



INVESTISSEMENTS DIRECTS ETRANGERS ET CROISSANCE ECONOMIQUE DANS LA CEMAC

Maixent LOUBASSOU - NGANGA

*Faculté des Sciences Economiques
Université Marien Ngouabi
Brazzaville – République du Congo
Membre du CREP, LARES et du CRIISEA*

Email : maixentloubassou@yahoo.co.uk

RESUME

L'objectif de ce travail est de chercher à trouver le lien entre les investissements directs étrangers et la croissance économique, entre 2002 et 2016, au sein des économies de la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale. A partir d'un panel des données en fréquence annuelle de la banque mondiale, nous avons fait recours à l'approche PVAR. Les résultats ont montré que la causalité entre ces deux variables est bidirectionnelle : l'investissement direct étranger a un impact négatif sur la croissance économique de la CEMAC, d'un côté alors que de l'autre, la croissance économique a un impact positif sur les investissements directs étrangers. Par ailleurs, la proportion de la variance des investissements directs étrangers, suivant le modèle incorporant le degré d'ouverture commerciale, contribue à une très grande volatilité de la croissance; ce qui dénote la dégradation du bien-être économique au sein de la CEMAC.

Mots-clés : investissements directs étrangers, PVAR, causalité, bidirectionnelle, croissance économique, CEMAC

ABSTRACT

The objective of this work is to seek to find the link between foreign direct investment and economic growth, between 2002 and 2016, within the economies of the Economic and Monetary Community of Central Africa. From a panel of annual frequency data from the World Bank, we used the PVAR model approach. The results showed that the causality between these two variables is bidirectional: foreign direct investment has a negative impact on the economic growth of CEMAC, while on the other hand, economic growth has a positive impact on foreign direct investment. On the other hand, the proportion contribution of the variance of foreign direct investment, according to the model incorporating the degree of trade openness, contributes to a very high volatility in the growth; This indicates that these are the degradation of the economic well being of the inhabitants within the CEMAC.

Key Words : foreign direct investment, PVAR, causality, bidirectional, economic growth, CEMAC

INTRODUCTION

Les investissements directs étrangers sont des sources de revenus, tant pour les pays développés que pour les pays en développement, non générateur de dette. Ils peuvent permettre de créer des opportunités de financement supplémentaires dans l'économie. De ce fait, ils sont considérés comme un véhicule important des financements dans l'économie domestique (Fosu and Magnus, 2006). Ainsi, plusieurs pays tentent de faire de l'attraction des investissements directs étrangers, le pilier de leur stratégie de développement. Parmi ces pays figurent les pays de la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC).

La relation entre les investissements directs étrangers et la croissance économique a été débattue aux regards des nouvelles théories de la croissance. Ces débats ont abouti à l'analyse théorique, du lien entre les investissements directs étrangers et la croissance économique, sous l'angle de trois hypothèses : l'hypothèse de la « croissance tirée par l'investissement direct étranger » soutenue par Borensztein et al. (1998), De Gregorio (2003) et De Mello (1997), l'hypothèse de la « taille du marché » développée par Mah (2010) et Rodrik (1999) et enfin l'hypothèse de la « neutralité ».

Les prolongements empiriques effectués à ce sujet ont permis de montrer que les facteurs économiques pouvaient améliorer la relation entre les investissements directs étrangers et la croissance économique. Parmi ces facteurs, nous avons l'ouverture commerciale, l'investissement public, la corruption et la stabilité politique (Sala & Trivin, 2014 ; Lucas, 1993 ; Koffi, 2005).

Le choix de cette zone est motivé par le fait que la CEMAC, au cours des deux dernières décennies, a bénéficié d'un boom des investissements directs étrangers grâce à la découverte des gisements pétroliers en Guinée équatoriale. Ces faits nous permettent de nous interroger si ce boom a un lien avec la croissance économique. En théorie, cela correspond à savoir dans le cas de la CEMAC si c'est l'hypothèse de la « croissance tirée par les investissements directs étrangers » ou bien au

contraire c'est l'hypothèse des « investissements directs étrangers tirés par la croissance » qui s'adapte à cette zone.

Ainsi, l'objectif de cet article est d'analyser le lien entre les investissements directs étrangers et la croissance économique dans la CEMAC au cours de la période 2002-2016. Au regard de ce qui précède, nous allons soutenir l'hypothèse que la causalité entre l'investissement direct étranger et la croissance économique est bidirectionnelle. En ce sens, les pays de la CEMAC ont bénéficié d'une entrée importante des investissements directs étrangers, ceux-ci pouvaient avoir un impact sur la croissance économique d'une part, d'autre part, la croissance économique qu'a connu les économies de la CEMAC aurait permis d'attirer des investissements directs étrangers dans plusieurs secteurs dont les bâtiments et les banques.

La suite de ce présent travail se structure de la manière suivante : Après une brève présentation de la situation des investissements directs étrangers et de la croissance économique de la CEMAC (deuxième partie), suivie de la revue de la littérature (troisième partie) et des sources des données et de la méthodologie (quatrième partie), nous allons présenter le modèle, les résultats ainsi que leurs interprétations (cinquième partie), avant de tirer les conclusions et les enseignements de notre étude (sixième partie).

II- Situation des investissements directs étrangers et de la croissance économique dans la CEMAC

La communauté économique et monétaire de l'Afrique Centrale a une abondance en dotation des ressources naturelles, Moussone (2011). L'analyse de la situation des IDE et de la croissance économique dans la zone va se faire pays par pays.

II-1- Cameroun

C'est la première puissance économique de la zone CEMAC. Son PIB représente près de 40% du PIB de la zone en 2016. Malgré sa forte contribution dans le PIB de la zone, le Cameroun demeure une destination marginale des investissements directs étrangers (graphique n°1). L'économie camerounaise a

enregistré une baisse des investissements directs étrangers entre 2002 et 2008, ceux-ci sont passés de 502881968 dollars américains à 20910876 dollars américains. Par contre, à partir de l'année 2008 l'économie camerounaise connaît une hausse des investissements directs étrangers jusqu'en 2014. Ces investissements passent de 20910876 dollars américains à 724889079 dollars américains. Cette hausse est due à la construction du pipeline Tchad-Cameroun. Cependant cette hausse des investissements directs étrangers va s'interrompre suite à la crise des matières premières entraînant de ce fait une baisse des investissements directs étrangers entre 2014 à 2016 respectivement de 724889079 dollars américains à 128202346 dollars américains. De son côté, le PIB par habitant connaît une hausse de près de 2 % entre 2002 et 2016 (graphique n°2).

II-2- Congo

Les investissements directs étrangers connaissent une grande volatilité dans l'économie congolaise. Leurs évolutions s'alternent entre une période de hausse et une période de baisse des investissements directs étrangers, le plus souvent au gré des découvertes des nouveaux gisements pétroliers. Ainsi, on constate que de 2002 à 2003, les investissements directs étrangers connaissent une augmentation, passant de 199155451 dollars américains à 219545649 dollars américains. Par contre, de 2003 à 2005, les investissements directs étrangers enregistrent une baisse. Ils passent de 219545649 dollars américains à 800996242 dollars américains. De 2005 à 2007 les investissements directs étrangers passent de 800996242 dollars américains à 2638405260 dollars américains. De 2007 à 2010, les investissements directs étrangers enregistrent à nouveau une baisse, passant de 2638405260 dollars américain à 928436006 dollars américains. Pour connaître à nouveau une hausse de 2010 à 2014, les investissements directs étrangers passent de 928436006 dollars américains à 5502260247 dollars américains. La baisse des prix des matières premières a entraîné une chute des investissements directs étrangers dans l'économie congolaise, ceux-ci sont passés entre 2014 et 2015 respectivement de 5502260247 dollars américains et 1866000000

dollars américains. Depuis 2015, on enregistre encore une augmentation des investissements directs étrangers, ils passent de 1866000000 dollars américains en 2015 à 2006000000 dollars américains en 2016 (graphique n°1).

De son côté, le Pib par habitant a connu une hausse de près de 17 % entre 2002 et 2015. Par contre, de 2015 à 2016, il a baissé de 5% (graphique n°2).

II-3- Gabon

Le Gabon a d'importants gisements de pétrole et de manganèse. Les investissements directs étrangers ont connus une hausse soutenue de 2002 à 2016. Au cours de cette période, ils sont passés de 1160708 dollars américains à 703194561 dollars américains (graphique n°1). Par contre, le PIB par habitant a connu une baisse de 3% au cours de la même période (graphique n°2).

