Volume 23 Issue 1
Originally issued as B1

Global Journal of Management and Business Research: B
Economics And Commerce
Volume 23 Issue 1 Version 1.0 Year 2023
Type: Double Blind Peer Reviewed International Research Journal
Publisher: Global Journals
Online ISSN: 2249-4588 & Print ISSN: 0975-5853

Original Sin and Natural Cover in CEMAC Area

By Scott Régifère Mouandat, Richelmy Etendino Nkombe
& Christin Baudrey Ndong Abessolo

De l'Université

Abstract- The purpose of this article is to see whether export gains are likely to neutralize, even partially, the effect of the valuation of US dollar-denominateddebt in the EMCCA area. The aim is therefore to verify the effectiveness of the natural hedge. Taking the period 1995-2019, we use an empirical method 5based on the heterogeneous dynamic panel estimator with common-correlated effects. We find that the natural hedgeis inefficient, i.e., the export gains from nominal exchange rate changes do not cover the original sin valuation effect of these same changes. The results of our estimates call for a rethinking of the integration of EMCCA countries into world trade, given that an integration based on the development of large-scale exports is a *sine qua non* for the effectiveness of natural hedging.

Keywords: *exchange rate, foreign currency debt, natural hedge, original sin, trade.*

GJMBR-B Classification: *JEL Code: C23. E44. F31. F34. H63*

ORIGINALSINANDNATURALCOVERINCEMACAREA

Strictly as per the compliance and regulations of:

© 2023. Scott Régifère Mouandat, Richelmy Etendino Nkombe & Christin Baudrey Ndong Abessolo. This research/review article is distributed under the terms of the Attribution-NonCommercial-NoDerivatives 4.0 International (CC BYNCND 4.0). You must give appropriate credit to authors and reference this article if parts of the article are reproduced in any manner. Applicable licensing terms are at https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/.

Original Sin and Natural Cover in CEMAC Area

Scott Régifère Mouandat [α], Richelmy Etendino Nkombe [σ] & Christin Baudrey Ndong Abessolo [ρ]

Abstract - **The purpose of this article is to see whether export gains are likely to neutralize, even partially, the effect of the valuation of US dollar-denominateddebt in the EMCCA area. The aim is therefore to verify the effectiveness of the natural hedge. Taking the period 1995-2019, we use an empirical method 5based on the heterogeneous dynamic panel estimator with common-correlated effects. We find that the natural hedgeis inefficient, i.e., the export gains from nominal exchange rate changes do not cover the original sin valuation effect of these same changes. The results of our estimates call for a rethinking of the integration of EMCCA countries into world trade, given that an integration based on the development of large-scale exports is a *sine qua non* for the effectiveness of natural hedging.**

Keywords: exchange rate, foreign currency debt, natural hedge, original sin, trade.

I. Introduction

L'hypothèse du péché originel, déjà utilisée pour expliquer l'émergence des crises financières de troisième génération (Eichengreen et Hausmann, 1999; Krugman, 2001) sous l'angle des effets bilans, est souvent reprispour analyser les fragilités financières auxquelles font face les pays émergents et en développement (Borio et al., 2004; Eichengreen et al., 2005, 2007; Bordo et al., 2020).

Le péché originel, est principalement appréhendé, dans la littérature, comme l'incapacité des pays en développement à pouvoir libeller leurs emprunts dans leurs monnaies (Eichengreen et Hausmann, 1999 ; Haussman et Panizza, 2011)[1].

Il faut noter, toutefois, que la présente définition n'est que le résultat des nombreuses mutations financières, puisqu'initialement ce phénomène distingue deux dimensions, la dimension internationale (l'incapacité des pays à s'endetter sur le plan externe dans leur propre monnaie), d'une part, et la dimension domestique(l'incapacité d'un pays à s'endetter sur le plan local, à long terme, à taux fixe et en monnaie domestique) pour laquelle l'aspect temporel a été introduit[2] (Prat, 2007).

Author α σ ρ: Doctorant au Laboratoire d'Economie Appliquée (L.E.A) de l'Université Omar Bongo (Libreville/Gabon).
e-mails: mscottregifere@gmail.com, richelmy.85@gmail.com christinnach8@gmail.com

[1] Pour Eichengreen et al. (2007) et Haussmann et Panizza (2011), presque tous les pays sont affectés par ce phénomène de péché originel hormis les pays émetteurs des cinq plus grandes monnaies (le Dollar américain, la Livre Sterling, l'Euro, le Yen et le Franc suisse).

[2] Cf. Prat (2007) et Haussman et Panizza (2011) pour des détails sur le sujet.

Ainsi, la prise en compte des effets négatifs d'un tel phénomène, en terme de risque systémique, en général, de valorisation de la dette en cas de dépréciation de la monnaie domestique (Bordo et al., 2016, 2020) en particulier, a orienté les analyses sur les solutions adéquates pour en faire face.

A cet effet, trois grandes voies ont émergé (Aizenman et Lee, 2005; Eichengreen et al., 2007; Haussman et al., 2011; McCauley et Chan, 2014), la première s'intéresse au développement des marchés financiers domestiques afin de se prémunir du risque de change lié à l'endettement en devise (*l'hypothèse de rédemption du péché originel*), la seconde voie, quant à elle, s'articule autour des stratégies de désendettement (*hypothèse d'abstinence*), tandis que la troisième voie traite de la couverture par les exportations (*couverture naturelle*[3]).

Le présent article s'intéresse particulièrement à cette dernière. A cet égard, nous cherchons à savoir si les gains d'exportations issus d'une dépréciation de la monnaie domestique sont de nature à absorber, même partiellement, l'effet de réévaluation de la dette extérieure dû à cette même dépréciation dans le cadre des pays membre d'une union monétaire telle que la CEMAC.

Le choix de cette zone tient globalement au fait qu'elle est composée d'un ensemble de petites économies ouvertes sur l'extérieur preneuses de prix et donc qui ne disposent pas d'un pouvoir de négociation dans le choix de la monnaie de libellé des exportations. Par ailleurs, la CEMAC ne disposent pas de marché financier domestique développé, ce qui rend d'autant plus pertinent l'étude du rôle de la couverture naturelle.

Le reste de l'article est composé d'une revue de la littérature (section 2), d'une discussion autour du choix de la mesure du péché originel (section 3), de la méthodologie (section 4), de l'estimation et de l'interprétation des résultats (section 5) et enfin de la conclusion (section 6).

II. Revue De La Littérature

Depuis le travail séminal d'Eichengreen et al. (1999), le péché originel constitue une préoccupation

[3] Par couverture naturelle, il est entendu, la constitution d'un portefeuille de dette en parfaite adéquation avec la structure du commerce extérieur. Celle-ci présente l'avantage de son coût quasi nul.

© 2023 Global Journals

majeure au sein des économistes, tant pour comprendre ses origines que pour appréhender ses effets sur l'économie des pays en développement.

S'agissant tout d'abord de ses origines, les premiers travaux en ont distingué globalement deux, notamment, la diversification internationale du portefeuille d'actifs, d'une part, et, l'asymétrie de taille entre les pays, d'autre part.

En effet, les analyses relatives aux déterminants du péché originel montrent que ce phénomène reflète essentiellement les caractéristiques des marchés financiers mondiaux; ceci en s'appuyant sur une analyse des coûts et des bénéfices d'une diversification des portefeuilles au niveau global (Eichengreen, Hausmann et Panizza, 1999, 2005).

