

Mesure du degré d'intégration financière internationale des pays de la CEDEAO : Une analyse du paradoxe de Feldstein et Horioka (1980)

N'GUESSAN Kouakou Romain

Doctorant en Sciences Economiques et de Développement (SED), Université Alassane Ouattara (Bouaké), Côte d'Ivoire

Copyright © 2019 ISSR Journals. This is an open access article distributed under the *Creative Commons Attribution License*, which permits unrestricted use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

ABSTRACT: This paper investigates the Feldstein–Horioka coefficients for 13 ECOWAS countries using the recently developed Augmented Mean Group (AMG) estimator over the period of 1975 to 2014. AMG methodology incorporates the issues of endogeneity, heterogeneity and cross-sectional dependence. Furthermore, we also investigate the role of several other macroeconomic factors, Balance trade, inflation, credit and population growth, to improve the international capital mobility. The results show high value of saving retention coefficient (0,76), signifying high association between domestic savings and domestic investment and hence a slow capital mobility or financial integration in ECOWAS countries.

KEYWORDS: Feldstein–Horioka, Financial integration, Augmented Mean Group estimator, ECOWAS.

RÉSUMÉ: Cette étude fait un réexamen du coefficient de Feldstein et Horioka pour 13 pays de la CEDEAO à l'aide du récent estimateur Augmented Mean Group (AMG) sur la période 1975 à 2014. La méthode AMG tient compte des questions d'endogénéité, d'hétérogénéité et de dépendance interindividuelle. Toutefois, nous regardons le rôle joué par d'autres facteurs macroéconomiques. Il s'agit de la balance commerciale, de l'inflation, du crédit et du taux de croissance de la population. Les résultats montrent une valeur élevée du coefficient de rétention de l'épargne (0,76) signifiant ainsi une association élevée entre l'investissement domestique et l'épargne domestique. Un tel résultat conclut à une faible mobilité du capital et donc à un faible degré d'intégration financière internationale des pays de la CEDEAO.

MOTS-CLEFS: Feldstein et Horioka, Intégration financière, Estimateur Augmented Mean Group, CEDEAO.

JEL CLASSIFICATION: C23, F21, F32.

1 INTRODUCTION

Ces dernières décennies se caractérisent par une accélération de la dynamique de la mondialisation qui ne laisse aucun pays indifférent. Bien qu'il n'en demeure pas moins qu'elle fait l'objet de discussions et de critiques, force est de reconnaître qu'elle est génératrice d'opportunités considérables. Ainsi, un effort visant à promouvoir la coopération et l'intégration régionale s'est fait ressentir avec la création en mai 1975 de la Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO). A cet égard, le désir de créer une synergie économique dans la région à travers l'intégration économique et financière, avait pour principal enjeu l'accession à une croissance plus soutenue et à une réduction de la pauvreté. Toutefois, les pays de cette région restent toujours confrontés à un faible niveau de l'épargne intérieure et surtout aux difficultés liées aux modalités de sa mobilisation. Par ailleurs, plusieurs études dont celle de Keho (2012) montrent que le système financier de ces pays est dominé par les banques qui, la plupart du temps, sont réticentes à octroyer des crédits de long terme qui puissent permettre de financer convenablement les investissements. A cet égard, il est tout à fait concevable que les pays de la communauté économique des Etats de l'Afrique de l'ouest se penchent sur d'autres sources de financements de leurs

économies qui puissent permettre à la fois le développement technologique et financier puis accroître les investissements et créer une croissance inclusive.

Le fait que l'intégration au système financier international soit devenue un impératif pour tous les décideurs économiques (Diaw, 2012) a suscité plusieurs travaux qui ont tentés de mettre en œuvre différentes approches qui permettent de mesurer le degré d'intégration financière des économies. Ainsi, Andrade (2007) montre que la mesure du degré d'intégration financière internationale atteinte par un pays doit se faire par l'approche de Feldstein et Horioka (1980). Il soutient que la parité non-couverte des taux d'intérêt établit que les flux de capitaux auront comme conséquence l'égalisation des taux de rendement attendus des obligations de chaque pays, en tenant compte de l'exposition au risque de change pour chacun d'eux. Or cette définition exige la parité couverte du taux d'intérêt qui elle stipule que la mobilité créera un seul taux d'intérêt mesuré par rapport à une monnaie commune. A son tour, la parité du taux d'intérêt réel qui dit que la mobilité provoquera l'égalisation des taux réels entre les pays, exige la parité non-couverte des taux d'intérêt. Enfin la définition de Feldstein-Horioka (1980) exige la vérification de la parité du taux d'intérêt réel mais indique aussi que toute autre variable, autre que le taux d'intérêt réel, qui puisse déterminer l'investissement, n'ait aucune influence sur l'épargne nationale.

Par ailleurs, la mesure de l'intégration financière internationale par l'approche de Feldstein et Horioka (1980) a suscité beaucoup d'intérêt dans la littérature (Singh, 2016). Certaines de ces études ont même porté sur les pays en développement et particulièrement ceux de l'Afrique subsaharienne (Eggoh, 2011 ; Ezzo, 2011 ; Adeniyi et Egwaikhede, 2013 ; Hassan, 2016). Cependant, les études en panel souffrent de certaines limites. D'une part, certaines d'entre elles n'ont pas tenu compte du solde de la balance commerciale, de l'inflation, du crédit et de la croissance de la population dans l'examen de la relation entre l'investissement et l'épargne. D'autre part, ces études n'ont pas tenu compte des questions d'endogénéité, d'hétérogénéité et de dépendances interindividuelles.

Dans un tel contexte, quelle est le degré réel de l'intégration financière des pays de la CEDEAO ?

Répondre à cette interrogation nécessite de définir des objectifs et d'émettre des hypothèses. Ce faisant, l'objectif général de cette étude est de mesurer le degré d'intégration financière internationale des pays membres de la CEDEAO. Spécifiquement, il s'agit de faire un réexamen de la corrélation épargne-investissement de ces pays.

Bien que cette étude met l'accent sur l'importance du solde de la balance commerciale de l'inflation, du crédit et de la croissance de la population dans la détermination du degré d'intégration financière, elle utilise des méthodes récentes dans le cadre des données de panel qui ont l'avantage de tenir compte des problèmes d'endogénéité, d'hétérogénéité et de dépendance interindividuelle. Il s'agit de l'estimateur AMG (Augment Mean group) proposés Eberhardt et Bond (2009) puis Eberhardt et Teal (2011).

Cette étude est structurée en trois parties. La première partie fait une revue des travaux portant sur le sujet. La deuxième partie présente le cadre méthodologique adopté par l'étude. Les résultats, les interprétations et la discussion apparaissent dans la troisième partie. L'étude se termine par une conclusion qui fait ressortir les principaux résultats et les implications de politiques économiques.