II-4-Tchad

Comme le Congo, l'évolution des investissements directs étrangers dans ce pays connaît une certaine volatilité. De 2002 à 2007 les investissements directs étrangers connaissent une baisse passant de 924119210 dollars américains à -321655000 dollars américains. Par contre, de 2007 à 2012 les investissements directs étrangers connaissent une hausse, ils passent de -321655000 dollars américains à 579793037 dollars américains. Cette hausse est due au chantier de l'oléoduc Tchad-Cameroun qui conduit le pétrole tchadien. Ce projet a nécessité un investissement de 3,7 milliards de dollars réparti entre les Etats-Unis, la Banque mondiale (BM), la Malaisie et les deux Etats du Cameroun et du Tchad. De 2012 à 2014 les investissements directs étrangers baissent de 579793037 dollars américains à -675545847 dollars américains pour connaître à nouveau une hausse entre 2014 et 2015. Les investissements sont passés de -675545847 dollars américains à 600219799 dollars américains. Depuis 2015 les investissements connaissent encore une baisse, cette fois-ci due à la baisse des prix des matières premières. Les investissements sont passés de 600219799 dollars américains en 2015 pour 559857540 dollars américains en 2016 (graphique n°1).

Le PIB par habitant, par contre, a connu une hausse de 46 % de 2002 à 2014. Cependant, entre 2014 et 2016, il a baissé de près de 13 % (graphique n°2).

II-5-Guinée Equatoriale

Suite à la découverte d'un gisement immense et d'une réserve offshore de plus de 10 milliards de baril, la Guinée Equatoriale se place au premier rang de la CEMAC pour ce qui est des investissements directs étrangers entrants. De 2002 à 2005 les investissements directs étrangers connaissent une hausse, passant de 323391507 dollars américains à 769146185 dollars américains. Par contre, de 2005 à 2008 les investissements directs étrangers baissent. Ils passent de 769146185 dollars américains à - 793872333 dollars américains pour à nouveau augmenter entre 2008 et 2010, passant de - 793872333 dollars américains à 2734000000 dollars américains. Depuis 2010 les investissements directs étranger ont connu une baisse, ils sont passés de 2734000000 en 2010 dollars américains à 53962172 dollars américains en 2016 (graphique n°2).

Le Pib par habitant entre 2002 et 2008 est en hausse respectivement de 4002355 unités et 8247594 unités. Par contre, depuis 2008 il connaît une baisse. Il passe de 8247594 unités en 2008 à 4878873 unités en 2016 (graphique n°1).

En somme l'analyse des investissements directs étrangers dans la CEMAC nous renseigne que ceux-ci sont pour la plupart orientés vers le secteur pétrolier, secteur dont ces pays sont pour la plupart producteurs. Le boom des Investissements direct étrangers de la Guinée équatoriale, dû à la découverte des gisements pétroliers, a permis d'améliorer le volume des investissements directs étrangers dans la zone. Toutes fois, ces investissements auraient pu être plus importants si l'environnement général des affaires n'était pas très difficile, car la zone a souffert et continue à souffrir des maux tels la guerre civile, l'instabilité macroéconomique, la corruption lesquelles limitent l'entrée des investissements directs étrangers, Ngouhou (2008). Par contre, le volume de PIB par habitant a connu une hausse plus modeste pendant la période de l'étude.

III- Revue de la littérature

La littérature traitant de la relation entre l'investissement direct étranger et la croissance économique est abondante tant sur le plan théorique que sur le plan empirique.

Sur le plan théorique, cette relation s'appuie sur la théorie néoclassique qui fait état d'un impact positif des investissements directs étrangers sur la croissance économique dans le pays de destination. La relation causale entre les investissements directs étrangers et la croissance économique a été soumise à recherche rigoureuse pendant des années et peut être résumée par trois hypothèses. D'abord, elle peut aller du sens où c'est les investissements directs étrangers qui entraînent la croissance. Dans ce cas, les flux des investissements directs étrangers peuvent stimuler la croissance économique du pays hôte en augmentant le stock de capital, en créant de nouveaux emplois et en facilitant le transfert de technologie. Cette situation est appelée « l'hypothèse de croissance tirée par les investissements directs étrangers », développée par Borensztein et al. (1998), De Gregorio (2003) et De Mello (1997). Ensuite, elle peut être du sens où c'est la croissance économique qui induit les investissements directs étrangers. Mah (2010) et Rodrik (1999) ont mis en avant « l'hypothèse de la taille du marché ». Selon eux, une croissance rapide du PIB créant de nouvelles opportunités d'investissement dans le pays d'accueil peut également encourager une entrée des investissements directs étrangers dans le pays d'accueil. Enfin, le cas où il n'y a aucune relation entre les deux variables. Ce dernier point soutient « l'hypothèse de neutralité ».

La revue théorique ci-dessus nous renseigne sur le lien entre les investissements directs étrangers et la croissance économique. Ce lien peut être influencé par des facteurs macro-économiques et institutionnelles. Parmi ces facteurs, nous avons retenu l'ouverture commerciale, le financement public, la stabilité politique et la corruption.

S'agissant de l'ouverture commerciale, elle garantit aux firmes multinationales une grande flexibilité en matière d'importations des biens

de consommation intermédiaire indispensables à la production locale mais aussi de la possibilité d'exporter la production locale. Ainsi l'ouverture de l'économie sur l'extérieur permet au pays d'attirer des investissements directs étrangers et d'améliorer la croissance économique du pays. Sala & Trivin (2014) précisent que les investissements directs étrangers peuvent élargir l'accès aux marchés d'exportation en utilisant des entreprises étrangères comme des canaux pour distribuer des biens sur les marchés étrangers à travers le commerce mondial. L'élargissement au marché d'exportation va entraîner une amélioration de la croissance économique.

Le financement public, quant à lui, a un caractère spécial, car il est destiné à la production des biens collectifs (réseau routier, ferroviaire et portuaire, accès à l'internet, etc.) joue un rôle déterminant dans la croissance économique des pays en développement et dans l'attractivité des investissements directs étrangers.

Pour Lucas (1993), la stabilité politique est une préoccupation des investisseurs étrangers dans les pays en développement. Elle permet d'assurer les conditions de croissance économique en créant un climat de confiance pour les entreprises nationales et les multinationales. Koffi (2005), en examinant la relation entre les investissements directs étrangers et la croissance économique, met l'accent sur les faits économiques et politiques marquants de la Côte d'Ivoire sur la période de 1975 à 2002. Il a souligné que la prise en compte de la stabilité politique, des mesures d'ajustement structurel et de la dévaluation a pour but de déterminer le rapport entre la croissance économique et l'IDE. En d'autres termes un contexte politique stable et un environnement économique dynamique et performant constituent des conditions nécessaires à l'afflux des IDE et à la croissance économique de la Côte d'Ivoire.

Enfin la corruption joue un rôle important en matière de compétitivité des pays, à l'amélioration du climat des affaires et de la croissance. Dans les pays en développement, les tracasseries administratives et l'opacité des procédures

constituent une source de corruption et engendrent des coûts additionnels pour les investisseurs.

Nkenda (2007) travaillant sur la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale, estime totalement imprévisible le processus d'investissement dans cette zone, quel que soit le secteur d'activité, en raison des entraves d'ordre administratif et gouvernemental.

Cette revue de la littérature aussi brève soit elle, nous renseigne sur les facteurs macro-économiques et institutionnels qui peuvent affecter la relation entre les investissements directs étrangers et la croissance économique.

IV- Données et Méthodologie

Après avoir présenté la source des données, nous allons présenter la méthodologie.

IV-1- Source des données

L'ensemble des données proviennent de la base de la banque mondiale (WDI-2016) sur la période 2002-2016. Il constitue un panel de cinq (5) pays de la CEMAC (le Cameroun, le Congo, le Gabon, la Guinée équatoriale et le Tchad) au lieu de six pays. Il faut dire que le retrait dans la base du sixième pays (la Centrafrique) est dû à l'absence de données sur la période sous revue.

