changement climatique développé par le Notre Dame Global Adaptation Institute (ND-GAIN).

Dans cette même lignée, Bansal, Kiku et Ochoa (2016) constatent que le risque de changement climatique, représenté par la hausse des températures, a un effet négatif sur la valorisation des actifs.

Pour pallier l'absence de littérature théorique sur la question du lien entre la vulnérabilité au changement climatique et l'endettement souverain, les travaux séminaux combinent deux courants d'analyse : celui des déterminants des conditions de l'endettement souverain d'une part et celui relatif à l'impact macroéconomique du changement climatique, d'autre part (Cevik et Jalles ; 2022).

S'agissant du premier courant d'analyse, plusieurs études abordent la question des déterminants des notations souveraines, notamment Cantor et Packer (1996), qui identifient le revenu par habitant, la croissance du PIB, l'inflation, la dette extérieure et l'historique des défauts de paiement comme des facteurs importants pour déterminer la notation de crédit d'un pays.

Afonso (2003) confirme la pertinence de ces déterminants macroéconomiques en utilisant des transformations linéaires, logistiques et exponentielles des échelles de notation. Mulder et Monfort (2000) montrent que les notations souveraines ont tendance à réagir aux indicateurs de crise tels que la surévaluation du taux de change indiquée par le taux de change effectif réel. Amstad et Packer (2015) étendent cette approche pour inclure une pléthore de variables explicatives en tant qu'indicateurs de la solidité budgétaire, économique et institutionnelle, du régime monétaire, de la position extérieure et de l'historique des défauts et concluent qu'un petit ensemble de facteurs peut largement expliquer la notation souveraine des agences.

Concernant ensuite le deuxième courant d'analyse, il existe une littérature croissante sur les effets économiques et financiers des changements liés au climat dans l'environnement physique. Bien que

l'identification de l'impact macroéconomique de la variation annuelle des conditions climatiques reste une tâche empirique difficile, Dell et al. (2012) constatent que des températures plus élevées entraînent une réduction significative de la croissance économique dans les pays en développement. Burke et al. (2015) confirment ce résultat et concluent qu'une augmentation de la température aurait des dommages plus importants dans les pays concentrés dans des zones géographiques aux climats plus chauds. Dans une veine connexe, il est largement documenté que le changement climatique, en augmentant la fréquence et la gravité des catastrophes naturelles, affecte le développement économique (Loyaza et al., 2012), réduit l'accumulation de capital humain (Cuaresma, 2010) et aggrave la balance commerciale d'un pays (Gassebner et al., 2010).

Notre article enrichit cette littérature en associant spécifiquement l'analyse du fardeau de la dette souveraine à celle de l'incidence des vulnérabilités au changement climatique. La littérature existante sur le fardeau de la dette de l'État retient deux approches, celle du fardeau primaire (crowding-out) et celle du fardeau virtuel (debt overhang).

L'approche la plus fréquente des effets de l'endettement se réfère à l'impact du fardeau primaire, c'est-à-dire à la réduction de ressources résultant du paiement du service de la dette.

Dans cette optique, le service de la dette constitue la mesure la plus pertinente du fardeau de la dette (FMI, 2004) et peut ainsi exercer des effets d'éviction sur l'investissement.

Deux types d'effets peuvent effectivement surgir lorsque l'État se trouve dans l'obligation de réduire ses investissements afin d'assurer le service de la dette. D'abord, l'effet direct qui consiste en une diminution du niveau de l'investissement total. Ensuite, différents effets indirects résultant fondamentalement de la complémentarité qui peut exister entre investissement public et investissement privé.

Si la notion de crowding-out s'appuie sur le service de la dette, l'approche en termes de debt overhang (basée sur l'encours) considère le poids futur du service (FMI, 2004).