2 REVUE DE LA LITTÉRATURE

L'utilisation de l'approche de Feldstein-Horioka (1980) ou corrélation épargne-investissement permet de mesurer la mobilité des capitaux et partant le degré d'intégration financière des pays. Le débat suscité par cette approche et l'ambiguïté soulevée par celle-ci a fait dire à Obstfeld et Rogoff (2000) qu'elle constitue une énigme qui est d'ailleurs l'un des six plus grands « puzzles » qu'on connaît en économie internationale. Ainsi, cette section fait un examen des travaux sur la question. Dans un premier temps, une revue critique des travaux sur l'hypothèse de Feldstein-Horioka (1980) est présentée. Dans un second temps, seuls les travaux sur les pays de l'Afrique sub-saharienne sont présentés.

2.1 REVUE DES TRAVAUX SUR L'HYPOTHÈSE DE FELDSTEIN-HORIOKA (1980)

Cette sous-section après avoir présenté l'approche de base de Feldstein-Horioka (1980), fait une revue critique de celle-ci. Nous partons des études qui réfutent l'approche de Feldstein-Horioka en tant que mesure de la mobilité des capitaux puis terminons par les études qui soutiennent cette approche mais qui proposent plusieurs éléments et techniques pour l'améliorer.

2.1.1 L'APPROCHE DE FELDSTEIN-HORIOKA (1980) ET SON IMPOSSIBILITÉ À SAISIR CONVENABLEMENT LE DEGRÉ D'INTÉGRATION FINANCIÈRE ET PARTANT LA MOBILITÉ DES CAPITAUX

La mesure de l'intégration financière par la corrélation entre l'épargne et l'investissement naît du travail pionnier de Feldstein et Horioka (1980). Ces deux auteurs étudient les conséquences de l'intégration financière sur la corrélation entre l'épargne et l'investissement. Selon ces auteurs, une faible valeur du coefficient de rétention de l'épargne impliquerait une forte mobilité des capitaux et donc une plus grande intégration financière. Après avoir testé cette hypothèse pour 16 pays de l'OCDE, ils aboutissent au résultat selon lequel 85% de l'épargne nationale ont été investis localement sur la période 1960-1976. Un tel résultat laisse comprendre que le capital n'est pas mobile dans les pays les plus développés alors que ceux-ci sont les plus ouverts sur le plan financier. Bien que ce résultat ait été confirmé par plusieurs autres études (Feldstein 1983; Murphy, 1984; Dooley et al., 1987; Feldstein et Bacchetta 1991; Sinn 1992), l'ambiguïté soulevée par celle-ci constitue un paradoxe qualifié de paradoxe de Feldstein-Horioka (1980).

Toutefois, plusieurs critiques vont s'élever à l'endroit de cette approche. Ces critiques vont montrer que l'approche de Feldstein-Horioka (1980) qui tient à évaluer la corrélation épargne-investissement est inappropriée pour étudier le degré de mobilité du capital et partant celui de financiarisation des économies. A cet égard, Mishkin (1986) soutient qu'il n'existe aucun modèle structurel qui puisse expliquer l'investissement en fonction de l'épargne et que toute correction économétrique d'une telle relation conduira à des résultats qui ne pourront qu'être incompréhensibles. Quant à Dornbusch (1991) le résultat de Feldstein-Horioka(1980) rend compte des enseignements de la littérature en économie ouverte qui stipule que sous la condition de parfaite mobilité des capitaux, tout changement du taux d'épargne nationale reflète principalement le compte courant et non pas l'investissement.

Ghosh (1995) rejette l'approche de Feldstein-Horioka(1980) et propose d'utiliser des mesures alternatives de la mobilité du capital comme le critère de la consommation. Il montre que le coefficient de rétention de l'épargne dans l'analyse de Feldstein-Horioka (1980) est sans signification puisque la balance courante ne tend pas vers l'équilibre. Contrairement à leur résultat, Coakley et al. (1996) trouvent que les séries du taux d'épargne et d'investissement sont intégrés d'ordre 1. La raison explicative de la forte corrélation entre l'investissement et l'épargne ne serait pas un puzzle mais tiendrait à un artefact statistique lié à la régression. Ils recommandent donc d'utiliser un autre critère, celui du solde de la balance courante rapporté au PIB qui est égal à la différence entre les taux d'investissement et d'épargne. Ils estiment en effet que l'approche de Feldstein-Horioka (1980) traduit la contrainte de solvabilité à long terme de la balance extérieure plutôt que le degré de mobilité du capital. Dans cette même veine, Rocha (2003), à travers un modèle inter temporel en économie ouverte et des tests économétriques montre que le coefficient de rétention de l'épargne tel qu'indiqué dans l'approche de Feldstein Horioka (1980) ne mesure pas le degré de mobilité du capital mais plutôt la contrainte de solvabilité.

Pour Moosa (1997) les corrélations entre les taux d'investissement et d'épargne ne peuvent rendre compte de la mobilité internationale des capitaux car elles ne concernent que les flux nets d'entrées et de sorties de capitaux, et non les flux bruts. Pour cet auteur, l'indicateur de Feldstein-Horioka n'est pas une mesure pertinente de la mobilité internationale des capitaux puisque l'augmentation des flux bruts témoigne d'un accroissement de cette mobilité. Pomfret (1998) trouve que l'approche de Feldstein-Horioka (1980) mesure sans doute l'immobilité du capital plutôt que la mobilité du capital. Celui-ci indique qu'une valeur nulle du coefficient de rétention de l'épargne est une condition suffisante mais pas une condition nécessaire de la parfaite mobilité du capital. A l'opposé, une valeur de rétention de l'épargne égale à 1, n'implique pas nécessairement l'immobilité du capital. De plus, Sachsida et Caetano (2000) dans leur étude montrent que le coefficient de rétention de l'épargne dans l'approche de Feldstein-Horioka (1980) ne peut expliquer la mobilité du capital car celui-ci représente une relation de substitution entre l'épargne domestique et étrangère. Ces auteurs indiquent qu'un coefficient de rétention du capital égal à 1 n'est que le reflet d'une corrélation nulle entre l'épargne domestique et l'épargne étrangère.

2.1.2 L'APPROCHE DE FELDSTEIN-HORIOKA : JUSTIFICATIONS ET AMÉLIORATIONS

Bien des études ont montré que pour de multiples raisons, il est possible d'avoir une forte corrélation entre l'épargne et l'investissement même en présence d'une forte mobilité du capital. Ces travaux concernent tout d'abord ceux qui mettent en avant l'idée d'un choc sur la productivité et la technologie ou même d'un choc global (Sachs, 1981; Obstfeld, 1986; Frankel et al., 1986; Murphy, 1984; Finn, 1990; Baxter and Crucini, 1993; Glick and Rogoff, 1995). Il se peut en effet qu'à la suite d'un certain choc global, le pays ne peut emprunter ou prêter à l'étranger puisque les autres pays sont aussi confrontés à la même situation. Par ailleurs, si un choc exogène arrive à affecter l'investissement et l'épargne simultanément, non seulement on ne pourra attribuer la corrélation à une faible mobilité du capital mais cette corrélation pourra être très élevée. C'est le cas où le gouvernement réagit de façon systématique aux déséquilibres de la balance des opérations courantes pour tenter de les annuler ou de les limiter. Ainsi, lorsque le gouvernement réagit au déficit commercial induit par une croissance de