IV-2- Méthodologie

Préalablement, il convient de dire que cette modélisation présente deux avantages fondamentaux, à savoir elle permet, d'un côté, de palier au problème d'endogénéité des régresseurs et, de l'autre, de contourner le problème de la faible taille des séries (par le biais de la combinaison des dimensions spatiale et temporelle) tout en rendant les résultats asymptotiques plus robustes.

Soit le modèle réduit suivant prenant en compte toutes les spécificités¹:

$$Y_{it} = \beta_{it} + \Gamma_{it}(L)Y_{it} + \varepsilon_{it}$$

Où Y_{it} est un vecteur de variables stationnaires, $\Gamma_{it}(L)$ est une matrice polynomiale définie sur

¹ individuelles et temporelles

l'opérateur retard L et ayant la forme fonctionnelle:

$$\Gamma_{it}(L) = \Gamma_{it}^1 L^1 + \Gamma_{it}^2 L^2 + \dots + \Gamma_{it}^p L^p$$

β_{it} et Γ_{it} , $j = 1, \dots, p$ sont des matrices de coefficients spécifiques aux individus et aux périodes et ε_{it} est le terme d'erreur idiosyncratique². Toutefois, adopter cette spécification³ impliquerait d'estimer un nombre très élevé de coefficients. En effet, sin on considère un modèle VAR(P) à \mathbf{K} variables, \mathbf{T} périodes et \mathbf{N} individus, il vaudrait estimer $\mathbf{KTN}(\mathbf{KP} + 1)$ coefficients, ce qui est généralement impossible au regard des tailles d'échantillons généralement plus faibles⁴.

Ainsi, prenant la forme du modèle suivante:

$$Y_{it} = \beta_0 + \Gamma_{it}(L)Y_{it} + u_i + d_t + \varepsilon_{it}$$

Tel que spécifié, l'estimateur de ce modèle pose un problème fondamental d'endogénéité, puisqu'il existe une corrélation entre l'un des régresseurs⁵ et la perturbation (que le modèle soit écrit en niveau, en différence première ou en écart aux moyennes individuelles, Sevestre, 2002). De même, dans ce cas de figure, suivant les propos de Sevestre et Trognon (1983), les estimateurs usuels⁶ ne sont pas convergents à des distance finie. Une estimation convergente de ce modèle est obtenue par les méthodes des variables instrumentales et des moments généralisés. Dans le cadre de ce travail, cette dernière sera mise en pratique.

Selon Arellano et Bover (1995), la procédure de différenciation par la moyenne des observations futures de Helmert est appliquée pour éliminer les effets individuels inobservables. Plus exactement, soit $Y_{it} = (Y_{it}^1, Y_{it}^2, \dots, Y_{it}^m)'$ le vecteur des variables du modèle, $\varepsilon_{it} = (\varepsilon_{it}^1, \varepsilon_{it}^2, \dots, \varepsilon_{it}^m)'$ le vecteur d'erreurs idiosyncratiques, Y_{it}^m et ε_{it}^m deux variables respectives des vecteurs précédents et enfin \mathbf{T} l'horizon temporel.

² de moyenne nulle, à variance constante, non autocorrélé et non corrélé d'un individu à un autre

³ du modèle VAR sur données de panel est la plus générale qui soit

⁴ compte tenu du faible horizon temporel des séries disponibles et du nombre limité des

Soient:

$$\begin{cases} \bar{Y}_{it}^m = \sum_{s=t+1}^T \frac{Y_{it}^m}{T-t} \\ \bar{\varepsilon}_{it}^m = \sum_{s=t+1}^T \frac{\varepsilon_{it}^m}{T-t} \end{cases}$$

Les moyennes respectives des valeurs futures de Y_{it}^m et ε_{it}^m . Les variables transformées par la procédure d'Helmert s'obtiennent de la manière suivante:

$$\begin{aligned} \bar{Y}_{it}^m &= \delta_t (Y_{it}^m - \bar{Y}_{it}^m) \\ \bar{\varepsilon}_{it}^m &= \delta_t (\varepsilon_{it}^m - \bar{\varepsilon}_{it}^m) \\ \delta_t &= \sqrt{\frac{T-t}{T-t+1}} \end{aligned}$$

Pour la dernière année (à la date \mathbf{T}), cette transformation n'est pas calculée à cause de l'existence des facteurs futures.

Le modèle transformé final prend donc la forme suivante:

$$\bar{Y}_{it} = \Gamma(L)\bar{Y}_{it} + \bar{\varepsilon}_{it}$$

Où $\bar{Y}_{it} = (\bar{Y}_{it}^1, \bar{Y}_{it}^2, \dots, \bar{Y}_{it}^m)'$ et $\bar{\varepsilon}_{it} = (\bar{\varepsilon}_{it}^1, \bar{\varepsilon}_{it}^2, \dots, \bar{\varepsilon}_{it}^m)'$

Ainsi, dans ce modèle final, chaque observation est pondérée de manière à uniformiser la variance (Coulibaly et Kempf, 2010). Si les erreurs transformées du modèle originel sont non autocorrélées et caractérisées par une variance constante, les erreurs transformées devraient présenter les propriétés similaires. Ainsi, cette transformation préserve l'homoscédasticité et n'induit pas une autocorrélation (Arellano et Bover, 1995). Au préalable, les variables auront été centrées par leurs moyennes annuelles (sur tous les pays) pour éliminer les effets temporels.

individus, l'hypothèse d'hétérogénéité des paramètres des variables conduirait à des résultats fallacieux (Smith, 2010)

⁵ variable endogène retardée

⁶ MCO, MCG, Intra-individuel (within) et inter-individuel (between)

Pour finir, les valeurs retardées des variables du système représentent de bons instruments pour le modèle (Arellano et Bover, 1995). Par souci de préserver un nombre suffisant d'années pour l'estimation du modèle, seuls les retards d'ordre 1 des variables sont considérés comme explicatives, les retards d'ordre 4⁷ servant d'instrument pour palier au problème d'endogénéité. Etant donné que la modélisation VAR est quelque a-théorique, le choix des différentes variables suit les objectifs visés par ce travail.

Ces variables sont introduites dans le modèle soit en niveau, soit après stationnarisation (par différence ou filtrage en fonction des résultats des tests de stationnarité). Aussi, l'ordre d'introduction des variables part du plus exogène au moins exogène.

Les modèles sans variables institutionnelles et avec variables institutionnelles qui seront donc estimés auront respectivement pour vecteurs de variables endogènes comme suit :

Modèles sans variables institutionnelles

$$\begin{cases} Y_{it} = (INVPUB, IDE, PIBrt) \\ Y'_{it} = (OUV, IDE, PIBrt) \end{cases}$$

Modèles avec variables institutionnelles

$$\begin{cases} Y_{it} = (CORRUP, IDE, PIBrt) \\ Y'_{it} = (SP, IDE, PIBrt) \end{cases}$$

Avec Y_{it} et Y'_{it} les vecteurs des variables; $PIBrt$ le PIB par habitant; IDE l'investissement direct étranger; $INVPUB$ l'investissement public; OUV l'ouverture commerciale; $CORRUP$ la corruption et SP la stabilité politique.

Une fois tous les coefficients du modèle estimés, les fonctions de réponse impulsionnelles (IRF) sont calculées. Les IRF décrivent le comportement d'une variable suite à des chocs dans une autre variable du système, les chocs sur les autres variables restant nuls. Cependant, étant donné que la matrice de variance-covariance des erreurs est rarement

diagonale, il est nécessaire de décomposer les résidus de sorte qu'ils deviennent orthogonaux, de manière à isoler les chocs d'une variable du système (Love et Zicchino, 2006). Ce calcul est fait à travers la décomposition de Cholesky. L'hypothèse qui sous-tend la décomposition de Cholesky est celle selon laquelle les variables listées en premier dans le modèle VAR affectent celles qui viennent par la suite aussi bien de manière contemporaine que de manière différée, tandis que celles qui sont listées en dernier affectent les précédentes seulement en différé. En d'autres mots, les variables qui apparaissent en premier dans le système sont plus exogènes, tandis que celles qui apparaissent par la suite sont plus endogènes (Love et Zicchino, 2006).