Deux aspects du fardeau virtuel de la dette peuvent être distingués. D'abord, selon la vision étroite, il y a debt overhang s'il existe une probabilité non nulle que le pays débiteur soit incapable dans le futur de faire face au remboursement de son emprunt (dette supérieure à la capacité de remboursement). Ensuite, dans une optique plus large, toute activité entraînant des coûts dans la perspective d'obtenir dans le futur un revenu supérieur peut être découragée, les agents économiques anticipant une taxation du fruit de leurs efforts (Corden, 1988). Un accroissement du futur service de la dette peut inciter les gouvernements à

mener des politiques inflationnistes ou à s'abstenir de mettre en application certaines réformes. En outre, l'incertitude quant au montant du service qui sera effectivement payé peut constituer un signal négatif pour les investisseurs (Dijkstra et Hermes, 2001) qui préféreront reporter leur décision d'investir (Servén, 1997).

Notre article tente d'établir un lien entre ces différentes approches du fardeau de la dette souveraine et la vulnérabilité au changement climatique.

2. MÉTHODOLOGIE

Cette partie procède successivement à la spécification du modèle économétrique et à la présentation des sources et de l'analyse des données.

2.1- La spécification du modèle économétrique

Il s'agit de mettre en évidence empiriquement l'impact des vulnérabilités au changement climatique sur le service de la dette souveraine dans neuf pays de la zone franc africaine en appliquant la technique d'estimation en panel GMM en système sur la forme linéaire de référence suivante :

$$D_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 D_{it-1} + \alpha_3 VCC_{it} + \alpha_4 X_{i,t} + \rho_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad [1]$$

dans laquelle la variable dépendante D_{it} , représente le service de la dette de l'État dans le pays i et au temps t . Elle est notamment capturée par le rapport entre le service de la dette de l'État et le produit intérieur brut.

D_{it-1} est la variable dépendante retardée.

VCC_{it} est la mesure des vulnérabilités au changement climatique. C'est cette variable qui permet de tester notre hypothèse de travail, à savoir que la prise en compte des vulnérabilités au changement climatique dans les décisions financières de l'État conduit à un alourdissement du fardeau de la dette souveraine. Un coefficient positif de cette variable confirme cette hypothèse. Elle est mesurée par l'indice ND-GAIN, qui saisit notamment la sensibilité globale d'un pays aux perturbations liées au climat et même sa capacité à faire face aux conséquences du changement climatique. Ce qui permet de situer dans l'approche globale des vulnérabilités au changement climatique retenues dans cette étude. Il s'agit d'un indice composite qui repose sur 45 indicateurs, dont 36 variables contribuant au score de vulnérabilité et neuf variables constituant le score de résilience. La vulnérabilité fait référence à « l'exposition, la sensibilité et la capacité

d'un pays à s'adapter aux impacts du changement climatique » et comprend des indicateurs de six secteurs vitaux : alimentation, eau, santé, services écosystémiques, habitat humain et infrastructure. La résilience, quant à elle, évalue « la capacité d'un pays à appliquer des investissements économiques et à les convertir en actions d'adaptation » et couvre trois domaines : économique, de gouvernance et de préparation ; sociale avec neuf indicateurs.

$X_{i,t}$ est un ensemble de variables de contrôle. Conformément à la littérature sur la dynamique de la dette de l'État (Rogoff and Reinhart, 2010 ; Devarajan and al. 2021), nous retenons notamment le niveau et le taux de croissance du PIB réel, le ratio dette de l'État/PIB, le taux de chômage, les termes de l'échange, des mesures de stabilité politique et celles du développement institutionnel (corruption). Il existe un degré important de dispersion entre les pays en termes de services de dette de l'État ainsi que de performances macroéconomiques et institutionnelles globales.

Les coefficients ρ_i et μ_t indiquent les effets spécifiques au pays invariants dans le temps et les effets temporels contrôlant les chocs communs qui peuvent affecter les conditions financières dans tous les pays au cours d'une année donnée, respectivement. $\varepsilon_{i,t}$ est un terme d'erreur idiosyncrasique qui satisfait les hypothèses standards de moyenne nulle et de variance constante. Pour tenir compte d'une éventuelle hétéroscédasticité, les erreurs types robustes sont regroupées au niveau national.