l'investissement en diminuant les dépenses publiques ou en augmentant les impôts, alors l'investissement et l'épargne intérieurs seront corrélés pour des raisons qui n'ont rien à voir avec la mobilité du capital. Cet argument qualifié d'hypothèse de « l'équilibre extérieur maintenu » a été mis en avant par les auteurs tels que Westphal (1983), Caprio et Howard (1984), Summers (1985) et Artis et Bayoumi (1989). Aussi, il y a plusieurs travaux qui mettent l'accent sur le problème lié à la taille des pays c'est-à-dire le niveau de revenu. Selon Harberger (1980), cet effet introduit un biais automatique qui résulte du fait qu'un grand pays est plus proche d'une économie fermée qu'un petit. De même au plan international, un grand pays peut financer une large partie de ses investissements à l'aide de son épargne intérieure sans avoir besoin de recourir à l'épargne extérieure. Une version plus sophistiquée de l'effet de taille concerne le problème des externalités. La validité des tests à la Feldstein-Horioka repose sur l'hypothèse que les variables externes sont exogènes, notamment le taux d'intérêt international. Cette hypothèse peut être acceptée dans le cas des « petits pays » mais n'est plus vérifiée pour les « grands pays » qui ont la taille suffisante pour influencer les variables extérieures. Les externalités produites par une variation du taux d'épargne conduisent alors à établir une corrélation avec le taux d'investissement, même en présence d'une parfaite mobilité du capital. Sachs (1983) confirme cet effet et montre que le taux de déficit extérieur par rapport au PIB est négativement corrélé avec la taille du pays. De plus, l'inclusion des petits pays affaiblit les corrélations investissement-épargne (Murphy, 1984). Murphy considère un échantillon de 17 pays de l'OCDE et trouve que le groupe des 10 grands pays se caractérise par un coefficient de 0,98 alors que celui des 7 petits pays est de 0,59. On retrouve une telle disparité entre pays industrialisés et pays en développement (Dooley et al., 1987). Toutefois selon Fieleke (1982) et Tesar (1991) la correction du biais introduit par l'effet de taille laisse persister une corrélation élevée entre les taux d'investissement et d'épargne; les résultats dégagés par Feldstein-Horioka ne proviennent donc pas d'un artefact lié à ce biais.

Un autre pan de la littérature supporte certes l'approche de Feldstein-Horioka comme mesure de la mobilité des capitaux mais trouvent que la solution du puzzle est à rechercher dans l'approche méthodologique et économétrique. Ainsi, sachant que les régressions en coupe instantané utilisées par Feldstein-Horioka sont sujettes à beaucoup de limites (Hussein, 1998 ; Telatar et al., 2007), plusieurs auteurs vont utiliser les données en série temporelle de même que les test de cointégration pour estimer l'amplitude de la corrélation entre épargne et investissement (Pelagidis and Mastroiannis, 2003 ; Sinha and Sinha, 2004 ; Akadiri et al., 2016). Ces études vont s'étendre aux données de panel et aux techniques de cointégration en panel (Adedeji and Thornton, 2008 ; Narayan and Narayan, 2010 ; Bangake and Eggoh, 2011 ; Singh, 2013 ; Holmes et Otero, 2014 ; Bibi et Jalil, 2015). Par ailleurs, Aguiar-Conraria et al. (2008) et de Rua (2010) proposent l'utilisation des analyses en temps-fréquence. Ainsi, Ko et Funashina (2016) analysent les co-mouvements entre l'investissement et l'épargne pour neuf pays de 1885-2010. Leur analyse en temps-fréquence avec la méthode des ondelettes prouvent qu'il existe une plus grande corrélation entre investissement et épargne dans les grandes économies comparativement aux économies moins développées et en développement. De plus, leur étude met l'accent sur le rôle des variables omises. Ils trouvent ainsi que dans l'ensemble, les couts liés au commerce ont plus d'influence dans la relation épargne-investissement et que la population influence le moins cette relation.

De plus, plusieurs études vont pointer du doigt l'influence de diverses variables à savoir, la corrélation entre les entrées et sorties de capitaux, la participation à un marché commun, la gouvernance, etc. Ainsi, Georgopoulos et Hejazi (2009) réexamine le puzzle de Feldstein-Horioka afin d'y trouver une explication. Leur analyse part d'un simple constat qui laisse entrevoir que l'accroissement de 30 dollars de l'épargne domestique peut être investi à l'étranger et en même temps un flux de 30 dollars de l'épargne étrangère peut être investi au niveau domestique. Dès lors, les auteurs font l'hypothèse que l'énigme de Feldstein-Horioka (1980) peut être résolu en intégrant un biais domestique lié à la corrélation entre les entrées et les sorties de flux de capitaux. Ainsi, en utilisant différents échantillons de pays dont 23 développés, 18 émergents et 21 en développement sur la période 1975-2004, ils parviennent à plusieurs résultats. Ils trouvent d'abord qu'en présence d'une forte corrélation positive entre les entrées et les sorties de flux de capitaux, les résultats de la spécification standard de Feldstein-Horioka (1980) sont biaisés à la hausse. Ensuite, ils indiquent que la prise en compte de cette corrélation peut réduire le biais domestique de 45 à 90%.

Bibi et Jalil (2016) revisitent la corrélation Epargne-Investissement pour un large groupe de pays durant la période 1980-2015. Toutefois, ils incluent dans la spécification standard plusieurs facteurs macroéconomiques pouvant influencer sur le puzzle standard de Feldstein-Horioka. Parmi les facteurs macroéconomiques retenus, il y a l'environnement judiciaire, l'environnement des affaires et la gouvernance. Aussi, pour avoir des résultats assez robuste, les auteurs tiennent compte de l'existence de ruptures structurelles et de dépendance interindividuelle. A cet effet, il utilise la méthode CCEMG de Pesaran (2006). Les principaux résultats de cette étude confirment qu'il y a en premier lieu un manque de mobilité des capitaux en considérant l'équation standard de Feldstein et Horioka. Ensuite les capitaux sont plus mobiles si on intègre dans l'équation standard l'influence de la globalisation, de l'environnement juridique, de la gouvernance et de développement du secteur financier.

Katsimi et Zoega (2016) mènent une étude sur le degré d'intégration de 30 pays européens sur différentes périodes allant de 1960 à 2014. Ils cherchent principalement à évaluer les effets du marché unique européen survenu en 1993 et de l'Union Européenne en 1999 sur le degré d'intégration de ces pays. Pour ce faire, ils scindent leur échantillon en deux groupes. Le premier est le groupe de pays n'appartenant pas au marché unique qu'ils qualifient de groupe de contrôle. Le second est le groupe de pays appartenant au marché unique qu'ils qualifient de groupe de traitement. Afin de mener à bien leur étude, les auteurs utilisent plusieurs méthodes à savoir les MCO, les variables instrumentales et enfin la méthode des doubles différences. Le constat est tel que l'utilisation des MCO et des variables instrumentales indiquent une corrélation élevée entre l'investissement et l'épargne. Par contre, la méthode des doubles différences indique tout le contraire. Les auteurs concluent que la participation des pays au marché unique et à l'Union Européenne a contribué à accroître la mobilité du capital.