V-Estimation des modèles, présentation des résultats et interprétations

Les tests préalables avant l'estimation des modèles notamment les tests de stationnarité et de détermination du nombre de retard optimal sont présentés en annexes (A et B). Il importe de distinguer deux générations de test, à savoir : les tests de première génération (Levin, Lin et Chu, 2002 ; Im, Pesaran et Shin 1997, 2002, 2003 ; Maddala et Wu 1999) dans les cas d'indépendance entre les individus, et les tests de seconde génération (Bai et Ng, 2001 ; Moon et Perron, 2004 ; Pesaran, 2003 ; Choi, 2002), adaptés aux cas de dépendance entre les individus. D'après Hurlin et Mignon (2005), parmi les tests de racine unitaire de seconde génération, celui de Pesaran (2003) est le plus puissant et ses résultats restent robustes sur des échantillons de taille modeste.

Par ailleurs, parmi les tests de première génération, celui de Maddala et Wu (1999) est le plus adapté, non seulement pour sa puissance, mais surtout parce qu'il prend en compte l'hétérogénéité des différents individus du panel. Il ressort de ces tests que toutes les variables sont stationnaires en différence première et l'ordre de retard optimal est respectivement de PVAR(2) pour M_1 , PVAR(1) pour M_2 , PVAR(1) pour M_3 et PVAR(2) pour M_4 .

L'estimation par la méthode PVAR nous a permis d'extraire deux équations, à savoir

⁷ le nombre de retard optimal

l'équation du PIB par habitant et l'équation de l'IDE. Les résultats des tableaux 1 et 2 (Voir Annexe) renseignent sur la causalité bidirectionnelle entre le PIB par habitant et l'IDE.

Auteur à partir de Stata M_i avec M comme Modèle et $i=1,\dots,n$; **coefficients; *P-value

Il sied de dire que les conditions de stabilité (annexes, D) sont respectées, ce qui permet de donner l'interprétation des résultats obtenus.

D'après ce tableau, l'IDE (*retardé d'une période*) cause négativement et de manière significative le PIB par habitant. Autrement dit, lorsque l'IDE augmente d'une unité, le PIB diminue respectivement de $-1.06e-10$ (M_1); $-.6547767$ (M_2); $-1.06e-10$ (M_3) et de $-1.13e-10$ (M_4) unités.

Aussi, le PIB par habitant (*retardé d'une période*) engendre positivement et de manière significative l'IDE, c'est-à-dire quand la hausse d'une unité du PIB par habitant (*retardé d'une période*), occasionne de manière respective la hausse du PIB de $1.30e+09$ (M_1); $7.67e+08$ (M_2); $.4709129$ (M_3) et de $.471278$ (M_4) unités.

Cette procédure de détection du sens de causalité confirme les résultats du test de causalité de Granger VAR en données de panel (en annexes, C). Examinons, à présent, les réponses impulsionnelles, essentiellement entre le PIB et l'IDE tout en s'appuyant sur les réponses du PIB aux chocs d'IDE et inversement, telles que :

a) Modèles sans variables institutionnelles

Auteur à partir de Stata (M_1)
Auteur à partir de Stata (M_2)
Auteur à partir de Stata (M_1)
Auteur à partir de Stata (M_2)

Il apparaît que le choc négatif d'IDE sur le PIB par habitant induit un effet de décélération négatif persistant du niveau de vie et qui remonte (voire entre la première et la troisième période). L'effet s'annule voire de manière respective à la cinquième période pour M_1 . S'agissant de M_2 , l'effet sur le PIB par habitant ne semble pas s'estomper. Aussi, il est

caractérisé par l'alternance des phases tendant à s'annuler. Parlant, à présent, du choc du PIB sur l'IDE, il sied de relever que le choc paraît positif admettant un comportement similaire inverse du choc négatif d'IDE sur le PIB.

Il convient également de voir la proportion de la variance de l'IDE dans l'explication de la variance du niveau de vie. L'analyse de la décomposition de la variance des erreurs prévisionnelles (en annexes) nous renseigne de ce que, de façon respective et durant un horizon temporel de dix (10) ans, l'IDE contribue à la variance du PIB par habitant à hauteur de 14.77% (M_1) et de 88.10% (M_2).

Il est à constater que le modèle admettant le degré d'ouverture donne à la variance de l'IDE la quasi-totalité de la variance du PIB par habitant. Aussi, il convient de souligner que, le PIB contribue à la variance de l'IDE comme suit : 6.65% (M_1) et 6.13% (M_2). On constate que le PIB contribue faiblement à la variance de l'IDE.

b) Modèles avec variables institutionnelles

Auteur à partir de Stata (M_3)
Auteur à partir de Stata (M_4)

Auteur à partir de Stata (M_3)
Auteur à partir de Stata (M_4)
Auteur à partir de Stata (M_2)
Auteur à partir de Stata (M_2)

Le choc négatif d'IDE sur le PIB par habitant induit un effet de décélération négatif persistant du niveau de vie et qui remonte (voire entre la première et la troisième période). L'effet s'estompe voire de manière respective à la troisième période pour M_3 et M_4 . L'effet du choc positif du PIB par habitant sur l'IDE semble inverse à celui du choc négatif d'IDE sur le PIB par habitant.

Parlant de la proportion de la variance de l'IDE dans l'explication de la variance du PIB par habitant, l'examen de la décomposition de la variance des erreurs prévisionnelles (en annexes), durant un horizon temporel de dix (10) ans, nous renseigne comme ce qui suit: l'IDE par habitant concourt à la variance du PIB par habitant à hauteur de 15.15% (M_3) et de 12.86% (M_4). En sus, le PIB contribue à la variance de l'IDE tel que 9.46% (M_3) et 6.85% (M_4). Il sied de dire que, suivant M_3 et

M₄, IDE contribue plus à la variance du PIB que l'inverse.

Il est à constater que le modèle admettant le degré d'ouverture donne à la variance de l'IDE la quasi-totalité de la variance du PIB par habitant. De cette analyse des résultats, deux enseignements peuvent être tirés comme suit:

- **Causalité bidirectionnelle entre l'investissement direct étranger et la croissance économique**

Il en a résulté de l'analyse que la causalité est dans les deux sens, c'est-à-dire entre l'investissement direct étranger et la croissance économique. En se penchant sur le sens allant de l'investissement direct étranger à la croissance économique, l'investissement direct étranger influence négativement la croissance économique. Ces résultats sont contraires à la théorie économique plus précisément à de « l'hypothèse de la croissance tirée par les investissements directs étrangers ». Par contre, du point de vue empirique, ils sont proches des résultats de Barry (2012), Alfaro (2003) et Akindo (2004). Ces auteurs justifient l'impact négatif des investissements directs étrangers sur la croissance économique par l'orientation des investissements direct étrangers. En effet, pour eux les investissements directs étrangers orientés vers le secteur primaire ont toujours un effet négatif sur la croissance économique. Romer (1986) justifie cela en soulignant que les investissements directs étrangers apportent d'importantes retombées en terme de transfert de technologie et de l'innovation dans le management, or les entreprises d'extractions des matières premières sont moins liées aux entreprises locales donc incapables d'impulser une dynamique de croissance.

Dans le sens de la croissance économique vers les investissements directs étrangers, les résultats montrent que la croissance a un effet positif sur les investissements directs étrangers. Ces résultats valident « l'hypothèse des investissements directs étrangers tirés par la croissance ». Agosin et Machado (2007) soutiennent qu'un marché en croissance peut être attrayant pour les investissements directs étrangers en raison qu'un marché plus large permette la réalisation des économies d'échelles, ce qui est le cas pour la CEMAC. En d'autres termes, la croissance est une mesure et

un signal de la demande du marché et la demande du marché attire les investissements directs étrangers. Ce qui permet à Zhang (2001a) de soutenir qu'un taux de croissance économique plus élevé, toutes choses égales par ailleurs, conduit à un niveau d'agrégat plus élevé la demande, conduisant à de plus grandes opportunités de faire des profits et, partant, d'accroître l'investissement.

- **Contribution de l'investissement direct étranger dans la variance de la croissance économique et inversement**

Partant du sens de causalité allant de l'IDE au PIB par habitant, nous avons abouti au constat suivant lequel le modèle (M₂) sans variables institutionnelles contenant le degré d'ouverture donne la latitude à la variation de l'IDE d'expliquer la quasi-totalité de la variance du PIB par habitant. Le PIB par habitant étant quoique nuancé l'indicateur du niveau de vie; il convient de dire, à propos, que l'importance des fluctuations du PIB par habitant (niveau de vie) dans la CEMAC trouve leur origine dans la variance de l'investissement direct étranger, qui, elle-même, est influencée par l'ouverture commerciale.