Compte tenu de la persistance potentielle du service de la dette souveraine, nous estimons la spécification dynamique du modèle à l'aide de l'approche Generalized Method of Moments (GMM) système, développée par Arellano et Bover (1995) et Blundell et Bond (1998). Nous appliquons la version en une étape de l'estimateur GMM du système pour assurer la robustesse des résultats, car les erreurs standards de la variante en deux étapes de la méthode GMM du système sont connues pour être biaisées vers le bas dans les petits échantillons. Nous validons également les hypothèses d'identification du système GMM en appliquant un test de corrélation sérielle de second ordre pour les résidus et le test J de Hansen pour les restrictions de suridentification.

L'estimation de la spécification linéaire de la dynamique du service de la dette souveraine répond à la logique du fardeau primaire de la dette souveraine (crowding-out). Il s'agit de l'approche traditionnelle qui consiste à considérer qu'un pays rembourse sa dette lorsqu'il dispose de moyens suffisants pour le faire. Dans une optique différente, les pays capables de rembourser ne le feront que s'ils y trouvent un intérêt.

Tenant compte de l'autre conception du fardeau de la dette de l'État qui appréhende le remboursement de la dette souveraine comme le résultat d'une volonté de payer correspondant à la maximisation de l'intérêt du débiteur (Eaton et al. ,1986) (théorie du fardeau virtuel de la dette ou *debt overhang*)⁴, nous estimons par ailleurs, la spécification sous forme non linéaire suivante :

$$D_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 D_{it-1} + \alpha_3 VCC_{it} + \alpha_4 g_{i,t} + \alpha_5 g_{i,t}^2 + \alpha_6 Y_{i,t} + \rho_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} ; \quad [2]$$

avec :

$g_{i,t}$, le taux de croissance du PIB réel du pays i au temps t ;

$g_{i,t}^2$, le taux de croissance du PIB réel au carré du pays i au temps.

2.2. Les données et leurs propriétés

Nous utilisons plusieurs sources pour construire un ensemble de données de panel d'observations annuelles couvrant neuf pays en développement de la zone franc africaine sur la période 2000-2018. Il s'agit notamment des pays suivants : Gabon, Cameroun, Congo, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, la Guinée-Bissau, le Mali, le Sénégal et le Togo. L'indisponibilité des données justifie l'absence des autres pays appartenant à cette zone. Au total, nous obtenons 162 observations pour effectuer notre analyse économétrique.

Tableau 1 : Les sources de données

Période d'étude : 2000-2018		
Variables	Proxy	Sources
Corruption (corrup)	Indice de la corruption	ICRG (International Country Risk Guide) (2019)
Stabilité politique (stabpol)	Indice de conflits internes	
PIB réel (realpib)	-	Banque mondiale (2021)
Ratio de la dette (debratio)	Dette du gouvernement central en % du PIB	Banque mondiale (2021)

⁴ Les théories du fardeau virtuel de la dette reposent sur une analyse particulière de la soutenabilité de la dette, et sur une approche en termes d'incitations, qui diffèrent des théories courantes du fardeau primaire (celui qui résulte simplement du paiement du service de la dette souveraine).

Vulnérabilité climatique (vulnindex)	Indice ND-GAIN NOTRE DAME GLOBAL ADAPTATION INITIATIVE	https /gain.nd.edu
Service de la dette de l'État (debtsc)	Service de la dette publique et garantie par l'État en % du PIB	Banque Mondiale (2021)
Croissance économique (crsspib)	Croissance du PIB réel/habitant	
Termes de l'échange (termindex)	Indice des termes de l'échange	
Chômage (chom)	Chômage (% total de la population)	

Source : auteur

Il est essentiel d'analyser les propriétés chronologiques des données pour éviter les résultats erronés en effectuant des tests de racine unitaire en panel. Nous vérifions la stationnarité de toutes les variables en appliquant la procédure d'Im-Pesaran-Shin (2003), largement utilisée dans la littérature empirique pour effectuer un test de racine unitaire en panel. Il en résulte que les variables utilisées dans l'analyse sont stationnaires après transformation logarithmique. En outre, des problèmes économétriques peuvent survenir lorsqu'il s'agit de données transversales de séries chronologiques, à savoir l'autocorrélation et la corrélation transversale ou l'hétéroscédasticité par groupe. Grâce aux statistiques de Durbin-Watson et le test du rapport de vraisemblance, nous obtenons qu'il n'y a pas d'autocorrélation significative de premier ordre ni de présence de corrélation transversale dans notre ensemble de données.