Ketenci (2016) mène une étude sur la mobilité des capitaux dans un échantillon des pays d'Europe des 27 durant la période 1995-2013 en utilisant des données trimestrielles. Suggérant que le taux d'intérêt n'est pas le seul déterminant de l'investissement et que la décision d'investir dépend aussi de l'expérience passée des investisseurs, l'auteur inclut dans la régression les valeurs passées de l'investissement comme variables explicatives. Et puisque la mobilité internationale des capitaux est exposée aussi bien aux changements interne et étrangère à l'économie, l'auteur ajoute dans la régression une variable muette censée représenter la crise financière de 2008. L'utilisation de plusieurs méthodologies à savoir celles des GMM en différence et système lui permette d'aboutir à plusieurs résultats. Il aboutit à l'existence d'une forte mobilité des capitaux dans l'ensemble des pays considérés et rejette donc l'hypothèse de Feldstein-Horioka. Toutefois, l'auteur montre que la crise financière est à même de réduire la mobilité des capitaux.

2.1.3 TRAVAUX RELATIFS AUX PAYS DE L'AFRIQUE SUB-SAHARIENNE

Cette sous-section porte sur les études relatives aux économies de l'Afrique sub-saharienne et fait une revue critique des travaux qui ont porté sur les zones non CEDEAO et CEDEAO.

2.1.3.1 TRAVAUX SUR LA ZONE NON CEDEAO

De Wet et Van Eyden (2005) portent leur attention sur 36 pays africain entre 1980-2000. Ils intègrent dans leur régression l'aide étrangère afin de prendre en compte la dépendance de la plus part de ces pays aux finances étrangères. De plus, ils intègrent d'autres variables de contrôle à savoir l'ouverture commerciale et le ratio du compte courant au PIB. L'application des effets fixes et aléatoires débouchent sur des résultats indiquant de faibles coefficients de rétention du capital soient 0.286 et 0.349 indiquant une forte mobilité du capital dans la région. Payne et Kamazawa (2005) arrivent à des conclusions similaires. Selon ces auteurs, si l'aide étrangère est une variable importante mais omise, la faible corrélation entre l'épargne et l'investissement traduit une plus forte mobilité des capitaux qu'elle ne l'est actuellement. Adedeji and Thornton (2006) après avoir utilisé un panel de 37 pays d'Afrique sub-saharien sur la période 1970-2006 et plusieurs techniques économétriques trouvent une la mobilité du capital relativement faible et élevée allant de 0,39 à 0, 73. Bangake and Eggoh (2011) étendent les analyses des précédents auteurs en faisant la distinction entre les pays utilisant la même monnaie, les pays étant producteur de pétrole, mais aussi les pays de droits communs et de droits civils. Les méthodes des panels non stationnaires qu'ils utilisent montrent que le coefficient de rétention de l'épargne varie de 0,30 à 0,85.

Samba (2010) trouve que l'hypothèse Georgopoulos (2009) dans la corrélation épargne-investissement ne se vérifie pas dans 15 pays d'Afrique sub-saharien que la faiblesse du coefficient de rétention du capital est à rechercher ailleurs notamment au niveau des variables omises. Ainsi, Adeniyi et Egwaikhide (2013) réexamine le puzzle de Feldstein-Horioka (1980) sur 20 pays de l'Afrique subsaharienne sur la période 1976-2005. A l'aide de plusieurs méthodes des panels stationnaire, il trouve que l'intégration du développement financier dans la relation entre l'épargne et l'investissement peut accroître le coefficient de rétention du capital. Aussi, Gil-Alana et al. (2016) soutiennent que le lien entre l'épargne et l'investissement doit tenir compte de l'existence de rupture structurelle. En effet, les auteurs parviennent au résultat selon lequel l'énigme de Feldstein-Horioka se vérifie sous une forme faible avant la période de dérégulation financière. Toutefois, celle-ci ne se vérifie plus après les années 1980. Ils concluent alors que la dérégulation financière à fait fléchir le lien entre épargne et investissement en Afrique du sud.

2.1.3.2 TRAVAUX PORTANT SUR LA ZONE CEDEAO

Utilisant des données annuelles allant de 1960 à 2007 pour 12 pays de la CEDEAO, Esso (2011) analyse à l'aide de la méthode de cointégration à seuil de Gregory et Hansen (1996) la relation de long terme entre l'investissement et l'épargne. Aussi, à l'aide de la méthode de Toda et Yamamoto (1995), il étudie les liens de causalité que ces deux variables entretiennent. Ses résultats montrent que les pays de la CEDEAO se composent de deux groupes. Dans le premier groupe de pays, bien que le capital soit mobile, il n'y a pas de relation de long terme entre l'investissement et l'épargne. Dans le second groupe, non

seulement la mobilité du capital est incomplète mais le coefficient de rétention de l'épargne dans la plupart de ces pays varie au cours du temps et est différent d'un pays à l'autre. Aussi, la prise en compte de l'ouverture commerciale et des effets de taille accroissent la mobilité du capital. De plus, l'investissement cause l'épargne dans certains pays et l'épargne cause l'investissement dans d'autres.

Hassan (2016) mène une étude sur la mobilité internationale du capital dans 13 pays de la CEDEAO durant la période 1980-2011 en utilisant l'approche de Feldstein-Horioka. L'auteur utilise des données secondaires à savoir la formation brute du capital fixe en pourcentage du PIB comme proxy de l'investissement et l'épargne brut domestique en pourcentage du PIB comme proxy de l'épargne. Par ailleurs, il utilise plusieurs estimateurs dans son étude. Il s'agit notamment des estimateurs FMOLS, DOLS, DFE, MG et PMG. Toutefois, le test d'Hausman lui a permis de faire un choix entre les trois derniers estimateurs cités et de ne retenir que l'estimateur PMG. Comme résultats, il trouve que le coefficient de rétention de l'épargne est significatif dans les modèles utilisés. Il est de 0.3031 pour l'estimateur PMG, 0.4818 pour l'estimateur FMOLS et 0.4772 pour l'estimateur DOLS. Ainsi, les différents coefficients obtenus montrent qu'il y a une faible corrélation entre l'investissement domestique et l'épargne domestique. Attestant ainsi l'existence de la mobilité internationale du capital dans la CEDEAO.

Au regard de cette vaste littérature qui existe sur la mesure de la mobilité du capital par l'approche de Feldstein et Horioka et dont les Survey sur la question font référence aux travaux de Aspergis et Tsoumas (2009) puis de Singh (2016) ; nous retenons tout comme Chang and Smith (2014), Chen and Shen (2015) et Konya (2015) et même Singh (2016) que dans l'ensemble, l'énigme persiste malgré les différentes spécifications et approches méthodologiques. Sur ceux, des efforts de recherches supplémentaires sont les bienvenues afin de clarifier un peu plus cette relation surtout dans le cas de pays en voie de développement. Nous proposons d'utiliser des méthodes économétriques récentes à différent groupes d'échantillons de pays appartenant à la CEDEAO selon le poids occupé par le stock d'actifs et d'engagements extérieurs dans le produit intérieur brut.