De même, quant au sens de causalité allant du PIB par habitant à l'IDE, le PIB par habitant, de manière globale, contribue faiblement à la variabilité de l'IDE.

Il convient de dire que, les modifications exogènes (chocs) de l'investissement direct étranger induisent de manière importante et alternée (voire très erratique), durant l'horizon temporel, le comportement du PIB par habitant (niveau de vie) dans la CEMAC.

Il est clair que cette grande volatilité du PIB par habitant dégrade le bien-être. Il serait donc intéressant de stabiliser ces fluctuations par des politiques correctrices afin d'envisager au bien-être au sein de la CEMAC.

CONCLUSION

Dans ce travail nous avons cherché à trouver l'existence du lien entre les investissements directs étrangers et la croissance économique. En recourant à une approche PVAR, nous avons trouvé qu'au sein de la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale

(CEMAC), la causalité entre les deux variables est bidirectionnelle. Dans le sens de l'IDE vers la croissance, les effets sont négatifs. Par contre, dans le sens de la croissance vers l'investissement direct étranger les effets sont positifs. Par ailleurs, la contribution des investissements directs étrangers dans la variance de la croissance nous renseigne que ceux-ci dégradent le bien-être économique au sein de la CEMAC.

Ainsi, les investissements directs étrangers peuvent améliorer la croissance économique, si les pouvoirs publics prennent des mesures spécifiques afin d'attirer les investissements directs étrangers dans les secteurs secondaires et des services.

Toutes fois ce travail comporte deux principales limites, la première est que nous avons travaillé sur des données annuelles, et la seconde c'est l'absence des données détaillées qui nous aurait permis d'affiner les résultats obtenus.

BIBLIOGRAPHIE

Abbes et Ali (2015) « *Causal interaction between FDI, and Economic Growth : Evidence from Dynamic panel Cointegration* » *Procedia Economics and finance*. 23. 276-290.

Agosin, M. R., & Machado, R. (2007) « *Openness and the international allocation of foreign direct investment* ». *Journal of Development Studies*, 43(7), 1234-1247.

Akinlo, A. E. (2004). « *Foreign direct investment and growth in Nigeria: An empirical investigation* ». *Journal of Policy Modeling*, 26: 627-639.

Alfaro, L.(2003) « *Foreign Direct Investment and Growth: Does the Sector Matter?* » Harvard University, Harvard Business School, Working Paper.

Arelano, J. and Bover, O. (1995) « *Another look at the instrumental variable estimation of error-components model* » *Journal of Econometrics* 68, pp.29-51.

Bai, J. et Ng, S. (2001) « *A panic attack on Unit Roots and Cointegration* », Boston College, Department of Economics, Unpublished Manuscript.

Barry, MD. (2012) « *développement financier et croissance économique* » thèse unique, université de franche comté.

Basu, P., hakraborty, C., Reagle, D. (2003) « *Liberalisation, FDI, and growth in developing countries: a panel co-integration approach* ». *Economic Inquiry* 51, pp.510–516.

Borensztein, E., De Gregorio, J., Lee, J.W. (1998) « *How does foreign investment affect growth?* ». *Journal of International Economics* 45, pp.115–135.

Carkovic, M., Levine, R. (2005) « *Does foreign direct investment accelerate economic growth?* » In: Moran, H. et Graham, E.M. (Eds.), *Does Foreign Direct Investment Promote Development?*. Institute for International Economics, Washington, D.C.

Choi, I. (2002) « *Combination Unit Root Tests for Cross-Sectionally Correlated Panels* », Mimeo, Hong Kong University of Science and Technology.

Chorn, S. et Sien, D. (2017) « *The Impact of Foreign Capital Inflow on Economic Growth in Developing Countries* » *Journal of Finance and Economics*, vol. 5, no. 3 : 128-135.

Conférence des Nations unies sur le commerce et le développement (CNUCED) (2016). « *Rapport sur l'investissement dans le monde* », New York et Genève : Publication des Nations unies.

Conférence des Nations unies sur le commerce et le développement (CNUCED) (2017). « *Rapport sur l'investissement dans le monde* », New York et Genève : Publication des Nations unies.

Coulibaly, D. et Kempf (2010) « *Does inflation targeting decrease exchange rate pass-through in emerging countries?* » Banque de France, Paris school of economics.

De Gregorio, J. (2003) « *The role of foreign direct investment and natural resources in economic development* », Working Paper No. 196. Central Bank of Chile, Santiago.

De Mello, L. (1997) « *Foreign direct investment in developing countries and growth: a selective survey* », *Journal of Development Studies*; 34 (1):1–34.

El-Wassal, K. A. (2012) « *Foreign Direct Investment and Economic Growth in Arab Countries (1970-2008): An Inquiry into Determinants of Growth Benefits* », *Journal of Economic Development*, 37 (4), 79-100.

Fonds monétaire international (2015) CEMAC

Fotso Ndefo, N. (2003) « *impact des investissements directs étrangers sur la croissance : quelques résultats sur les pays africains au sud du Sahara* », Banque des Etats

- de l'Afrique Centrale, Notes d'études et de recherche n 3.
- Granger, C. W. J. (1969) « *Investigating causal relations by econometric and cross-spectral methods* », *Econometrica*, pp. 424–438.
- Herzer, D. (2008) « *The long run relationship between outward FDI and domestic output: evidence from panel data* ». *Economic Letters*, 100 (1), pp.146-149.
- Hurlin C et Mignon V. (2005) « *Une synthèse des tests de racine unitaire sur données de panel* ». Université d'Orléans, Université de Paris X.
- Iamsiraroj, S. (2016) « *The foreign direct investment economic growth nexus* » *International Review of Economics & Finance*, 2016, vol. 42, issue C, 116-133
- Im, K.S., Pesaran, M.H. et Shin, Y. (1997), « *Testing for Unit Roots in Heterogenous Panels* », DAE, Working Paper 9526, University of Cambridge.
- Im, K.S., Pesaran, M.H. et Shin, Y. (2002), « *Testing for Unit Roots in Heterogenous Panels* », revised version of the DAE, Working Paper 9526, University of Cambridge.
- Im, K.S., Pesaran, M.H. et Shin, Y. (2003), « *Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels* », *Journal of Econometrics*, 115, 1, 53-74.
- Koffi, P. (2005), « *Investissements directs étrangers et croissance économique en Côte d'Ivoire* », *Politique Economique et Développement*, Cellule d'Analyse de Politiques Economiques du CIRES, E. n° 130c.
- Levin, A., Lin, C.F., et Chu., C.S.J. (2002), « *Unit Root Test in Panel Data : Asymptotic and Finite Sample Properties* », *Journal of Econometrics*, 108, 1-24
- Love, I et Zicchino, L.(2006) « *Financial development and dynamic investment behavior. Evidence from panel VAR* », World Bank, Research department.
- Lucas, Robert E.B. (1993) : « *On the determinants of direct foreign investment : evidence from east and southeast Asia* », *World Development* . Vol., 21, No. 3. pp. 391-406
- Maddala, G.S. and S., Wu. (1999) « *A Comparative Study of Unit Root Tests With Panel Data and A New Simple Test* » *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 61, pp. 631-652.
- Mah, J. (2010) « *Foreign direct investment inflows and economic growth of China* » *Journal of Policy Modeling* 32, pp. 155–158.
- Moon, H. R. et Perron, B. (2004) « *Testing for a Unit Root in Panels with Dynamic Factors* », *Journal of Econometrics*, 122, 81-126.
- Moussone, E. (2011) « *le potentiel de marche et d'investissement des pays de la CEMAC* », dans le potentiel économique de l'Afrique subsaharienne, ed.Harmattan, Marche et organisation, Paris.
- Nair-Reichert, U. et Weinhold, D. (2001) « *Causality tests for cross-country panels: a new look at FDI and economic growth in developing countries* », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 63, pp.153–171.
- Ngouhouo, H. (2008) « *les investissements directs étrangers en Afrique centrale : attractivité et effets économiques* ». These. Université de toulon Var.
- Pesaran, H.M. (2003) « *A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross Section Dependence* », Mimeo, University of Southern California.
- Rodrik, D. (1999) « *The New Global Economy and Developing Countries: Making Openness Work* », Policy Essay No:24. Overseas Development Council, Washington, DC.
- Romer, PM. (1986) « *increasing returns and long run growth* » *journal of political economy*, 94 (5), 1002-1037.
- Sala H., & Trivin P. (2014) « *Openness, Investment and Growth in Sub-Saharan Africa* ». *Journal of African Economies*, 1–33.
- Sevestre, P.(2002) « *Econométrie des données de panel* », Dunod.
- Sevestre et Trognon (1983) « *propriétés des grands échantillons d'une classe d'estimateur de modele autoregressif a erreurs composées* », *Annales de l'INSEE*, 50, PP 25-43.
- Williams, K.(2017) « *Foreign Direct Investment, Economic Growth, and Political Instability* » *Journal of Economic Development*, 2017, vol. 42, issue 2, 17-37
- Zhang, K. (2001): « *Does Foreign Direct Investment promote growth? Evidence from East Asia and Latin America* », *Contemporary Economic Policy* 19, 2, 175-85.