En outre, en présence de coût de transaction, seuls les grands pays (pays industrialisés) sont en mesure d'emprunter à l'étranger dans leur propre monnaie. Ce fait échappe au contrôle des pays émergents et en développements qui ne peuvent que subir les conséquences de l'asymétrie de taille et des coûts de transaction entre pays (Eichengreen, Haussman et Panizza, 2005).

Dans le prolongement de ces travaux, la littérature s'est penché sur les facteurs tels que la qualité des institutions, le choix de régime de changes, l'historique de défaut et de forte inflation, la crédibilité monétaire ou encore de niveau de développement financier (Borio et Packer, 2004; Eichengreen et al., 2007).

Ainsi, pour Caballero et Krishnamurthy (2003), la dette en devise étrangère provient du sous-développement de marché financier local. Jeanne (2002) explique le péché originel par une imparfaite crédibilité monétaire. Le péché originel est donc renforcé par un faible degré de crédibilité, à l'origine d'une dollarisation de l'économie qui peut rendre les firmes vulnérables à une large dépréciation.

Burnside, Eichenbaum et Rebelo (2001) montrent que la stabilité du taux de change aboutit à une augmentation du péché originel. La stabilisation du taux de change génère, en effet, des problèmes d'aléa moral, ce qui incite à l'accumulation des positions non couvertes (surtout dans le secteur privé). Les possibilités de couverture existent, mais ne sont pas utilisées. C'est ainsi que l'on peut recommander un taux de change flottant afin d'encourager les firmes et les banques à se couvrir contre le risque de change, et donc à valoriser correctement ce dernier.

En ce qui concerne les analyses autour de ses effets sur l'économie[4], le péché originel se traduit par une importante « dollarisation» de la dette (le dollar constituant la principale monnaie de libellé de l'emprunt en devises) (Shin et Turner, 2015), ce qui est de nature à accroître la fragilité financière en cas de variations du taux de change. À terme, ces effets de bilans peuvent se traduire par une contraction de la production, une crise financière ou budgétaire.

Ainsi, l'exposition d'un secteur de l'économie au péché originel fait peser sur ce dernier un risque d'autant plus important qu'il ne peut pas trouver de contreparties susceptibles de lui permettre d'avoir un actif dollarisé à la hauteur de son passif. Si ces dernières existent, une couverture est possible et se concrétise par la réalisation d'une transaction sur un marché. Celui-ci est le vecteur de propagation du péché originel vers d'autres secteurs, qui seront touchés à leur tour par la dollarisation partielle de leur passif.

Le péché originel est alors une explication du risque systémique. Deux principaux enchainements peuvent être identifiés. Premièrement, la charge d'une dette dollarisée peut tout d'abord devenir trop lourde pour les firmes produisant des biens non échangeables, entraînant l'insolvabilité de nombre d'entre elles. Ceci se répercute sur la solvabilité du secteur bancaire. La stabilité étant un bien public, l'Etat est poussé à intervenir devant les risques d'une faillite bancaire, ce qui altère sa propre situation, surtout si ses fondamentaux ne pas solides.

Deuxièmement, la crise peut provenir directement du secteur public, dont l'effet boule de neige de l'endettement, lié au péché originel, implique des difficultés de remboursement de ses dettes vis-à-vis du secteur bancaire. La crise se répercute alors sur les autres secteurs.

A la suite de cette littérature, la question qui en a suivi est alors de savoir comment faire face à ce phénomène ?

Une vaste littérature s'en est alors intéressée en se focalisant soit sur l'ajustement par les exportations (couverture naturelle) (Fujii, 2016), soit sur le développement des marché financiers domestiques (Haussman, 2005; Haussman et al., 2011) et soit sur *l'abstinence* (Haussman et al., 2011).

Notre article s'intéresse à la première option. Ainsi, la prise en compte des effets relatifs au péché originel remet au gout du jour la question des revenus en devises et donc des réserves de change d'un pays (Eichengreen et al., 2007). En effet, l'accumulation de réserves (favorisé par les exportations) est considérée comme une assurance contre les risques attachés au péché originel[5] (Aizenman et al., 2007; Fujii, 2016).

Miller (1996) a démontré que plus le consommation mondiale d'un pays est importante dans une devise, plus ce pays a tendance à prêter dans cette

[4] Cet article ne s'intéresse pas à cette partie de la littérature, déjà bien documentée. Le lecteur peut par exemple consulter l'article d'Akmar et al. (2005) pour des explications plus détaillées.

[5] Un pays qui ne dispose pas de revenus en devises subit les effets de la variabilité du taux de change de façon extrême (Fujii, 2016).

© 2023 Global Journals

devise. En fait, si un pays importe d'un autre pays, il va donc prêter à ce dernier pour que ces revenus couvrent ses charges. Krugman (2003) a, quant à lui, étudié le rapport entre le service de la dette extérieure et le taux de change, de sorte que, pour lui, « la balance des transactions courantes mesure l'ampleur et la direction de l'emprunt international ». En d'autres termes, un déficit du compte des transactions courantes incite le pays à emprunter la différence dans la devise de son partenaire principal d'exportation afin de réduire les effets de la variabilité du taux de change.

L'étude de Krugman et al., (2003) rejoint celle de Miller (1996), puisque les auteurs montrent une relation entre l'orientation (structure) du commerce extérieur et la libellation de la dette extérieure.

Une telle configuration soulève la question de la monnaie de libellé des exportations. Il est ainsi nécessaire d'analyser la composition en devise des gains à l'exportation pour savoir si une dévaluation (dépréciation) stimule les exportations nettes de la même manière qu'elle réévalue la dette (Fujii, 2016).

Cependant, le choix de celle-ci répond à d'autres incitations. Ce choix canalise les incertitudes auxquelles sont confrontés le pays producteurs et le pays acheteur, en termes de risque de change (Sokolova, 2015).

Ainsi, la première génération de modèles néo-keynésiens (NK) suppose que les prix sont déterminés dans la monnaie du pays producteur, ce que l'on appelle la facturation dans la monnaie du producteur» (PCP, *Producer currency pricing*) (Sokolova, 2015; Gourinchas et al., 2016). Dans ce paradigme, une dépréciation nominale réduit le prix des exportations par rapport aux importations (les termes de l'échange), améliorant ainsi la compétitivité.

Par ailleurs, un deuxième paradigme de tarification s'est développé. Pour Devereux et Engel (2003) et Goldberg et Tille (2008, 2013), les prix sont plutôt supposés être déterminés dans la monnaie du marché de destination, appelée «facturation en monnaie locale» (LCP, *Local currency pricing*). Dans ce paradigme, une dépréciation nominale augmente le prix des exportations par rapport aux importations, une augmentation des termes de l'échange, réduisant ainsi la compétitivité. Les deux paradigmes ont été largement étudiés dans la littérature en ce qui concerne leurs prédictions pour les résultats domestiques et les retombées internationales.

Toutefois, il y a très peu de preuves que la meilleure description de la tarification sur les marchés internationaux soit conforme au PCP ou au LCP. Au lieu de cela, la grande majorité du commerce est facturée dans un petit nombre de monnaies internationales[6], avec le dollar des États-Unis jouant un rôle démesuré (Eichengreen, 2011; Goldberg et Tille, 2013; Gourinchas et al., 2016).

Une telle situation met en évidence les motifs stratégiques qui fondent l'analyse du choix de la monnaie de libellé des exportations, à travers l'hypothèse de la « négociation de la facturation » (Goldberg et Tille, 2013; Parker, 2016). En effet, les travaux relativement récents (Friberg et Wilander, 2008; Goldberg et Tille, 2008 2013 et 2016) indiquent que l'idée conventionnelle du pouvoir de négociation unilatéral des exportateurs sur la monnaie de libellé ne tient pas, étant donné que le contrat réel est négocié sur la base de trois facteurs fondamentaux, à savoir, le prix, la quantité, et la monnaie. Les trois possibilités de tarification de la monnaie sont alors le PCP, le LCP et le VCP (*Vehicule currencypricing*). Les deux premiers sont liés aux économies du vendeur et de l'acheteur, le troisième représente le choix de la monnaie d'un pays qui ne participe pas au contrat d'exportation. La monnaie VCP la plus populaire est le dollar américain.