La revue de littérature ainsi faite, passons à la section suivante qui permettra de définir l'ensemble des procédures nécessaires pour évaluer le degré d'intégration financière internationale des économies de la communauté économique des Etats de l'Afrique de l'ouest (CEDEAO).

3 CADRE MÉTHODOLOGIQUE

Les études qui ont analysé le degré d'intégration financière à l'aide de l'approche de Feldstein-Horioka (1980) se sont récemment tournées vers des approches en données de panel. Cependant, ces études ont longtemps sous-estimé les questions d'hétérogénéité individuelle et surtout les questions de dépendances interindividuelles qui peuvent biaiser les résultats de telles estimations. Les développements récents ces questions notamment dans les panels longs ont pu permettre la mise en place d'estimateurs (CEMG et AMG) qui tiennent compte à la fois des problèmes d'endogénéité, d'hétérogénéité et de dépendance inter-individuelle. De plus, ces estimateurs ont l'avantage de tenir compte des ruptures structurelle et des shocks (Kapetanios *et al.*, 2011, Eberhardt, 2012 ; Athanasius et Aziakpono, 2016, Bibi et Jalil, 2016)

Ainsi, la présente section expose en premier lieu la spécification du modèle et les variables utilisées. En second lieu, elle présente les méthodes d'estimation.

3.1 SPÉCIFICATION DU MODÈLE ET LES DONNÉES

A la différence de la spécification de base de Feldstein-Horioka (1980) qui ne porte que sur une analyse en coupe transversale et qui ne comporte aucune autre variable qui puisse expliquer l'investissement en dehors de l'épargne, nous spécifions notre modèle en tenant compte des dimensions individuelle et temporelle puis incluons dans celle-ci les variables du solde de la balance commerciale, de l'inflation, du crédit, du taux de croissance de la population,

Ainsi, nous formulons notre modèle empirique comme suit

$$\begin{aligned} INVESTISSEMENT_{i,t} = & \alpha_0 + \alpha_1 EPARGNE_{i,t} + \alpha_2 BALANCE_COMMERCIALE_{i,t} + \\ & \alpha_3 INFLATION_{i,t} + \alpha_4 CREDIT_{i,t} + \alpha_5 POPULATION_CROISS_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (1) \end{aligned}$$

Dans l'équation (1), $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5$ et $\mu_{i,t}$ représentent respectivement l'effet fixe individuel, les coefficients afférents aux régresseurs et le terme de l'erreur.

3.2 MÉTHODE D'ESTIMATION

La méthode utilisée dans le cadre de cette étude est une méthode adaptée aux panels dont la dimension temporelle excède la dimension individuelle comme c'est le cas dans notre étude. Considérons les équations suivantes où $i=1, \dots, N$ désigne la dimension individuelle et $t=1, \dots, T$ désigne la dimension temporelle.

$$y_{it} = \beta_i x_{it} + u_{it} \quad (2)$$

$$u_{it} = \alpha_{1i} + \lambda_{i1} f_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$x_{it} = \alpha_{2i} + \lambda_{i2} f_t + \gamma_i g_t + v_{it} \quad (4)$$

Où x_{it} et y_{it} sont observables, β_i est le coefficient des régresseurs observables spécifiques aux individus et u_{it} contient les facteurs inobservables et le terme de l'erreur ε_{it} . Les inobservables dans l'équation (3) regroupent d'une part l'effet fixe α_{1i} qui capture l'hétérogénéité individuelle non dépendante du temps et d'autre part les facteurs communs inobservés f_t et le coefficient d'hétérogénéité λ_i qui peuvent capturer l'hétérogénéité dépendante du temps et les dépendances interindividuelles. ε_{it} et v_{it} sont supposés être des bruits blancs. Bien que les termes f_t et g_t induisent des dépendances interindividuelles à la fois des erreurs et des régresseurs, f_t tient compte de possibles dépendances interindividuelles entre les erreurs et les régresseurs. Ainsi, La présence de f_t dans (3) et (4) induit des biais d'endogénéité dans l'équation à estimer et donc des problèmes d'identification de β_i .

L'estimateur CCEMG résout le problème de dépendance interindividuelle en incluant comme régresseurs additionnels les moyennes individuelles des variables indépendantes (\bar{x}) et dépendantes (\bar{y}). Pesaran (2006) prouve que ces moyennes tiennent compte des facteurs communs inobservés f_t . Quant à la question concernant l'impact différencié des facteurs communs (λ_i), il est résolu en estimant l'équation pour chaque individu et en calculant ensuite la moyenne non pondérée des coefficients sur l'ensemble du panel. Ce qui est en fait une procédure Mean Group (MG). Selon Chudik et Pesaran (2011) puis Pesaran et Tosetti (2011), l'estimateur CCEMG est robuste en présence d'effet d'un shock global et d'externalités.

Toutefois, comme le souligne Eberhardt (2012), l'estimateur CCEMG traite les facteurs communs comme des paramètres de nuisance ce qui n'est pas assez intéressant dans certaines analyses empiriques puisque les moyennes sont difficilement interprétables. De ce fait, il propose l'estimateur AMG qui contrairement au CCEMG ne traite pas les facteurs communs comme des paramètres de nuisance mais fait l'hypothèse que ces facteurs représentent un processus dynamique commun (CDP) qui peut être estimé. Ainsi, l'estimateur AMG résout le problème d'identification de β_i en utilisant une procédure en trois étapes :

Première étape : on fait une régression des MCO de (5) avec T-1 variables muettes de temps en différence première pour lesquelles les coefficients sont collectés et renommés CDP.

$$\Delta Y_{it} = b' \Delta x_{i,t} + \sum_{t=2}^T c_t \Delta D_t + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

Deuxième étape : le CDP est ajouté ou soustrait de la variable dépendante, i.e.

$$\tilde{y}_{it} = y_{it} - CDP \quad (6)$$

Troisième étape : on estime le modèle pour chaque individu du panel puis on calcule la moyenne des coefficients estimés à l'image du modèle MG de Pesaran et Smith (1995).

$$\hat{\beta}_{AMG} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\beta}_i \quad (7)$$

Par ailleurs, avant de passer aux différentes estimations, nous avons procédé aux tests de stationnarité, puisque que nous nous trouvons en présence d'un panel long. A cet effet, nous avons procédé à plusieurs tests de racine unitaire. Il s'agit des tests proposés par Im-Pesaran-Shin (2003), Maddala et Wu (1999) et Pesaran (2003, 2007).

4 RÉSULTATS ET DISCUSSIONS

Cette section se déroule en trois phases. La première aborde les résultats des tests de racine unitaire en panel. La seconde phase présente les résultats des estimations. Enfin, la dernière phase présente les interprétations et la discussion.