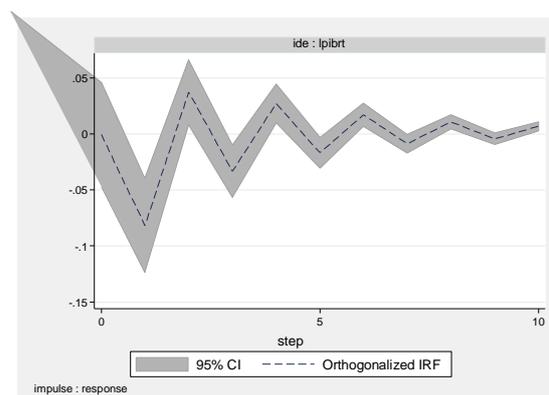
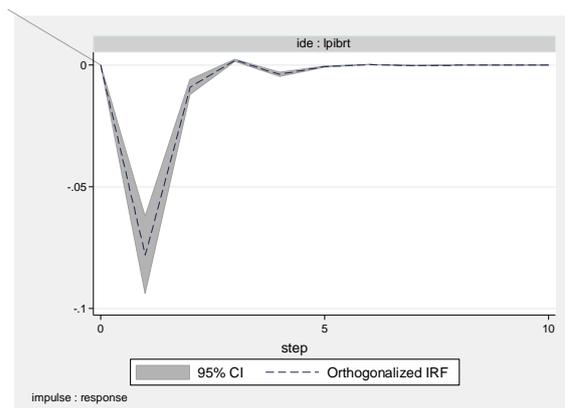
ANNEXES

Tableau 1: Détection du sens de causalité

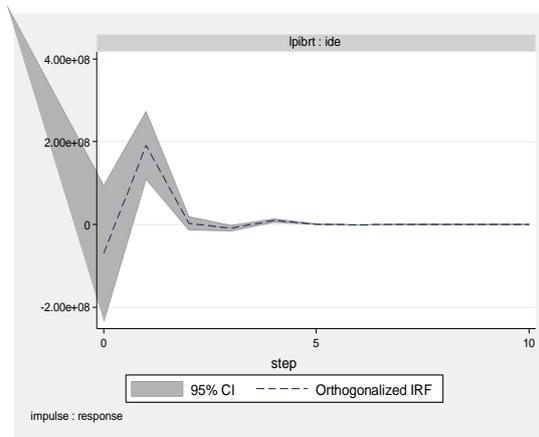
	M ₁	M ₂	M ₃	M ₄
Estimation de l'équation du PIB				
<i>PIBrt (-1)</i>	-.2846707** (0.000)*	-1.24e-10** (0.000)*	-.2715656** (0.000)*	-.4548135** (0.000)*
<i>IDE (-1)</i>	-1.06e-10** (0.000)*	-.6547767** (0.000)*	-1.06e-10** (0.000)*	-1.13e-10** (0.000)*
<i>Ouv (-1)</i>		-.2810121** (0.000)*		
<i>Invpub (-1)</i>	-.02378** (0.000)*			
<i>SP (-1)</i>				.032386** (0.000)*
<i>Corrup (-1)</i>			.2617732** (0.000)*	
Estimation de l'équation de l'IDE				
<i>IDE (-1)</i>	.4773565** (0.000)*	.4377079** (0.000)*	1.28e+09** (0.000)*	9.84e+08** (0.000)*
<i>PIBrt (-1)</i>	1.30e+09** (0.000)*	7.67e+08** (0.000)*	.4709129** (0.000)*	.471278** (0.000)*
<i>Ouv (-1)</i>		2.18e+87** (0.000)*		
<i>Invpub (-1)</i>	-5.30e+07** (0.000)*			
<i>SP (-1)</i>				9.72e+07** (0.000)*
<i>Corrup (-1)</i>			4.71e+08** (0.000)*	
Panel vector autoregression				
GMM Estimation				
Final GMM Criterion Q(b)	9.01e+28	8.02e+30	8.46e+29	1.77e+29
Initial weight matrix: Identity				
GMM weight matrix: Robust				
No. of	obs	65	65	65
No. of panels		5	5	5
Ave. no. of T		13.000	13.000	13.000

Auteur à partir de Stata M_i avec M comme Modèle et i=1,...,n; **coefficients; *P-value

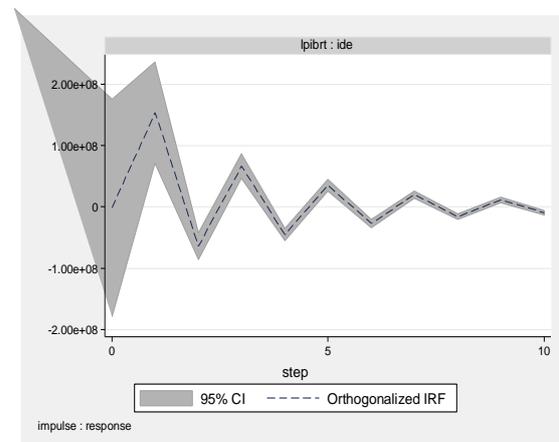
a) Modèles sans variables institutionnelles



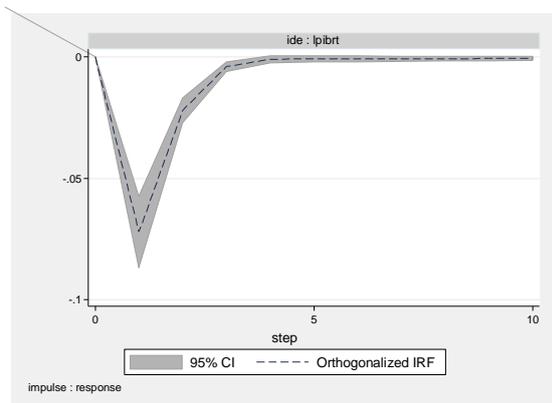
Auteur à partir de Stata (M₁)



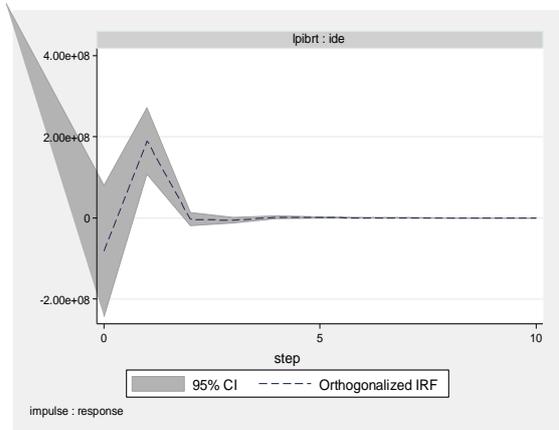
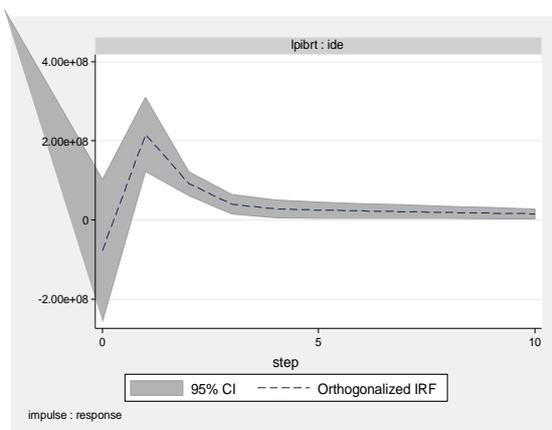
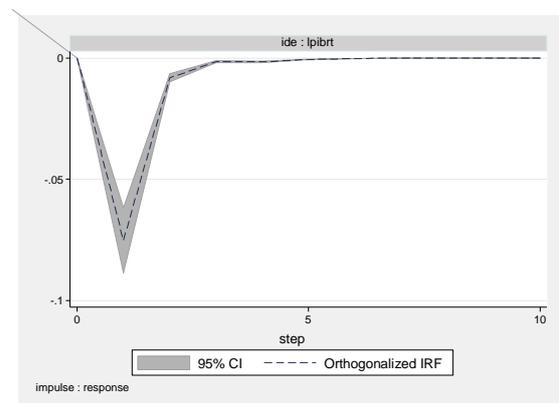
Auteur à partir de Stata (M₂)