Par conséquent, les deux pouvoirs de négociation de l'importateur et de l'exportateur sont considérés lors de la prise de décision sur la monnaie de libellé. Si les pouvoirs de négociation sont asymétriques et que les parties ont des préférences différentes, le choix de la monnaie est déterminé en faveur du parti qui détient un pouvoir de négociation plus élevé et peut donc ne pas être optimal pour la seconde partie. Aux termes de la transaction, la détermination du pouvoir de négociation se résume à deux aspects: importance relative de l'importateur pour l'exportateur, importance relative de l'exportateur pour l'acheteur.

Nous nous orientons vers cette littérature mais en faisant abstraction de la question de la composition en devises des exportations et surtout du choix de leur monnaie de libellé. En effet, les pays membres de la CEMAC, étant de petites économies ouvertes considérées comme des « *price taker* », elles disposent d'un pouvoir de négociation quasi nul. Cette configuration donne alors que les possibilités PCP et VCP à ces pays.

III. Discussion Autour De La Mesure Du Péché Originel En Zone Cemac

Eichengreen, Hausmann et Panizza ont construit des indicateurs de péché originel international en se basant sur les statistiques concernant les valeurs mobilières et les créances bancaires publiées par la Banque des Règlements Internationaux (BRI).

Le premier indicateur proposé OSIN1i est calculé en soustrayant à un le ratio des titres internationaux émis par le pays i dans sa propre

[6] Le dollar américain, l'Euro, le Yen, la Livre Sterling et aujourd'hui la monnaie chinoise, pour ne citer que celles-là.

© 2023 Global Journals

monnaie sur la totalité des titres internationaux émis par le pays i:

$$\text{OSIN1}_{\text{i}} = 1 - \frac{\text{Titres émis par le pays i en monnaie i}}{\text{Titres émis par le pays i}} \quad (1)$$

Par conséquent, plus le ratio tend vers 0 (l'indicateur tend vers 1) et plus le pays est soumis au péché originel, c'est à dire que la monnaie locale ne peut pas être utilisée comme la monnaie de libellé de la dette extérieure. Cet indicateur possède néanmoins quelques limites : d'une part, il fait référence uniquement à la dette sous forme de titres obligataires et néglige les autres types d'endettement (prêts bancaires) et d'autre part, il ne prend pas en compte les possibilités de couverture contre le risque de change par l'intermédiaire (l'utilisation) des swaps (Eichengreen, Haussman et Panizza, 2003)[7].

Les insuffisances relatives au premier indicateur ont conduit les auteurs à proposer trois autres indicateurs du péché originel qui intègrent, bien que partiellement, les limites précédentes.
Ces trois indicateurs sont construits comme suit:

$$\text{INDEXA}_{\text{i}} = \frac{\text{Titres} + \text{Prêts bancaires consentis au pays i dans les principales monnaie}}{\text{Titres} + \text{Prêts bancaires consentis par le pays i}} \quad (2)$$

$$\text{OSIN3}_{\text{i}} = \text{Max}\left(1 - \left(\frac{Titres\ émis\ par\ le\ pays\ i\ en\ monnaie\ i}{Titres\ émis\ par\ le\ pays\ i}\right), 0\right) \quad (3)$$

$$\text{OSIN2}_{\text{i}} = Max(INDEXA_i, OSIN3_i) \quad (4)$$

Par définition, OSIN2i ≥ OSIN3i et empiriquement il semblerait qu'OSIN1i soit supérieur à OSIN2i. Ces indicateurs, et notamment OSIN3i ont été largement utilisés pour des études empiriques en ce qui concerne la capacité des économies émergentes à emprunter à l'étranger dans leur propre monnaie (Borio et Packer, 2004; Goldstein et Turner, 2004).

En outre, d'autres auteurs ont développé d'autres indicateurs dans le but de quantifier le rapport dette en devises/dette totale. Ainsi, Burger et Warnock (2003) ont étendu la définition du péché originel aux marchés obligataires locaux tandis que Eichengreen et al., (2003, 2005) ne s'intéressaient qu'aux titres échangés à l'extérieur sur les marchés financiers internationaux.

Les auteurs montrent en effet que le péché originel est une conséquence indirecte d'un manque de crédibilité (historique d'inflation, politiques macroéconomiques et institutions défaillantes) entraînant un faible développement des marchés locaux de dette et donc un biais en ce qui concerne dans le choix de la devise d'endettement.

D'autres auteurs (Bordo et Meissner, 2005) ont proposé une classification différente du péché originel suivant un aspect historique en s'intéressant précisément aux emprunts extérieurs des pays libellés en devises ou portant une clause de garantie en or. L'aspect historique de ces études est intéressant dans la mesure où plusieurs faits marquants apparaissent très clairement : d'une part, au début du 20ème siècle, la place d'émission déterminait quasiment de manière systématique le libellé de la devise, d'autre part, le phénomène de péché originel est persistant dans le temps étant donné que l'accession d'une monnaie au statut de monnaie clé dépend historiquement des relations commerciales et de la place occupée par le pays en matière de commerce et de finance.

Ces indicateurs de péché originel diffèrent de ceux proposés par EHP (2002, 2003, 2005) étant donné qu'au début du siècle aucune nation n'émettait des titres libellés dans des monnaies « exotiques » : la

[7] L'utilisation de données provenant de la BRI (Banque des Règlements Internationaux) implique que l'on comptabilise uniquement la dette des économies émergentes détenues par les banques reportant à la Banque des Règlements Internationaux. Autrement dit, les auteurs ne tiennent pas compte des engagements externes détenus par des organismes publics (dette multilatérale, bilatérale…) ni de la dette externe détenue par le secteur privé non financier. En outre, il faut considérer que les prêts bancaires non consentis dans les principales monnaies le sont dans la monnaie locale. Ces restrictions impliquent donc un biais lors du calcul des indicateurs de péché originel.