4.1 RÉSULTATS DES TESTS DE RACINE UNITAIRE EN PANEL

Les résultats des tests de racine unitaire sur l'échantillon d'étude sont consignés dans le tableau (1). Nous calculons trois statistiques à savoir celles d'Im Pesaran et Shin (IPS, 2003), celle de Maddala et Wu (MW, 1999) puis celle de Pesaran (CIPS, 2007).

Les tests d'IPS et de MW indiquent que toutes nos variables excepté celles de l'inflation et du du taux de croissance de la population sont non stationnaires en niveau. Quant au test CIPS, il indique que seules les variables de l'investissement et du taux de croissance de la population sont non stationnaires en niveau. Toutefois une fois ces variables différenciées à l'ordre un, tous les tests concluent à la stationnarité des variables excepté le test CIPS concernant la variable du taux de croissance de la population.

Nous concluons alors que nos variables FCBF_PIB et POPULATION_CROISS sont stationnaires en niveau et les variables EPARGNE_PIB, BALANCE_COMMERCIALE, INFLATION et CREDIT sont stationnaires en différence première.

Tableau 1. Résultats des tests de racine unitaire en panel

	Variables en niveau			Variables en différence première		
	IPS	MW	CIPS	IPS	MW	CIPS
FCBF_PIB	0.14 (0.556)	22.20 (0.6773)	-1.73	-13.89* (0,000)	288.20* (0,000)	-5.726*
EPARGNE_PIB	-0.55 (0.290)	38.29 (0.056)	-2,42	-14.73* (0,000)	310,23* (0,000)	-6,13*
BALANCE_COMMERCIALE	-0.85 (0.196)	34.17 (0.130)	-2,18	-15.36* (0,000)	336,21* (0,000)	-6,11*
INFLATION	-7.81* (0,000)	134.85* (0,000)	-4.68	-22.05* (0,000)	552.60* (0,000)	-6.13*
CREDIT	1.06 (0.855)	20.86 (0,748)	-2,19	-10.63* (0,000)	195,29* (0,000)	-5,65*
POPULATION_CROISS	-15.13* (0,000)	353.73* (0,000)	-1,33	-19,87* (0,000)	437,28* (0,000)	-1,52

Notes : ** (*) représente la significativité au seuil de 5% (1%). Les coefficients entre parenthèse représentent les P-Values. Les valeurs critiques du test de Pesaran (2007) aux seuils de 5% et 1% sont respectivement -2,11 et -2,26.

Après avoir présenté les tests de stationnarité de nos variables, nous pouvons passer aux résultats des estimations puisque l'utilisation de notre modèle ne requiert pas forcément l'existence d'une cointégration entre nos variables.

4.2 RÉSULTATS DES ESTIMATIONS

Le tableau ci-dessous (2) présente un résumé des résultats issus de l'estimation de notre modèle.

Tableau 2. Estimation de l'équation

	Coefficient	Erreurs-type	P-Value
EPARGNE_PIB	0,76*	0,098	0,000
BALANCE_COMMERCIALE	-0,94*	0,071	0,000
INFLATION	-0,02**	0,010	0,022
CREDIT	-0,13*	0,048	0,005
POPULATION_CROISS	0,42	1,568	0,786

Note : ** (*) représente la significativité au seuil de 5% (1%), la variable expliquée est l'investissement approximée par la formation brute du capital fixe en pourcentage du PIB.

Les résultats montrent que l'épargne domestique en pourcentage du PIB et le taux de croissance de la population impactent positivement les investissements alors que la balance commerciale, l'inflation et le crédit accordé au secteur privé par les banques impactent négativement les investissements.

Il apparaît en effet qu'une augmentation d'un point de pourcentage de l'épargne domestique en pourcentage du PIB et du taux de croissance de la population entraîne une augmentation respective de 0,76 et 0,42 point en pourcentage de l'investissement dans la CEDEAO. Par ailleurs, une augmentation d'un point en pourcentage de la balance commerciale, de l'inflation et du crédit entraîne une baisse de respectivement 0,94 ; 0,02 et 0,13 point en pourcentage des investissements dans la CEDEAO.

4.3 INTERPRÉTATIONS ET DISCUSSIONS

Nos résultats montrent que le coefficient de rétention de l'épargne dans les pays de la Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO) est de 0,76. Un tel résultat indique que les pays en question sont faiblement intégrés au système financier international. Bien que nos résultats soient contraires à plusieurs autres études sur la question et particulièrement à celle d'Hassan (2016) qui a utilisé le même échantillon de pays que nous, force est de reconnaître que nos résultats reflètent la réalité en rejetant l'existence d'un paradoxe. En effet, plusieurs facteurs peuvent expliquer le faible niveau d'intégration financière des pays de la CEDEAO. D'une part nous avons les facteurs liés à la réglementation et à l'orientation politique. D'autre part nous avons les facteurs liés à l'environnement institutionnel et au niveau de développement des systèmes financiers.

En effet, Il y a des divergences d'ordre économique, juridique et réglementaire, qui empêchent les transactions transfrontalières des marchés de capitaux. Précisément, le niveau de conformité aux normes internationales en matière de réglementation telles que les principes fondamentaux de Bâle II et III. Aussi, l'imposition des restrictions catégoriques sur la propriété étrangère de capitaux nationaux dans certains Etats membres de la CEDEAO freine l'intégration effective des marchés financiers. Dans certains pays, il y a des restrictions relatives aux limites individuelles et cumulées sur la propriété étrangère de capitaux nationaux ainsi que des restrictions sur la propriété locale de capitaux internationaux. En outre, le contrôle des mouvements de capitaux tels que les limites sur le transfert des fonds et les règles relatives au contrôle des changes posent d'énormes défis aux flux transfrontaliers de fonds.

Bien que la littérature de l'effet de l'inflation sur l'investissement ne fasse pas l'unanimité, nous trouvons dans le cadre des pays de la CEDEAO que la hausse du niveau de l'inflation est négativement corrélée à l'investissement. La maîtrise de l'inflation n'est pas de mise dans tous les pays de la CEDEAO. D'une part nous avons les pays de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) qui ont une certaine maîtrise de leur inflation à travers le respect des critères de convergence et d'autre part nous avons les pays de la Zone Monétaire de Afrique de Ouest (ZMAO) qui éprouvent toujours des difficultés à avoir une maîtrise de leur inflation. Ainsi, nos résultats peuvent s'expliquer suivant différents points. D'abord, l'inflation peut agir directement sur l'investissement en réduisant le taux réel du retour sur investissement. Ensuite, l'incertitude créée par l'inflation peut impacter négativement l'investissement par l'accroissement coût du capital, la réduction du crédit, l'augmentation du prix des facteurs de production.

Le solde de la balance commerciale défavorise l'investissement dans la CEDEAO. Ce résultat peut s'expliquer par le fait que les pays de la zone enregistrent des soldes commerciaux déficitaires. En effet, le déficit commercial est le témoin d'une faible compétitivité des prix à l'exportation, à la perte de part de marché ou à une mauvaise spécialisation géographique.