3. RÉSULTATS ET DISCUSSIONS

Les résultats d'estimation du GMM en système (1) et (2) présentent des tests conformes, en termes de processus autorégressifs et de validation des instruments (tableau 2).

Tableau 2 : Résultats de l'estimation

Estimateur GMM en système	Modèle linéaire (crowding-out) (1)	Modèle non linéaire (Debt overhang) (2)
Variable dépendante	Service de la dette de l'État	

Service de la dette de l'État retardé de deux ans	0,26*	0,22**
Service de la dette de l'État retardé d'un an	-0,087	-0,16
Vulnérabilités au changement climatique	0,20***	0,19***
Taux de croissance du PIB réel	-0,15*	-0,14*
Taux de croissance du PIB réel au carré		0,02
Ratio Dette de l'État sur le PIB retardé d'un an	0,011**	0,008*
Termes de l'échange	0,013*	0,014*
Taux de chômage	0,009	0,033
Corruption	-0,032	-0,035
Stabilité politique	-0,06	0,14
Validation de l'estimation GMM en système (Test de robustesse)		
AR(1)	0,34***	0,42
AR(2)	0,44***	-0,45
R^2	0,42	0,46
Durbin-Watson stat	2,21	2,19
Nombre d'instruments	23	23
J-statistic (Test de Sargan)	7,53	5,56
Prob (J-statistic)	0,75	0,85

Source : calculs effectués par l'auteur à l'aide de Eviews 12.

*Significativité au seuil de 10 %.

** Significativité au seuil de 5 % ;

*** Significativité au seuil de 1 %.

En effet, le test de sur-identification de Sargan et celui de l'autocorrélation de second ordre AR(2) valident les spécifications linéaire et non linéaire de l'estimation GMM en système, puisque les paramètres de l'AR(1) et l'AR(2) sont significativement différents de zéro. La probabilité critique associée à la statistique J de Hansen montre qu'après de 75% pour la spécification linéaire et 85 % pour la non linéaire, l'hypothèse de sur-identification est valide. Ce qui constitue un résultat très satisfaisant.

S'agissant tout d'abord de la spécification non linéaire, le coefficient positif et non significatif de la variable de transition, le taux de croissance du PIB au carré, invite à rejeter une telle spécification de la relation entre le service de la dette de l'État et ses déterminants. Toute chose qui incline à penser que l'approche du fardeau virtuel de la dette de l'État n'est pas valide dans les pays membres de la zone franc

africaine et confirme l'hypothèse selon laquelle ces pays sont plutôt confrontés à un problème de capacité à payer la dette de l'État qu'à celui de la volonté ou de l'incitation à effectuer ce paiement.

Pour ce qui concerne ensuite le modèle linéaire, la variable d'intérêt (les vulnérabilités au changement climatique) est statistiquement significative. Le coefficient positif des vulnérabilités au changement climatique soutient la responsabilité de cette variable sur le fardeau de la dette de l'État.

Les vulnérabilités au changement climatique ont un effet statistiquement et économiquement significatif sur les services de la dette souveraine. Le coefficient est notamment de 0,20. Cela signifie qu'une plus grande vulnérabilité au changement climatique est associée à un coût d'emprunt public plus élevé. Une augmentation d'un point de pourcentage de la vulnérabilité au changement climatique est associée à une augmentation de 0,20 % du service de la dette. Nos résultats concordent avec d'autres études (Cevik and Jalles, 2020b) qui ont démontré qu'une augmentation des coûts de capitaux liés au climat occasionne une charge financière matérielle pour les pays en voie de développement.

Ainsi, les vulnérabilités au changement climatique érodent considérablement les capacités de remboursement de la dette souveraine des pays en développement ; leur exposant grandement au risque d'un défaut souverain.