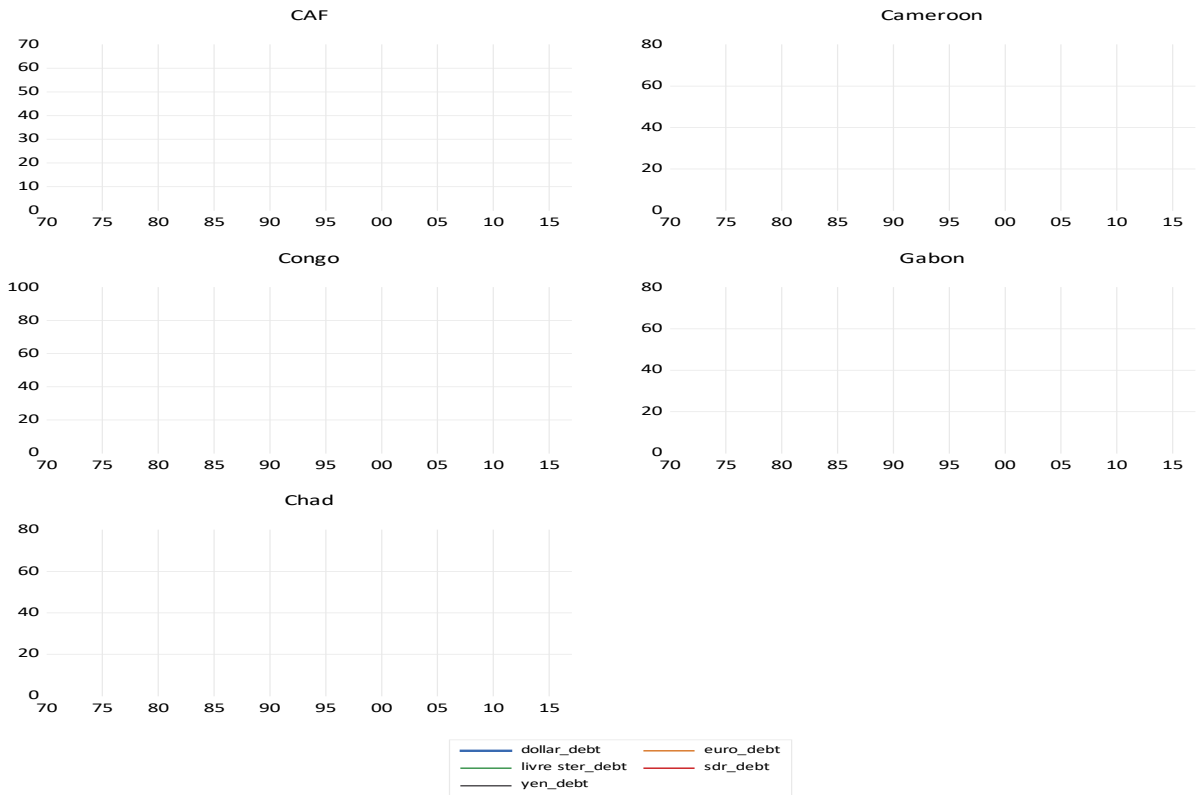
© 2023 Global Journals

pertinence des indicateurs OSIN proposés est alors remise en question en ce qui concerne les analyses du choix de la devise d'endettement d'un point de vue historique (Bordo et Meissner, 2005).

Enfin, Claessens et al., (2007) ont proposé d'analyser la composition en devises des obligations d'Etat en utilisant le logarithme des ratios obligations souveraines en monnaie locale/PIB, la part des obligations souveraines en devises/PIB ainsi que la part des obligations souveraines en devise/obligations totales.

Dans certains pays en développement tels que les pays membres de la CEMAC, la mesure du péché originel est difficile à établir. Ainsi, l'état embryonnaire du marché financier de la zone et le problème de la disponibilité des données pour le calcul des indicateurs OSIN, INDEXA, nous amène à utiliser le ratio de la dette extérieure libellée en dollar US[8]. Le choix de cet indicateur réside dans le fait que l'endettement extérieur des pays membres de la CEMAC est entièrement libellé en monnaies étrangères. Il n'existe pas pour ces pays des possibilités d'obtenir des prêts internationaux en franc CFA.

Bien que nous sommes conscient que l'endettement libellé en dollar US est un indicateur partiel du péché originel, nous trouvons qu'il en constitue une bonne mesure pour deux raisonsdans la CEMAC (au-delà des raisons que nous venons d'évoquer). D'une part, cette dette représente la part la plus importante du portefeuille de la dette extérieure de ces derniers, comme l'indique la figure 1 suivante.



Source : Auteur à partir des données de la Banque Mondiale (2019)

Figure 1: L'évolution Des Parts Relatives Des Dettes En Devises De 1970 En 2017

La figure ci-dessus montre l'évolution des parts relatives des dettes libellées en monnaies étrangères sur la période 1970-2017 dans cinq (5) des six (6) pays membres de la CEMAC, la Guinée Equatoriale étant absente en raison de l'indisponibilité des données. On observe que la dette libellée en dollar US est plus élevée (sa courbe étant au-dessus des autres) et suit une progression croissante, comparativement aux dettes en DTS (Droits de Tirages Spéciaux), en Yen japonais, en Livre Sterling et en Euro.

D'autre part, les exportations de biens et services des pays membres sont principalement exprimées en dollars, malgré les multiples partenaires commerciaux[9], confirmant ainsi la prééminence du paradigme VCP pour ces économies.

[8] Le pourcentage de dette extérieure à long terme publique et garantie par l'État contractée en dollars américains.

[9] USA, la Zone Euro, Chine, Japon, Australie, Emirats Arabes Unis, Inde…

© 2023 Global Journals

IV. Méthodologie

Nous prenons appui sur le modèle Fujii (2016) qui analyse la relation entre la dette extérieure et le commerce international dans les pays à revenu moyen et faible. L'auteur analyse essentiellement la question de l'inadéquation de la composition en devise à la fois de la dette extérieure et des exportations, révélant ainsi les effets néfaste de la variabilité du taux de change en termes de bien-être.

Comme l'auteur, nous verrons si l'effet expansionniste (les gains d'exportations liés à une variation du taux de change nominal) est de nature à couvrir l'effet de valorisation de la dette extérieure (issu de la variabilité du taux de change).

Nous nous démarquons de l'auteur, en nous situant dans le cadre d'une union monétaire comme explicité plus haut, d'une part, et en faisant abstraction de la problématique du bien-être, d'autre part. Il s'agit en fait de voir si les exportations de la zone peuvent servir de couverture contre le péché originel.

a) Les Variables Du Modèle

Il s'agit de la variable expliquée et des variables explicatives.

1°) *La variable expliquée*

La variable expliquée retenue est le péché originel augmenté du taux de change nominal[10] (A_OSIN)[11]. Il s'agit en fait de prendre en compte l'effet de valorisation de la dette libellée en dollar américain (due aux variations du taux de change nominal). Nous la définissons comme suit:

$$A_OSIN_{it} = US_Dollar_debt_{it} * \Delta(NER)$$

avec,

A_OSIN_{it}, le péché originel augmenté des variations du taux de change nominal (augmented original sin) du pays i à la période courante ; $US_Dollar_debt_{it}$, le ratio de la dette libellée en dollar américain du pays i à la période t; $\Delta(NER)$, les variations du taux de change.

2°) *Les Variables Explicatives*

Nous considérons quatre (4) variables explicatives:

– Les gains d'exportations (A_EXPORT). Il s'agit des gains d'exportations liés aux variations du taux de change. Prenant l'indice de la valeur des exportations comme proxy des exportations[12], nous l'augmentons des variations du taux de change, comme décrit dans la formule suivante :

$$A_EXPORT_{it} = EXPORT_{it} * \Delta(NER)$$

avec, i, le pays et t, le temps; A_EXPORT, les gains d'exportations issus des variations du taux de change; $\Delta(NER)$, les variations du taux de change nominal.

On s'attend à un signe négatif de son coefficient pour confirmer l'hypothèse selon laquelle la couverture naturelle est efficace pour les pays de notre échantillon.