Le résultat de l'effet du crédit sur l'investissement est contre-intuitif. En générale, on s'attend à ce que les crédits distribués par les banques au secteur privé aient un effet positif sur l'investissement. Or, la structure des crédits dans la zone CEDEAO montre que leur allocation est moins performante et ne répond pas au besoin de financement des économies. En effet, ceci peut être une conséquence directe du cadre institutionnel qui prévaut dans ces pays car la faible qualité de l'environnement institutionnel et l'incertitude qui en résulte font que les banques préfèrent accorder les prêts à court terme au détriment de ceux de long terme qui puissent permettre de financer convenablement les investissements.

5 CONCLUSION

L'objectif de ce chapitre est de mesurer le degré d'intégration financière des pays de la Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO). Dans le cadre de ce travail, c'est l'approche de Feldstein-Horioka (1980) qui a été utilisée. La corrélation épargne –investissement ou approche de Feldstein-Horioka (1980) a suscité beaucoup d'intérêt dans la littérature économique. Dans leur ensemble, ces études ont tenté de corriger les imperfections de l'approche de base. D'un côté, ces études ont pris en compte les effets d'un ensemble de variables (taille, ouverture commerciale, développement financier, flux

de capitaux entrant et sortant). De l'autre côté, les corrections apportées ont été d'ordre méthodologique. Toutefois, ces études n'ont pas intégré dans leurs analyses les effets du solde commercial et de l'inflation. De plus, elles n'ont pas utilisé de méthodes qui tiennent compte à la fois des problèmes d'endogénéité, d'hétérogénéité et de dépendance interindividuelle.

Notre étude tient compte de ces insuffisances et obtient le résultat selon lequel les pays de la CEDEAO sont faiblement intégrés au plan financier international avec un coefficient de rétention de l'épargne égal à 0,76. De plus, l'étude met en exergue un certain nombre d'éléments qui peuvent impacter les investissements dans la zone. Il s'agit de la balance commerciale, de l'inflation et du crédit.

Les résultats obtenus suscitent un certain nombre d'implications en termes de politiques économiques.

En effet, une intégration efficace du système financier au plan international se base sur des politiques macroéconomiques viables et durables, la nécessité s'imposerait de continuer à renforcer et à améliorer les politiques macroéconomiques des Etats membres. Il importe en effet de mettre en œuvre des réformes du secteur financier en vue de supporter et de renforcer la stabilisation macroéconomique. Les réformes du secteur financier devront s'orienter vers l'innovation et une amélioration de la profondeur du système financier dans l'ensemble des pays de la zone. Par ailleurs, il faut renforcer les régulations prudentielles intérieures en vue de compléter les réformes du secteur financier. Au fond, ceci nécessiterait le renforcement du niveau de respect des normes internationales telles que les Principes de Base de Bâle (BCP), les normes internationales de communication financière (IFRS), les recommandations FATF 40+9 et la supervision basée sur le risque, entre autres.

REFERENCES

- [1] Apergis, N. and Tsoumas, C. (2009). « A survey of the Feldstein-Horioka puzzle: What has been done and where we stand », *Research in Economics*, Vol. 63, pp. 64-76.
- [2] Bangake, C., and J.C. Eggoh (2011), « The Feldstein–Horioka Puzzle in African Countries: A Panel Cointegration Analysis », *Economic Modelling* 28 (3): 939–947.
- [3] Baxter, M. and Crucini, M.J. (1993), « Explaining Saving-Investment Correlations », *The American Economic Review*, Vol. 83, No. 3, pp. 416-436.
- [4] Bayoumi, T. (1990), « Saving–Investment Correlations: Immobile Capital, Government Policy or Endogenous Behavior? », *International Monetary Fund Staff Papers*, 37 (2): 360-387.
- [5] Bibi, N., et Jalil, A., (2016) « Revisiting Feldstein-Horioka Puzzle Econometric Evidences From Common Coefficient Mean Group Model », *Pakistan Economic and Social Review*, Volume 54, No. 2, pp. 233-254.
- [6] Chen, S. W. et C. H. Shen (2015), « Revisiting the Feldstein-Horioka puzzle with regime switching: New evidence from European countries » *Economic Modelling*, Volume 49, pp. 260-269.
- [7] Chudik, A., M. H. Pesaran, et E. Tosetti. (2011), « Weak and strong cross-section dependence and estimation of large panels », *Econometrics Journal* 14: C45–C90.
- [8] Coakley, J., Kulasi, F. and Smith, R. (1996), « Current Account Solvency and the Feldstein-Horioka Puzzle », *The Economic Journal*, Vol. 106, No. 436 (May, 1996), pp. 620-627.
- [9] Coakley, J., Kulasi, F. and Smith, R. (1998), « The Feldstein-Horioka Puzzle and Capital Mobility: A Review », *International Journal of Finance and Economics*, 3: 169–188.
- [10] Eberhardt, M., and S. Bond (2009) « Cross-section dependence in nonstationary panel models: A novel estimator », MPRA Paper 17692, University Library of Munich.
- [11] Eberhardt, M., and F. Teal. (2010), « Productivity analysis in global manufacturing production », Discussion Paper 515, Department of Economics, University of Oxford.
- [12] Feldstein, M. and Horioka, C. (1980), « Domestic savings and international capital flows », *Economic Journal*, 90, 314–329.
- [13] Feldstein, M. (1983), « Domestic saving and international capital movements in the long run and the short run », *European Economic Review*, Volume, 21(1-2), pp. 129-151.
- [14] Fouquau, J., Hurlin, C., & Rabaud, I. (2008), « The Feldstein-Horioka puzzle: A panel smooth transition regression approach », *Economic Modelling*, 25, 284-299.
- [15] Frankel, J. (1992), « Quantifying International Capital Mobility in the 1980s » in B. Bernheim and J. Shoven eds., *National Saving and Economic Performance*. Chicago: University of Chicago Press.
- [16] Fratzscher, M. (2011), « Capital flows, push versus pull factors and the global financial crisis », Working Paper Series, 1364, July. European Central Bank.
- [17] Georgopoulos, G., et W. Hejazi. (2009), « The Feldstein-Horioka puzzle revisited: Is the home-bias much less? », *International Review of Economics and Finance*, 18:341-350.