Nos résultats empiriques montrent également que, après neutralisation des déterminants traditionnels du service de la dette de l'État, la résilience au changement climatique peut permettre de réduire la probabilité de défaut de remboursement de la dette souveraine.

Dans ces conditions, la mise en œuvre de stratégies efficaces d'atténuation du changement climatique et d'adaptation à ses effets, le renforcement de la résilience structurelle aux risques climatiques, notamment au moyen d'infrastructures résistantes (Devarajan and al. 2021), l'amélioration de la résilience financière grâce à des amortisseurs budgétaires et à des systèmes d'assurance, et une diversification économique plus poussée qui permettrait de réduire la dépendance excessive à l'égard des secteurs sensibles au changement climatique, peuvent atténuer la pression de ce phénomène sur les finances publiques et réduire ainsi la charge de la dette de l'État.

Quant aux variables de contrôle, des coefficients conformes aux prédictions sont obtenus pour celles qui sont significatives, validant ainsi la robustesse de notre estimation pour la solvabilité (croissance du PIB réel, ratio de la dette de l'État) et la stabilité économique (termes de l'échange).

S'agissant de la solvabilité, saisi par la croissance du PIB réel, son coefficient négatif et significatif indique qu'une augmentation de l'activité économique atténue la charge de la dette de l'État dans les pays de zone franc africaine. Ce résultat confirme ainsi la théorie du désendettement de l'État par la croissance économique qui soutient que la dette souveraine peut être réduite grâce à une croissance économique élevée qui accroît la base taxable de l'État et favorise ainsi le désendettement (Rogoff and Reinhart, 2010). Aussi, l'amplification du ratio de la dette de l'État sur le PIB alourdit-elle leur fardeau de la dette souveraine. La réduction de l'endettement de l'État nécessite ainsi un accroissement de la capacité à payer la dette dans les pays de la zone franc africaine.

Concernant la stabilité économique capturée par les termes de l'échange, son coefficient est positif et significatif. Les chocs positifs de termes de l'échange accentuent donc le fardeau de la dette de l'État dans les pays de la zone franc africaine. Ce qui corrobore l'hypothèse obtenue dans les travaux de Cevik et Jalles (2022) selon laquelle une amélioration des termes de l'échange accentue le fardeau de la dette de l'État. Ce résultat rend compte du paradoxe des termes de l'échange qui s'observe généralement lorsque l'amélioration des termes de l'échange tient aux ressources naturelles et confirme donc l'hypothèse de la malédiction des ressources naturelles dans la zone franc africaine (Krueger, 1974). Alors que le consensus dans la littérature économique retient plutôt qu'une amélioration des termes de l'échange motive l'activité économique (Harberger, 1950) et par conséquent contribue à l'allègement du fardeau de la dette. Toutefois, le niveau faible du coefficient (0,013) invite à penser que les pays de la zone franc africaine fournissent des efforts considérables dans leur processus d'émergence. Tant, il est reconnu que les termes de l'échange des économies émergentes ou développées évoluent peu et affectent très modestement leur croissance, contrairement aux pays non émergents (World Bank, 2020).

Le fardeau de la dette de l'État est également influencé positivement par ses niveaux passés. Cela rend compte de la persistance de l'accroissement de l'endettement de l'État dans les pays de la zone franc africaine. Cette évolution invite à se préoccuper de la solvabilité de l'État et à la soutenabilité de la dette souveraine dans cet espace (Huart, 2016). Le ratio de la dette de l'État en pourcentage du PIB mesure l'encours de la dette du gouvernement. Retardé d'une période, il retentit positivement et significativement sur le service de la dette de l'État dans les pays en zone franc africaine.

Cela atteste de l'incidence des engagements financiers passés des gouvernements de ces pays sur leur fardeau de la dette. Ce qui laisse penser que la dette de l'État dans ces économies se situe au-dessus de son niveau optimal (Rogoff and Reinhart, 2010) puisque c'est à cet endroit qu'elle a tendance à déprimer

l'activité économique et par conséquent à alourdir le fardeau de la dette de l'État. Nous confirmons ainsi les prédictions de Cevik et Jalles (2022) dans le cas des pays de la zone franc africaine.