– L'inflation (INFL), qui sera approximée par le logarithme de l'indice des prix à la consommation (IPC). Il s'agit d'une mesure pertinente de l'inflation dans les pays en voie de développement, en général, et dans la CEMAC, en particulier, en raison de la part importante des dépenses de consommation. La Banque Centrale de cette zone monétaire se fonde d'ailleurs sur cet indicateur (l'IPC) pour mesurer l'inflation. Le choix de l'inflation n'est pas sans fondement puisque la littérature (Borio et Packer, 2004) montre que l'historique de forte inflation explique en partie le péché originel. Ceci, est d'autant plus vrai qu'une faible crédibilité de la politique monétaire est associée à de niveaux élevés d'inflation, rendant difficile l'emprunt en monnaie domestique (Chamon, 2003). On peut alors s'attendre à un signe positif ou négatif de son coefficient, confirmant la corrélation entre les deux variables.
– Le niveau de développement financier (FINDEV). Caballero et Krishnamurthy (2003) attribuent le péché originel à un faible développement financier. Ce dernier est en général dû à la faiblesse de la base d'investisseurs. En effet, l'existence d'une base d'investisseur plus diversifiée et plus large, en constituant un facteur de développement financier, contribue à une hausse de l'emprunt en monnaie domestique. Nous allons mesurer cette variable par le ratio du crédit au secteur privé à l'instar de Borio et al. (2004). Un signe positif ou négatif de son coefficient est également attendu.
– la solvabilité du gouvernement (SOLVENCY). La présence du péché originel peut entacher la situation budgétaire des gouvernements, puisqu'une dépréciation de la monnaie domestique est susceptible d'accroître les ratios d'endettement (Haussman et al., 2003; Mouandat, 2021). Une telle configuration est de nature à rendre la gestion de la dette difficile car le remboursement de la dette suggère de disposer des excédents budgétaires mais surtout des revenus en devises (Panizza et Flassbeck, 2008). Cette variable sera mesurée par

[10] Le taux de change franc CFA/dollar US.
[11] Nous prendrons le logarithme.
[12] Les valeurs des exportations sont la valeur actuelle des importations (f.o.b) convertie en dollars américains et exprimée en pourcentage de la moyenne pour la période de référence (2000).

© 2023 Global Journals

le solde budgétaire hors dons qui est la différence entre les recettes publiques et les dépenses publiques (dons exclus)[13].

b) La Spécification Du Modèle

Spécifié à des fins d'estimations, le modèle prend la forme linéaire suivante:

$$A_OSIN_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 A_OSIN_{it-1} + \gamma_2 A_EXPORT_{it} + \gamma_3 INFL_{it} + \gamma_4 FINDEV_{it} + \gamma_5 SOLVENCY_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

avec, i le pays et t, l'indice temporel; γ_0, la constante du modèle; $\gamma_i, i = [1 \dots 5]$, les coefficients associés aux variables explicatives du modèle; ε_{it}, le terme de l'erreur qui suit une loi normale centrée réduite.

Notons que la variable A_OSIN_{it-1}, qui détermine la dynamique du modèle, est incluse pour capter une éventuelle persistance du péché originel en zone CEMAC.

V. La Vérification Empirique Et L'interprétation Des Résultats

Nous nous situonsdans le cadre d'une modélisation en panel dynamique. Il s'agit d'un cadre qui engendre une faible colinéarité entre les variables explicatives en syncrétisant à la fois la dimension individuelle et temporelle et tient compte simultanément de la dynamique de comportement et leur éventuelle hétérogénéité, ce qui n'est pas possible avec des séries temporelles ou en coupes transversales. Ce cadre est alors parfait pour étudier les unions monétaires hétérogènes, telle que la CEMAC.

Les données utilisées proviennent de deux sources essentiellement. Celles du calcul de *A_OSIN* et de *A_EXPORT* sont issues à la fois de la base de donnée de la Banque Mondiale (la dette libellée en dollar américain) et de la base de donnée de la BEAC (le taux de change nominal). Les données des variables INFL, FINDEV et SOLVENCY proviennent également de la Banque Mondiale.

La période d'étude va de 1995 à 2019 et le nombre de pays est de cinq (5), notamment, le Gabon, le Cameroun, le Congo, la République Centrafricaine et le Tchad. Le choix de ladite période et l'absence de la Guinée Equatoriale ont été conditionnés par la disponibilité des données.

a) L'analyse Econométrique Préliminaire

Tableau 1: Les Statistiques Descriptives

	A_OSIN	A_EXPORT	INFL	FINDEV	SOLVENCY
Mean	4,262	4,903	1,976	8,799	10,020
Median	4,426	4,938	1,959	8,464	-0,9326
Maximum	4,768	6,127	2,272	22,056	166,988
Minimum	1,474	1,607	1,858	2,097	-23,990
Std. Dev.	0,624	0,779	0,086	4,490	31,279
Observations	125	125	125	125	125

Source: Auteur

Le tableau 1 expose les statistiques descriptives de notre régression. Les valeurs maximales et minimales montrent l'existence d'un point aberrant pour la variable SOLVENCY. Ce tableau montre également de faibles disparités (écart-type) pour les variables A_OSIN, A_EXPORT, et INFL mais une disparité relativement forte pour la variable SOLVENCY et FINDEV.

i. *L'analyse de la multicolinéarité*

La multicolinéarité est un problème qui survient lorsque certaines variables du modèle mesurent le même phénomène. Une multicolinéarité prononcée s'avère problématique, car elle peut augmenter la variance des coefficients de régression et les rendre instables et difficiles à interpréter.

La lecture du tableau 2 ci-après prouve l'existence d'une faible corrélation entre la plupart des variables explicatives et la variable expliquée, mais une corrélation relativement élevée est observée entre l'effet de valorisation de la dette libellée en dollar américain et les gains d'exportations (0,517) (qui laisse présager une éventuelle inefficacité de la couverture naturelle en zone CEMAC) et le développement financier et l'inflation (0,598). Ces corrélations partielles, étant compris entre 0,5 et 0,7, amènent à conclure à une multicolinéarité modérée, ce qui n'entache pas la robustesse des

[13] Même si un nouvel indicateur de la solvabilité budgétaire a été admis dans la CEMAC en 2017, notamment le solde budgétaire de référence. Il est fondé sur le solde budgétaire global et intègre une règle d'épargne financière des ressources pétrolières. Il prend en compte toutes les recettes, y compris les dons, et n'exclut aucune dépense. Le solde budgétaire de référence est égal au solde budgétaire global moins l'épargne financière de l'année. Il est définit en pourcentage du PIB et doit être supérieur ou égal à 1,5%. En tablant sur un seuil de -1,5% du PIB, le nouveau solde offre une certaine flexibilité temporelle dans la poursuite de l'équilibre budgétaire.

© 2023 Global Journals

résultats. En effet, tant qu'il n'existe pas de colinéarité parfaite, la multicolinéarité ne viole pas les hypothèses liées au modèle (Cosnefroy et Sabatier, 2011).

Tableau 2: La Matrice Des Corrélations

	A_OSIN	A_EXPORT	INFL	FINDEV	SOLVENCY
A_OSIN	1,000	0,517	0,283	0,075	-0,347
A_EXPORT	0,517	1,000	0,198	-0,163	-0,206
INFL	0,283	0,198	1,000	0,598	-0,355
FINDEV	0,075	-0,163	0,598	1,000	-0,150
SOLVENCY	-0,347	-0,206	-0,355	-0,150	1,000

Source: Auteur

ii. *Le Test D'indépendance*

L'estimation d'un modèle de panel nécessite de vérifier au préalable la dépendance inter-individuelle des séries. L'intérêt de cette étape est de guider le modélisateur sur la procédure à privilégier pour les tests de racine unitaire et de cointégration, d'une part, et surtout pour l'estimateur approprié, d'autre part.

Bien qu'il existe d'autres tests, à l'instar du test LM de Breusch et Pagan (1980) et du test LM échelonné de Pesaran (2004),nous utilisons ici le test CD (*cross dependence*) de Pesaran (2004) qui s'accommode mieux aux données de panel contenant de faibles unités transversales et temporelles. Ce test est fondé sur une statistique CD qui se décline comme suit:

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}}\left(\sum_{i=1}^{N-1}\sum_{j=i+1}^{N}\hat{\rho}_{ij}\right) \quad (6)$$

avec,

i et j, les indices d'individu; t, l'indice de temps; N et T, respectivement le nombre d'individus et le nombre de mesures de temps; ρ, l'estimateur de corrélation entre les erreurs.