- [18] Ghosh A. R. (1995), « International capital mobility amongst the major industrialized countries : too little or too much », *The Economic Journal*, 105, p. 107-128.
- [19] Harberger A. (1980), « Vignettes on the World Capital Market », *American Economic Review*, 70, 331-37.
- [20] Hassan, I.B., Azali, M., Lee, C., (2014), « Feldstein-Horioka Puzzle And International Capital Mobility In High Income Countries: A Pool Mean Group Approach », *Inzinerine Ekonomika-Engineering Economics*, 2014, 25(5), 480–486.
- [21] Hassane, I.B., (2016), « International capital mobility in West Africa: A panel cointegration approach », *Cogent Economics & Finance*, 4 : 1256023
- [22] Ho, T.-W. (2002a), « The Feldstein–Horioka Puzzle Revisited », *Journal of International Money and Finance*, 21 (4): 555–564.
- [23] Ho, T.-W. (2002b), « A Panel Cointegration Approach to the Investment–Saving Correlation. » *Empirical Economics*, 27 (1): 91–100.
- [24] Ho, T.-W. (2003), « The Saving–Retention Coefficient and Country-Size: The Feldstein– Horioka Puzzle Reconsidered. », *Journal of Macroeconomics*, 25 (3): 387– 396.
- [25] Ho, J.H. et Funashima, Y., (2016), « On the Sources of the Feldstein-Horioka Puzzle across Time and Frequencies », *MPRA Paper*, No. 75297.
- [26] Holmes, M. J. and J. Otero (2014), « Re-examining the Feldstein-Horioka and Sachs' views of capital mobility: A heterogeneous panel setup », *International Review of Economics and Finance*, Volume 33, pp. 1-11.
- [27] Hsiao C., Pesaran M.H., et Tahmiscioglu A.K., (1999) « Bayes Estimates of Short run Coefficients in Dynamic Panel Data Models », in Hsiao C., Pesaran H., Lahiri K. et Lee L-F. (eds), *Analysis of Panels and Limited Dependent Variable Models*, Cambridge University Press, chapter 11, pp. 268–296.
- [28] Jiang, M. (2014), « Saving-investment association and regional capital mobility in China: A nonparametric panel approach », *Pacific Economic Review*, Volume 19(2), pp. 184-200.
- [29] Johnson, M. A. and D. J. Lamdin (2014), « Investment and saving and the Euro crisis: A new look at Feldstein-Horioka », *Journal of Economics and Business*, Vol. 76, pp. 101-114.
- [30] Kapetanios, G., M. H. Pesaran, and T. Yamagata. (2011), « Panels with non-stationary multifactor error structures », *Journal of Econometrics* 160: 326–348.
- [31] Katsimi, M., & Zoega, G. (2016). European integration and the Feldstein–Horioka puzzle. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 78, 834–852
- [32] Keho, Y., (2012), « Le rôle des facteurs institutionnels dans le développement Financier et économique des pays de l'UEMOA », *Revue Économique et Monétaire*, (Décembre 2012), N° 12.
- [33] Ketenci, N., (2015), « Capital mobility in the panel GMM framework: Evidence from EU members » *The European Journal of Comparative Economics*, 12, 3–19
- [34] Konya, L. (2015), « Saving and Investment Rates in the BRICS Countries. », *The Journal of International Trade & Economic Development: An International and Comparative Review*, 24 (3): 429–449.
- [35] Ma, W., Li, H., (2016), « Time-varying saving–investment relationship and the Feldstein–Horioka puzzle », *Economic Modelling*, 53, 166–178.
- [36] Maddala, G., et Wu, S., (1999) « A Comparative Study of Unit Root Tests and a New Simple Test », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61, pp. 631-652.
- [37] Moosa I. A. (1997), « Resolving the Feldstein-Horioka puzzle », *Economia Internazionale*, L 3, p.437-457
- [38] Murphy, R.G. (1984), « Capital Mobility and the Relationship between Saving and Investment Rates in OECD Countries », *Journal of International Money and Finance*, 3, 327-342.
- [39] Payne, J.E., and R.Kumazawa. (2005), « Capital Mobility, Foreign Aid, and Openness: Further Panel Data Evidence from Sub-Saharan Africa. », *Journal of Economics and Finance*, 29 (1): 122–126.
- [40] Payne, J.E., and R. Kumazawa. (2006), « Capital Mobility and the Feldstein–Horioka Puzzle: Re-examination of Less Developed Countries. », *The Manchester School*, 74 (5): 610– 616.
- [41] Pesaran, M.H. et Smith R.P., (1995) « Estimating Long-run Relationship from Dynamic Heterogeneous Panel », *Journal of Econometrics* 68(1), pp. 79–113.
- [42] Pesaran, M.H., Shin Y., et Smith R.P., (1999) « Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels », *Journal of American Statistical Association* 94(446), pp. 621–634.
- [43] Pesaran, M. H. (2006), « Estimation and inference in large heterogeneous panels with a multifactor error structure » *Econometrica* 74: 967–1012.
- [44] Raheem, I. D., K. Ajide and O. Adeniyi (2015), « « Is there a role for governance in the saving-investment nexus for Sub-Saharan Africa? », *Journal of Social and Economic Development*. Volume 17(2), pp. 120-134.
- [45] Sachs, J.D. (1982), « The Current Account in the Macroeconomic Adjustment Process. », *Scandinavian Journal of Economics*, 84 (2): 147–159.

- [46] Sachs, J.D. (1983), « Aspects of the Current Account Behaviour of OECD Countries. », In *Recent Issues in the Theory of Flexible Exchange Rates*, edited by E. Classon, and P. Salin. Amsterdam: North-Holland.
- [47] Samba, M.C. (2010), « Saving-Investment Correlation and Capital Mobility in Sub-Saharan African Countries: A Reappraisal through Inward and Outward Capital Flows ' Correlation », *International Journal of Economics and Finance*, Vol. 2, No. 2
- [48] Singh, T. (2013), « Mobility of Capital in the OECD Countries: A Robust Evidence from Panel Data Estimators. », *Applied Economics Letters* 20 (7): 692–696.
- [49] Singh, T. (2016), « Rhetorics of saving-investment correlations and the international mobility of capital: A survey », *The Journal of International Trade and Economic Development*, Volume 25(5), pp. 636-690.
- [50] Sinha, T. and Sinha, D. (2004), « The mother of all puzzles would not go away », *Economic Letters*, 82, pp. 259-267.
- [51] Younas, J. (2015), « Terrorism, openness, and the Feldstein-Horioka Paradox », *European Journal of Political Economy*, Volume 38, pp. 1-11.
- [52] Zadeh, M.M., Mahmoodi, E., (2014), « Investigating Capital Mobility And Saving- Investment Relationship: Case Study Of MENA Countries », *International Journal of Management, Accounting and Economics*, Vol. 2, No. 6.

ANNEXE

Augmented Mean Group estimator (Bond & Eberhardt, 2009; Eberhardt & Teal, 2010)

Common dynamic process imposed with unit coefficient

Dependent variable adjusted FBCF_PIB

All coefficients present represent averages across groups (country1)

Coefficient averages computed as unweighted means

Mean Group type estimation	Number of obs	-	520
Group variable: country1	Number of groups	-	13
	Obs per group: min	-	40
	avg	-	40.0
	max	-	40
	Wald chi2 (5)	-	237.13
	Prob > chi2	-	0.0000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
EPARGNE_PIB	.7670396	.0985467	7.78	0.000	.5738906	.9601866
BALANCE_COMMERCIALE	-.8487591	.0719541	-11.80	0.000	-.9897866	-.7077316
INFLATION	-.0238233	.0103667	-2.30	0.022	-.0441416	-.003505
CREDIT	-.1356228	.0482944	-2.81	0.005	-.230278	-.0409676
POPULATION_CROISS	.4239935	1.560022	0.27	0.786	-2.633594	3.481581
_cons	3.830978	3.789656	1.01	0.312	-3.596611	11.25857

Root Mean Squared Error (sigma): 2.6271