En revanche, la qualité institutionnelle saisie par la corruption et la stabilité politique ne montre pas d'effet significatif sur le fardeau de l'endettement de l'État. En effet, les coefficients de la corruption et de la stabilité politique ne sont pas significatifs ; infirmant ainsi pour les pays de la zone franc africaine, l'idée selon laquelle l'endettement de l'État était sensible à la qualité des institutions (El- Qasemi et al. 2021). La capacité à payer la dette de l'État n'est donc pas liée à la performance institutionnelle dans la zone franc africaine. Ce qui écarte le levier institutionnel dans les stratégies de désendettement de ces pays et restreint le champ de possibilités de la démocratie parlementaire sur leur économie. Étant entendu que les démocraties parlementaires sont moins susceptibles de faire défaut sur leurs engagements en raison de l'exigence de confiance créée par un lien crédible entre les politiques économiques et la survie politique de l'exécutif (Kohlscheen, 2007).

De même, le coefficient du taux de chômage n'est pas significatif. Par conséquent, la hausse du chômage n'a pas de répercussions sur le budget de l'État dans les pays de la zone franc africaine. Ce qui contredit l'hypothèse largement acceptée dans les travaux théoriques et empiriques existants selon laquelle, l'augmentation du chômage contribue à creuser la dette publique en occasionnant à la fois une hausse des dépenses et une baisse des recettes fiscales (Giuliani, 2019).

CONCLUSION

La présente réflexion examine empiriquement le lien entre les vulnérabilités au changement climatique et le fardeau de la dette souveraine en s'appuyant sur les pays de la zone franc africaine. Elle estime cette relation spécifiée sous forme dynamique à l'aide de la méthode GMM en système. Il en ressort que les vulnérabilités au changement climatique accentuent le fardeau de la dette de l'État dans ces pays. Par conséquent, les pays les plus résilients au changement climatique sont ainsi mieux conditionnés pour conjurer le risque de défaut souverain.

Pour alléger leur fardeau de la dette de l'État, ces pays pourraient ainsi conduire des politiques visant une plus grande diversification économique et le renforcement des résiliences structurelle et financière grâce respectivement à la construction des infrastructures résistantes aux chocs climatiques et à des amortisseurs budgétaires.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- ADEME (2013), Indicateurs de vulnérabilité d'un territoire au changement climatique, *Recueil de littérature internationale, Angers, France*.
- AFONSO A. (2003), « Understanding the determinants of sovereign debt ratings: Evidence for the two leading agencies », *Journal of Economics and Finance*, 27, (1), p. 56-74
- AMSTAD M. and PAKCKER F. (2015), Sovereign ratings of advanced and emerging economies after the crisis , *BIS Quarterly Review*, December, p. 77-91.
- ARELLANO M. and BOYER O. (1995), « Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-Component Models », *Journal of Econometrics*, 68, p. 29-52.
- BANSAL K. and OCHOA (2016), Climate Change and Growth Risks, *NBER Working Paper* No. 23009.
- BLUNDELL R. and BOND S. (1998) Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models. *Journal of Econometrics*, 87, p. 115-143.
- BURKE M. and al. (2015), Global non-linear effect of temperature on economic production, *Nature* 527, p. 235–239.
- CANTOR R. M. and PARKER F. (1996), Determinants and Impact of Sovereign Credit Ratings, *Economic Policy Review*, Vol. 2, No. 2, p. 37-53
- CEVIK S. and JALLES J.T (2022), An Apocalypse Foretold: Climate Shocks and Sovereign Defaults, *Open Economies Review*, Springer, vol. 33(1), p. 89-108
- CEVIK S. and JALLES J.T., (2020b), Feeling the Heat : Climate Shocks and Credit Ratings, *IMF Working Paper* No. 2020/286.
- CEVIK S., and JALLES J. T. (2020a), This Changes Everything: Climate Shocks and Sovereign Bonds, *IMF Working Paper* No. 20/79, Washington DC.
- CORDEN W.M. (1988), Debt Relief and Adjustment Incentives, *IMF Staff Papers*, 35, p. 628-643.
- CROTTI C. et FRESNILLO L. (2021), The Climate Emergency : What's debt got to do with it ? - *Eurodad*.
- CUARESMA J. C. (2010), Naturel Disasters and Human Capital Accumulation, *The World Bank Exconomic Review*, vol. 24 (2), p. 280-302.
- DELL M. and al. (2012), Temperature Shocks and Economic Growth: Evidence from the Last Half Century, *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol. 4, p. 66-95.
- DEVARAJAN S. and al. (2021), Debt, Growth and Stability in Africa : Sepculative Calculations and Policy Responses, *Journal of African Economics*, Vol. 30, p.77-102
- DIJKSTRA G. and HERMES N. (2001),The Uncertainty of Debt Service Payments and Economic Growth of Highly Indebted Poor Countries : Is There a Case for Debt Relief ?, UNU/WIDER Development Conference on Debt Relief, Helsinki, Finlande, 17-18 August.
- EATON and al. (1986), The Pure Theory of Country Risk, *European Economic Review* 30 (1986) p. 481-513.