Le tableau suivant résume le résultat de ce test. Il montre que nous sommes en présence d'une dépendance interindividuelle. En effet, on observe que la probabilité de la statistique CD est inférieure à 5%.

Tableau 3: Le Test D'indépendance De Pesaran (2004)

Test	Statistic	Prob.
Breusch-Pagan LM	18,365	0,049
Pesaranscaled LM	1,870	0,061
Pesaran CD	**3,607**	**0,000**

Source: Auteur

iii. *Le Test De Racine Unitaire*

Nous effectuons un test de racine unitaire afin de vérifier la stationnarité des variables du modèle. Nous privilégions, à cet effet, un test de seconde génération qui est fondée sur l'hypothèse de dépendance inter-individuelle. En effet, contrairement aux approches développées dans le cadre des tests de première génération, les tests de deuxième génération ne considèrent pas nécessairement que les corrélations inter-individuelles de la variable expliquée sont uniquement dues à une corrélation inter-individuelle des résidus. Ils envisagent notamment le cas où les corrélations de cette variable proviennent de la présence d'une ou plusieurs composantes communes.

Tout le problème consiste alors à proposer le test permettant la prise en compte la plus générale des différentes formes possibles de dépendance entre individus. Nous utilisons le test de Pesaran (2007), qui analyse l'existence d'une racine unitaire dans un contexte de dépendance interindividuelle en augmentant le test d'Im, Pesaran et Shin (2003). Ce qui permet d'obtenir un modèle augmenté de type CIPS (*Cross-Sectionaly Augmented IPS*). La statistique est définie ainsi qu'il suit:

$$CIPS(N,T) = N^{-1}\sum_{i=1}^{N} t_i(N,T) \quad (7)$$

avec, ti(N,T) est la statistique de Dickey-Fuller Augmentée transversalement pour la ième unité de la section transversale.

Les résultats du test sont résumés dans le tableau suivant.

© 2023 Global Journals

Tableau 4: Le Test De Pesaran (2007)

Variables En Niveau	CIPS	Conclusion	Variables En Différence Première	CIPS	Conclusion
A_OSIN	1,318	NS	D(A_OSIN)	-3,099***	I(1)
A_OSIN (-1)	-1,328	NS	D(A_OSIN (-1))	-3,015***	I(1)
A_EXPORT	-2,484**	I(0)	D(A_EXPORT)	-3,462***	I(1)
INFL	-1,668	NS	D(INFL)	-3,771***	I(1)
FINDEV	-1,986	NS	D(FINDEV)	-3,879***	I(1)
SOLVENCY	-2,040	NS	D(SOLVENCY)	-3,782***	I(1)

I(0): intégrer en niveau; I(1) : intégrer en différence première; NS: non stationnaire; **: stationnaire à 5% et 10%; ***: stationnaire à 1%, 5% et 10%.

Source: Auteur A Partir Du Logiciel Eviews 12

Le tableau 4 montre que toutes les variables du modèle sont stationnaires en différence première. Il est alors possible de vérifier l'existence d'une relation à long-terme entre la variable A_OSIN et les variables A_EXPORT, INFL, FINDEV et SOLVENCY.

iv. *Le Test De Cointégration De Westerlund (2007)*

La cointégration est une propriété essentielle en économétrie. Elle permet de vérifier si les séries étudiées ont une relation à long-terme. Nous utilisons le test de Westerlund (2007) qui présente l'avantage de prendre en compte la dépendance entre les observations et l'hétérogénéité des paramètres. Il s'agit d'un test qui est constitué en fait de quatre tests: G_a, G_t, P_a et P_t. Les deux premiers tests sont appelés *tests de moyennes de groupe* et l'hypothèse alternative est qu'au moins une observation possède des variables cointégrées. Les deux derniers sont nommés des *tests de panel* et dans ce cas, l'hypothèse alternative est que le panel, considéré comme un tout, est cointégré.

Tableau 5: Le Test De Westerlund (2007)

Statistic	Value	z-value	p-value
G_t	-3,931	-3,480	0,000
G_a	-6,613	1,851	0,968
P_t	-8,912	-3,793	0,000
P_a	-5,949	0,990	0,839

Source: Auteur a Partir De Stata 16

Selon le tableau 5, l'hypothèse de cointégration est acceptée pour les tests G_t et P_t avec un taux de significativité de 5%. On peut ainsi conclure il existe au moins une relation de long-terme entre les variables du modèle.

b) L'estimation Du Modèle

L'estimation de notre modèle repose sur la méthode de panel dynamique hétérogène à coefficients communs corrélés (Pesaran, 2015; Ditzen, 2018). Il s'agit d'une nouvelle classe de modèle économétrique dont l'avantage est de prendre en compte la dépendance en coupe transversale des observations et l'hétérogénéité des paramètres du modèle. Son intérêt est avéré dans le cas où les observations de l'échantillon sont des pays, d'une part, et membres d'une union monétaire, d'autre part.

En effet, ces pays peuvent avoir en commun des facteurs qui sont susceptibles d'être corrélés avec certaines variables indépendantes du modèle. Pour le cas des pays de la CEMAC, on peut prendre l'exemple du choc pétrolier de 2014 (baisse drastique du cours du baril de pétrole) qui a eu des effets communs sur leurs économies[14].

L'estimation en panel dynamique hétérogène à coefficient communs corrélés supporte l'estimateur des effets corrélés communs (CCE) de Pesaran (2006), l'estimateur des effets corrélés communs dynamiques (DCCE), proposé par Chudik et Pesaran (2015), l'estimateur du groupe moyen (MG, Pesaran et Smith, 1995) et l'estimateur du groupe moyen regroupé (PMG, Pesaranet. al 1999).

Les résultats de l'estimation sont inscrits dans le tableau 6 suivant:

[14] Les pays membres de la CEMAC, étant majoritairement dépendants du pétrole, sont vulnérables à une baisse du cours du baril.

© 2023 Global Journals

Tableau 6: Résultats De L'estimation

	Variable expliquée : A_OSIN		
Variables	Coefficients	Statistiques	Prob
A_OSIN(-1)	0,257	2,33	0,020
A_EXPORT	0,240	0,65	0,517
INFL	-0,790	-0,35	0,730
FINDEV	0,069	1,72	0,080
SOLVENCY	-0,010	-2,29	0,022
R-squared: 0,18 R-square (MG): 0,97 F-stat: 6,52 Prob(F-stat): 0,00 Nombre d'observations: 120			

Source: Auteur a Partir De Stata 16

La lecture du tableau 6 montre que le modèle est globalement significatif car la probabilité de Fisher est nulle (Prob (F) <0,05). De plus, il ressort que le péché originel est un phénomène persistant dans les pays membres de la CEMAC. En effet, on observe que la variables A_OSIN (-1) est positive et significative, exprimant l'idée qu'un accroissement de 5%, augmente le péché originel de la période courante de 25,7%. Par ailleurs, la variable A_EXPORT, qui représente l'effet expansionniste des exportations, n'a pas le signe attendu. Elle est par contre positive mais non significative, ce qui montre que les gains d'exportations liés aux variations du taux de change nominal ne couvrent pas l'effet de valorisation du péché originel résultant de ces mêmes variations. Un tel résultat permet de voir que la couverture naturelle n'est pas efficace en zone CEMAC. Le variable INFLn'explique pas le péché originel dans la zone, puisque sa probabilité estsupérieure à 1%, 5% et 10%. Ainsi, l'inflation n'est pas de nature à affecter l'évolution du péché originel dans la CEMAC. La variable FINDEV est, quant à elle, positive et significative. Le niveau de développement est une explication de la présence du péché originel dans la CEMAC. Toutefois, cette explication est très marginale (6,9%) à un niveau de risque de 10%. Ceci est cohérent puisqu'il s'agit d'une zone composée d'un ensemble de petites économies pauvres possédant un marché financier domestique embryonnaire, même si quelques évolutions sont observées depuis 2010 (Magnan-Marionnet, 2016). Enfin, la solvabilité des gouvernements contribuent à réduire le péché originel, même si cette réduction n'est que de l'ordre de 1% lorsque la variable SOLVENCY augmente de 5%.