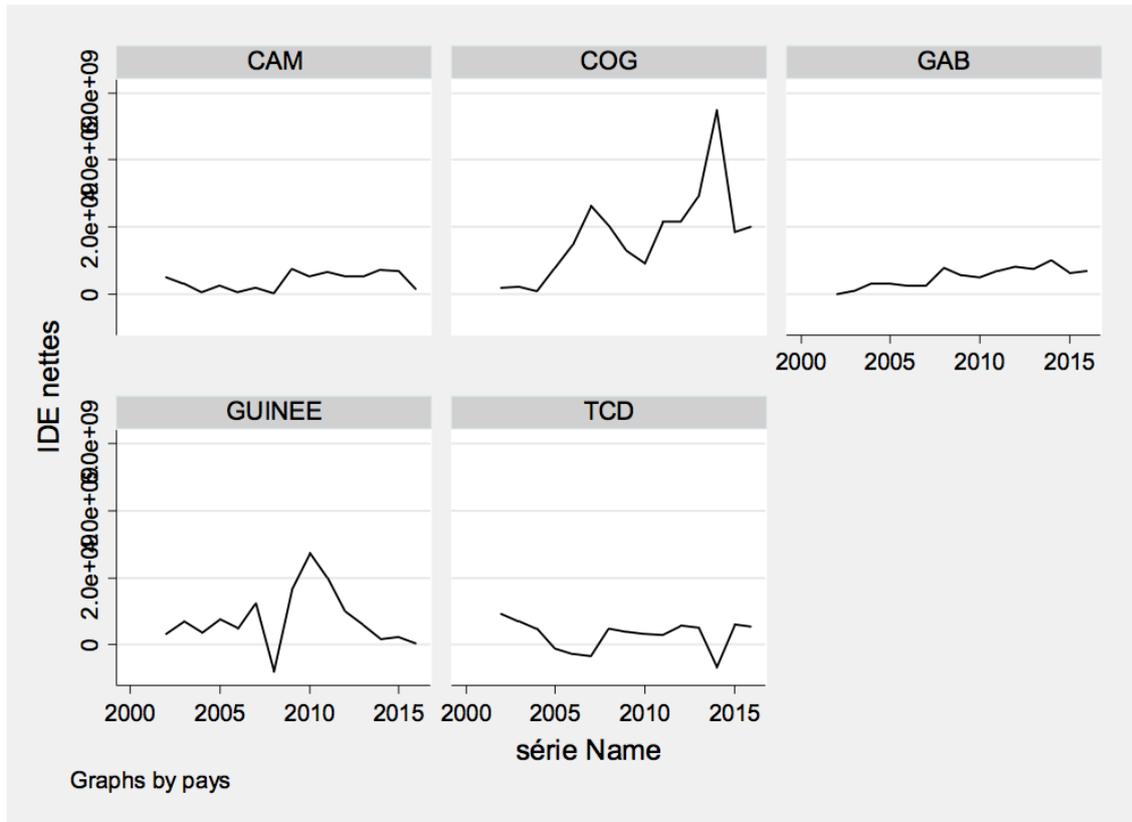
b) Modèles avec variables institutionnelles



A

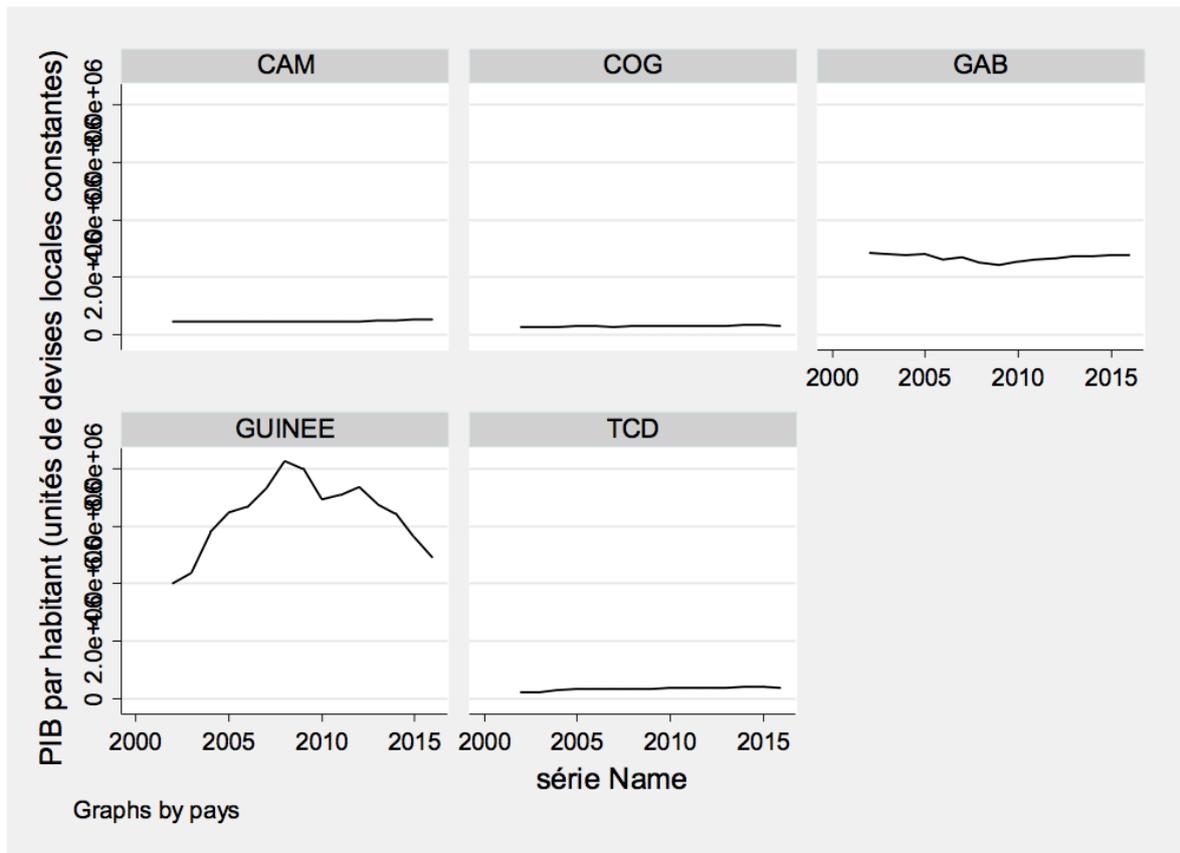


Graphique n°1



Sources : Auteur à partir des données de la banque mondiale

Graphique n°2



A/Stationnarité des variables

PIBrt

Panel unit root test: Summary
 Series: D(LPIBRT)
 Date: 12/26/17 Time: 16:25
 Sample: 2002 2016
 Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
 User-specified lags: 1
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
 Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross- sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-3.78514	0.0001	5	60
Breitung t-stat	-0.56636	0.2856	5	55
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-2.07261	0.0191	5	60
ADF - Fisher Chi-square	21.2442	0.0195	5	60
PP - Fisher Chi-square	26.7114	0.0029	5	65

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

IDE

Panel unit root test: Summary
 Series: D(IDE)
 Date: 12/26/17 Time: 16:20
 Sample: 2002 2016
 Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
 User-specified lags: 1
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
 Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross- sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-2.21703	0.0133	5	60
Breitung t-stat	0.04361	0.5174	5	55
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-1.45492	0.0728	5	60
ADF - Fisher Chi-square	17.0192	0.0739	5	60
PP - Fisher Chi-square	70.4071	0.0000	5	65