EL-QASEMY, M. et al. (2021), Impact de la bonne gouvernance et de la qualité institutionnelle sur le spread de la dette souveraine du Maroc, *Alternatives Managériales Economiques*, [S.l.], v. 3, n. 3, p. 498-519.

FMI (2020), *Physical Risk and Equity Prices*, Global Financial Stability Report, Chapter 5 (Washington, DC: International Monetary Fund).

FMI (2004), Rapport annuel du Conseil d'administration pour l'exercice clos le 30 avril 2004

GASSEBNER M. and al (2006), Shaken, Not Stirred: The Impact of Disasters on International Trade, KOF Working Papers, No. 139.

GIULIANI J. C. (2019), *En finir avec le chômage : un choix de société !*, Les Editions du NET.

HARBERGER, A. C. (1950), Currency Depreciation, Income and the Balance of Trade, *Journal of Political Economy*, 58, p. 47-60.

HUART F. (2016), La dynamique de la dette publique. Dans : F. Huart, *Économie des finances publiques: Cours* (p. 231-245). Paris ; Dunod.

KOHLSCHEEN E. (2007), Why Are There Serial Defaulters? Evidence from Constitutions, *Journal of Law and Economics*, Vol. 50, p.713–730.

KRUEGER A.O. (1974), The political Economy of the Rent-Seeking Society, *American Economic Review* 64, June, p. 291-323.

LOAYZA N. E. and al. (2012), Natural Disasters and Growth: Going Beyond the Averages, *World Development*, 40, p. 1317-1336.

MULDER C. and MONFORT B. (2000), Using credit ratings for capital requirements on lending to emerging market economies—possible impact of a new Basel accord, *IMF Working Paper* N. 00/69.

OCDE (2009), *Économie de la lutte contre le changement climatique*, Éditions OCDE, Paris.

PESARAN M. and al. (2003), Testing for unit roots in heterogeneous panels, *Journal of Econometrics*, 115, issue 1, p. 53-74.

ROGOFF, K., and REINHART C. (2010), Growth in a time of debt, *The American Economic Review*, 100(2), p. 573–578.

SERVEN L. (1997), Uncertainty, Instability and Irreversible Investment : Theory, Evidence and Lessons from Africa, *World Bank Policy Research Working Paper* No. 1722.

UNIVERSITY OF NOTRE DAME (2021), ND-GAIN Country Index.

WORLD BANK (2022), *International Debt Report 2022 : Updated International Debt Statistics*. Washington, DC.

WORLD BANK (2021) *Global Development Finance and World Development Indicators Database*. Washington, DC.

WORLD BANK (2020), *Country Policy and Institutional Assessment Database*. Washington, DC.

OBSERVATOIRE
DE LA FRANCOPHONIE
ÉCONOMIQUE



Contact :

Observatoire de la Francophonie économique

3744, rue Jean-Brillant, bureau 430-11
Montréal (Québec)
Canada H3T 1P1

ofe@umontreal.ca

www.ofe.umontreal.ca

Partenaires fondateurs de l'OFÉ :