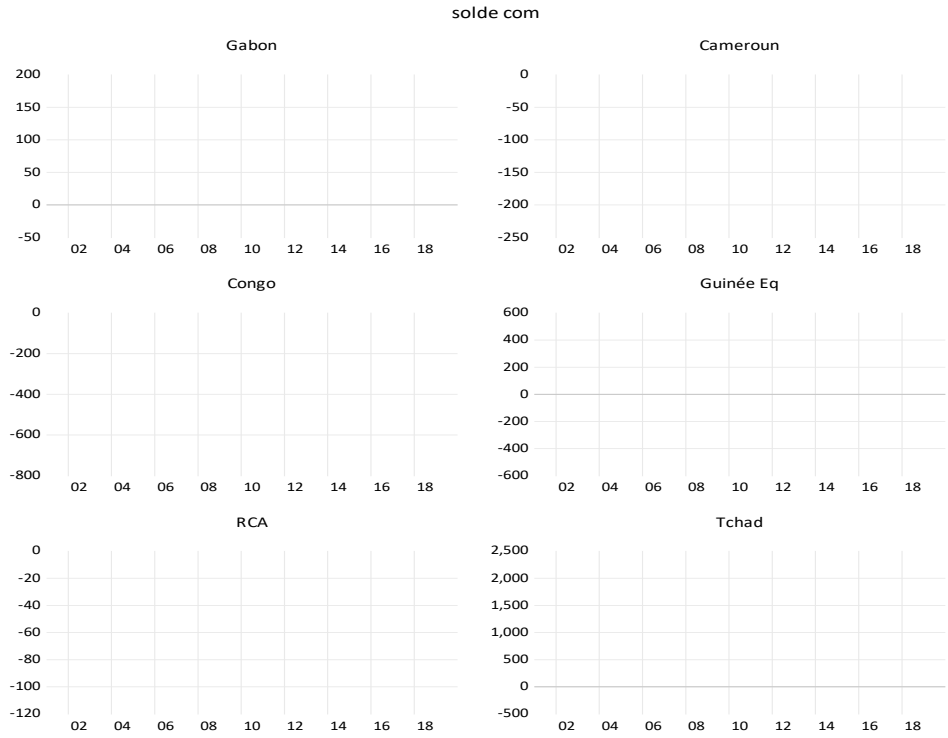
c) L'interprétation Des Résultats

Les résultats de nos estimations ont montré l'inefficacité de la couverture naturelle en zone CEMAC. Un tel résultat pourrait globalement s'expliquer par la persistance des déficits du compte de transactions courantes.

En effet, une adéquation parfaite entre la composition en devise de la dette et celle du commerce extérieur est une condition nécessaire à l'efficacité de la couverture nature. L'explication tient au fait que, dans cette situation, les effets des fluctuations du taux de change en termes de valorisation de la dette en devises sont susceptibles d'être neutralisés par les gains ultérieurs d'exportations issus de ces mêmes fluctuations, au moins en moitié, permettant ainsi d'éviter les crises de la dette (Fujii, 2016).

Or, la lecture des résultats (tableau 6) montre que dans la CEMAC, cette situation ne se vérifie pas. La valorisation de la dette libellée en dollar US n'est pas compensée par les gains d'exportation. Ce résultat pourrait être expliqué par le fait que les pays membres de cette zone sont des importateurs nets. Les exportations ne sont alors pas suffisantes pour réduire la vulnérabilité aux fluctuations du taux de change nominal. Lafigure 2 suivante montre l'évolution du solde commercial des pays de l'échantillon entre 2001 et 2019.

© 2023 Global Journals



Source: Auteur

Figure 2: L'évolution Du Solde Commercial Entre 2001 Et 2019

Cette figure montre que la plupart des pays membres de la CEMAC font face à une persistance du déficit de la balance commerciale sur la période 2001-2019, même si on observe une différence pour le Tchad, qui seul possède une situation inverse. Ceci confirme l'idée que le commerce extérieur ne constitue pas une couverture contre le péché originel et surtout ses effets en termes de valorisation de la dette libellée en dollar américain.

Une insertion plus accrue au commerce extérieur est une condition *sine qua non* à l'efficacité de la couverture naturelle.

VI. Conclusion

Le présent travail a analysé la question de la couverture naturelle dans la CEMAC sur la période 2000-2019. Nous trouvons que cette dernière n'est pas efficace, autrement dit, l'effet de valorisation de la dette libellée en dollar US n'est pas neutralisé par les gains d'exportations.

Notre approche est originale, tant économiquement qu'économétriquement. En effet, sur le plan économique, la question de la couverture naturelle n'a encore jamais été analysée dans les pays de la CEMAC, d'une part, et nous utilisons une approche du péché originel différente de la littérature en proposant un indicateur original et pertinent pour ce type de pays, d'autre part. Sur le plan économétrique, nous utilisons une classe nouvelle de modèle économétrique dont l'avantage est de fournir des résultats qui prennent en compte la dynamique dans un panel hétérogène sous l'angle de la dépendance interindividuelle (Chudik et al., 2015). Un tel cadre est cohérent dans les analyses des unions monétaires hétérogènes, telle que la CEMAC.

Les résultats de nos estimations invitent à repenser l'insertion des pays de la CEMAC au commerce mondial, étant entendu qu'une insertion fondée sur le développement d'exportations à grande échelle est une condition *sine qua non* à l'efficacité de la couverture naturelle.

References Références Referencias

1. Akmar, N., et S, Colliac (2005): « Les Implications Systémiques du Péché Originel Financier ».
2. Bordo M. D. et C. Meissner (2005). Financial Crises, 1880-1913: The Role of Foreign Currency Debt. NBER Working Papers 11173, National Bureau of Economic Research.
3. Bordo, M. D. et Meissner, C. M. (2016). Fiscal and financial crises. Handbook of Macroeconomics, Elsevier, 2A, 355-412.
4. Bordo, M. D. et Meissner, C. M. (2020). Original Sin and Great Depression. NBER, n°27067.
5. Borio, C., et F. Packer (2004). Risque-pays: évaluation des nouvelles approches. Rapport trimestriel BRI, Décembre.

© 2023 Global Journals

6. Breusch, T.S., and Pagan, A.R., (1980). The Lagrange multiplier test and its applications to model specification in econometrics. Revue of Economic Studies, 47(1), 239–253.
7. Burnside, C., M. Eichenbaum et S. Rebelo (2001): « Hedging Financial Fragility in Fixed Exchange Rate Regimes. European Economic Review 45(7).
8. Caballero R. et Krishnamurty A., (2003). Excessive dollar debt: Financial development and under insurance. The Journal of Finance, LVIII (2).
9. Chudik, A., and M. H. Pesaran. (2015a). Large panel data models with cross-sectional dependence: A survey. In *The Oxford Handbook Of Panel Data*, ed. B. H. Baltagi, p. 2–45. Oxford: Oxford University Press.
10. Cosnefroy, O., et Sabatier, C., (2011). Estimation de l'importance relative des prédicteurs dans un modèle de régression multiples. Intérêts et Limites des Méthodes récentes. L'Année psychologique, 111(2), 253-289.
11. Claessens, S., Klingebiel, D., and Schmukler, S. L., (2007). Government Bonds in Domestic and Foreign Currency: the role of institutional and macroeconomic factors. *Revue of International Economics, 15(2), 370-413.*
12. Devereux, M. and Engel, C., (2003).Monetary policy in the open economy revisited: Price setting and exchange rate exibility. Review of Economic Studies, 7(4), DOI:10.2139/ssrn.1009490.
13. Ditzen, J., (2018). Estimating dynamic common-correlated effects in Stata. The Stata Journal, 18(3), 587-617.
14. Eichengreen B. (2011). Exorbitant Privilege: The Rise and Fall of the Dollar and the Future of the International Monetary System. Oxford University Press.
15. Eichengreen B. et R. Hausmann (1999). Exchange rate and financial fragility. NBER, Working paper, 7418, novembre, DOI 10.3386/w7418.
16. Eichengreen B., (2011). Exorbitant Privilege: The rise and fall of the Dollar and the future of the International Monetary System. Oxford University Press.
17. Eichengreen B., Hausmann, R. et Panizza, U. (2007). Currency Mismatches, Debt Intolerance and Original Sin: Why are they not the same and why it matters. NBER, 121-170.
18. Eichengreen B., R. Hausmannet U. Panizza (2005). The Pain of Original Sin. Chicago University Press.
19. Friberg, R, et Wilander, F., (2008). The currency denomination of exports - A questionnaire study. Journal of International Economics, 75(1), 54-69.
20. Fujii, E., (2016). External Debt and International Trade: Another Mismatch. Working Paper No 5519, Avril 2016.
21. Golberg, L et C, Tille (2013). A bargaining theory of trade invoicing and pricing. Federal Reserve Bank of New York, Staff Report, n° 611.
22. Goldberg, L et Tille, C., (2016). The Micro, Macro, and Strategic Forces in International Trade Invoicing.Journal of International Economics, 102(C), 173-187.
23. Goldberg, L. S. and Tille, C. (2008).Vehicle currency use in international trade.Journal of International Economics, 76(2), 177-192.
24. Gourinchas, P-O, Gospinath, G, Casas, C, et Diez, F., (2016). Dominant currency paradigm. NBER, Working Paper 22943.
25. Hausmann, R. and Panizza, U. (2003). On the determinants of Original Sin: an empirical investigation. Journal of International Money and Finance, 22, 957-990.
26. Haussmann, R. et Panizza, U. (2011). Redemption or Abstinence ? Original Sin, Currency Mismatches and Counter Cyclical Policies in the New Millennium. Journal of Globalization and Development, 2, 1-33.
27. Im, K.S., Pesaran, M.H., and Shin, Y., (2003). Testing for unit roots in heterogeneous panels. Journal of Econometrics, 115 (1), 53–74.
28. Krugman, P., (2001): « Crises: The Next Generation?», *Razin Conference*, *Université de Tel Aviv, 25-26 mars.*
29. Krugman P. et M. Obstfeld (2003): « Économie Internationale », *4è édition.*
30. McCauley R. et T. Chan (2014). Les variations de change déterminent la composition des réserves. Rapport trimestriel BRI, Décembre 2014.
31. Miller V., (1996).Exchange rate uncertainty, consumption preferences and the currency denomination of the externat debt. Applied Financial Economics, 6(3), 199-211..DOI 10.1080/09603109 6334222.
32. Mouandat, S., R., (2021). La dette optimale au Gabon : une analyse en termes de composition en devise. Journal of Academic Finance, 12(1), 132-149 DOI 10.5281/zenodo.5052659.
33. Parker, M., (2016).Price-setting behaviour in New Zealand. New Zealand Economic Papers, DOI: 10.1080/00779954.2016.1189957.
34. Pesaran, M., H.,(2006). Estimation and inference in large heterogeneous panels with amultifactorerror structure. Econometrica, 74, 967–1012.
35. Pesaran, M. H., and R. P. Smith. (1995). Estimating long-run relationships from dynamicheterogeneous panels. Journal of Econometrics, 68, 79–113.
36. Pesaran, M. H., Y. Shin, and R. P. Smith. (1999). Pooledmean group estimation of dynamicheterogeneous panels. Journal of the American Statistical Association, 94, 621–634.
37. Pesaran, M.H., (2004). General diagnostic tests for cross section dependence in panels. Cambridge

© 2023 Global Journals

Working Papers in Economics n°0435, Faculty of Economics, University of Cambridge.
38. Pesaran, M.H., (2007). A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence. Journal Applied Econometrics, 22(2), 265–312.
39. Pesaran, M.H., (2015). Testingweak cross-sectional dependence in large panels. Econometric Reviews34, 1089–1117.
40. Westerlund, J., (2007). Testing for Error Correction in Panel Data. Oxford Bulletin of Economics and Statistics. 69(6), 709-748.
41. Chamon M., (2003). Why can't Developing countries borrow fromabroard in they own currency.SSRN Electronic Journal10.2139/ssrn.320001.
42. Sokolova, M. V., (2015): « Strategic currency choice in international trade », *Doi: 10.13140/RG.2.1.4692.0402.*

Annexe

- Westerlund (2007)

```
. xtwest A_OSIN A_EXPORT INFL FINDEV SOLVENCY, constant lags(1) leads(0)

Calculating Westerlund ECM panel cointegration tests.....

Results for H0: no cointegration
With 5 series and 4 covariates
```

Statistic	Value	Z-value	P-value
Gt	-3.931	-3.480	0.000
Ga	-6.613	1.851	0.968
Pt	-8.912	-3.793	0.000
Pa	-5.949	0.990	0.839

- Common-Correlated Effects estimation of heterogeneous dynamic panel

```
. xtdcce2 A_OSIN D.A_OSIN A_EXPORT INFL FINDEV SOLVENCY, crosssectional(A_EXPORT INFL FINDEV SOLVENCY) cr_lags(0)
(Dynamic) Common Correlated Effects Estimator - Mean Group

Panel Variable (i): Id                          Number of obs      =       120
Time Variable (t): years                        Number of groups   =         5

Degrees of freedom per group:                   Obs per group (T) =        24
 without cross-sectional averages   = 18
 with cross-sectional averages      = 14
Number of                                       F(50, 70)          =      6.52
 cross-sectional lags               = 0         Prob > F           =      0.00
 variables in mean group regression = 25        R-squared          =      0.18
 variables partialled out           = 25        R-squared (MG)     =      0.97
                                                Root MSE           =      0.09
                                                CD Statistic       =      2.30
                                                   p-value         =    0.0213
```

A_OSIN	Coef.	Std. Err.	z	P>|z|	[95% Conf.	Interval]
Mean Group:						
A_EXPORT	.2407159	.3715683	0.65	0.517	-.4875445	.9689763
INFL	-.7909411	2.287909	-0.35	0.730	-5.275159	3.693277
FINDEV	.0687849	.0399235	1.72	0.085	-.0094637	.1470336
SOLVENCY	-.0106231	.0046388	-2.29	0.022	-.019715	-.0015311
D.A_OSIN	.2568605	.1100074	2.33	0.020	.04125	.4724711

```
Mean Group Variables: A_EXPORT INFL FINDEV SOLVENCY D.A_OSIN
Cross Sectional Averaged Variables: A_EXPORT INFL FINDEV SOLVENCY
Heterogenous constant partialled out.
```


© 2023 Global Journals