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

INVPUB

Panel unit root test: Summary
 Series: D(LINVPUB)
 Date: 12/26/17 Time: 16:22
 Sample: 2002 2016
 Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
 User-specified lags: 1
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
 Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross- sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	3.16000	0.9992	5	60
Breitung t-stat	2.00196	0.9774	5	55
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	1.02174	0.8465	5	60
ADF - Fisher Chi-square	6.84057	0.7404	5	60
PP - Fisher Chi-square	29.1239	0.0012	5	65

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

OUV

Panel unit root test: Summary
 Series: D(LOUV)
 Date: 12/26/17 Time: 16:23
 Sample: 2002 2016
 Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
 User-specified lags: 1
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
 Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross- sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	0.47125	0.6813	5	60
Breitung t-stat	-3.52853	0.0002	5	55
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-1.77879	0.0376	5	60
ADF - Fisher Chi-square	18.7764	0.0432	5	60
PP - Fisher Chi-square	67.9265	0.0000	5	65

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

CORRUP

Panel unit root test: Summary
 Series: D(CORRUP)
 Date: 12/26/17 Time: 16:19
 Sample: 2002 2016

Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
 User-specified lags: 1
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
 Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-3.01762	0.0013	5	60
Breitung t-stat	-1.45751	0.0725	5	55
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-1.54314	0.0614	5	60
ADF - Fisher Chi-square	17.7213	0.0599	5	60
PP - Fisher Chi-square	44.5118	0.0000	5	65

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

SP

Panel unit root test: Summary
 Series: D(SP)
 Date: 12/26/17 Time: 16:25
 Sample: 2002 2016
 Exogenous variables: Individual effects, individual linear trends
 User-specified lags: 1
 Newey-West automatic bandwidth selection and Bartlett kernel
 Balanced observations for each test

Method	Statistic	Prob.**	Cross-sections	Obs
Null: Unit root (assumes common unit root process)				
Levin, Lin & Chu t*	-4.70078	0.0000	5	60
Breitung t-stat	-2.51803	0.0059	5	55
Null: Unit root (assumes individual unit root process)				
Im, Pesaran and Shin W-stat	-2.40573	0.0081	5	60
ADF - Fisher Chi-square	23.3382	0.0096	5	60
PP - Fisher Chi-square	58.5945	0.0000	5	65

** Probabilities for Fisher tests are computed using an asymptotic Chi-square distribution. All other tests assume asymptotic normality.

B/Nombre de retard optimal

M₂

Selection order criteria
 Sample: 2006 - 2015
 No. of obs = 50
 No. of panels = 5
 Ave. no. of T = 10.000

lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.9047623	8.64e+44	0	8.64e+44	8.64e+44	8.64e+44
2	.9918779	5.41e+41	0	5.41e+41	5.41e+41	5.41e+41
3	.9950946	5.84e+41	0	5.84e+41	5.84e+41	5.84e+41

M₃

Selection order criteria
 Sample: 2006 - 2015
 No. of obs = 50
 No. of panels = 5
 Ave. no. of T = 10.000

lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.9996577	1.17e+32	0	1.17e+32	1.17e+32	1.17e+32
2	.9995755	5.00e+19	0	5.00e+19	5.00e+19	5.00e+19
3	.9996142	5.14e+19	0	5.14e+19	5.14e+19	5.14e+19

M₄

Selection order criteria
 Sample: 2006 - 2015
 No. of obs = 50
 No. of panels = 5
 Ave. no. of T = 10.000

lag	CD	J	J pvalue	MBIC	MAIC	MQIC
1	.9969829	8.91e+32	0	8.91e+32	8.91e+32	8.91e+32
2	.998276	7.45e+18	0	7.45e+18	7.45e+18	7.45e+18
3	.9986014	9.15e+18	0	9.15e+18	9.15e+18	9.15e+18

C/Résultats d'estimation

M₁

Panel vector autoregression

GMM Estimation

Final GMM Criterion Q(b) = 9.01e+28
 Initial weight matrix: Identity
 GMM weight matrix: Robust

No. of obs = 65
 No. of panels = 5
 Ave. no. of T = 13.000

		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lpibr						
	lpibr					
	L1.	-.2846707	2.45e-08	-1.2e+07	0.000	-.2846708 - .2846707
	ide					
	L1.	-1.06e-10	1.91e-18	-5.6e+07	0.000	-1.06e-10 -1.06e-10
	linvpub					
	L1.	-.02378	2.33e-09	-1.0e+07	0.000	-.02378 -.02378
ide						
	lpibr					
	L1.	1.30e+09	2.45e-08	5.3e+16	0.000	1.30e+09 1.30e+09
	ide					
	L1.	.4773565	1.91e-18	2.5e+17	0.000	.4773565 .4773565
	linvpub					
	L1.	-5.30e+07	2.33e-09	-2.3e+16	0.000	-5.30e+07 -5.30e+07
linvpub						
	lpibr					
	L1.	2.775277	2.45e-08	1.1e+08	0.000	2.775277 2.775277
	ide					
	L1.	-1.24e-10	1.91e-18	-6.5e+07	0.000	-1.24e-10 -1.24e-10
	linvpub					
	L1.	-.1804467	2.33e-09	-7.7e+07	0.000	-.1804467 -.1804467

Instruments : 1(1/4).(lpibr ide linvpub)

panel VAR-Granger causality Wald test
 Ho: Excluded variable does not Granger-cause Equation variable
 Ha: Excluded variable Granger-causes Equation variable

Equation \ Excluded	chi2	df	Prob > chi2
lpibr			
ide	.	0	.
linvpub	1.040e+14	1	0.000
ALL	1.040e+14	1	0.000
ide			
lpibr	2.824e+33	1	0.000
linvpub	5.163e+32	1	0.000
ALL	2.627e+34	2	0.000
linvpub			
lpibr	1.278e+16	1	0.000
ide	.	0	.
ALL	1.278e+16	1	0.000

Forecast-error variance decomposition

Response variable and Forecast horizon	Impulse variable		
	lpibr	ide	linvpub
lpibr			
0	0	0	0
1	1	0	0
2	.8472887	.1476438	.0050676
3	.8447112	.1478122	.0074765
4	.8450362	.1475015	.0074623
5	.8447352	.1477805	.0074843
6	.8447292	.1477808	.00749
7	.8447296	.1477804	.00749
8	.8447289	.1477811	.0074901
9	.8447288	.1477811	.0074901
10	.8447288	.1477811	.0074901
ide			
0	0	0	0
1	.0101931	.9898069	0
2	.0667895	.9315438	.0016667
3	.0663658	.9306893	.0029449
4	.0664011	.9306576	.0029413
5	.0665195	.9305394	.002941
6	.066519	.9305363	.0029446
7	.0665197	.9305357	.0029446
8	.06652	.9305354	.0029446
9	.06652	.9305354	.0029446
10	.06652	.9305354	.0029446
linvpub			
0	0	0	0
1	.088442	.0790193	.8325387
2	.3796886	.0711375	.549174
3	.3994353	.1290785	.4714862
4	.3988162	.1289948	.4721889
5	.3995385	.1288337	.4716278
6	.39957	.1289788	.4714513
7	.3995693	.128978	.4714526
8	.3995722	.1289776	.4714503
9	.3995721	.128978	.4714499
10	.3995722	.128978	.4714499

M₂

Panel vector autoregression

GMM Estimation

Final GMM Criterion Q(b) = 8.02e+30
 Initial weight matrix: Identity
 GMM weight matrix: Robust

No. of obs = 65
 No. of panels = 5
 Ave. no. of T = 13.000

		Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lpibr						
	lpibr					
	L1.	-.6547767	1.33e-08	-4.9e+07	0.000	-.6547767 - .6547766
	ide					
	L1.	-1.24e-10	7.76e-19	-1.6e+08	0.000	-1.24e-10 -1.24e-10
	louw					
	L1.	-.2810131	2.81e-08	-1.0e+07	0.000	-.2810131 - .281013
ide						
	lpibr					
	L1.	7.67e+08	1.33e-08	5.8e+16	0.000	7.67e+08 7.67e+08
	ide					
	L1.	.4377079	7.76e-19	5.6e+17	0.000	.4377079 .4377079
	louw					
	L1.	2.18e+07	2.81e-08	7.7e+14	0.000	2.18e+07 2.18e+07
louw						
	lpibr					
	L1.	-1.057295	1.33e-08	-7.9e+07	0.000	-1.057295 -1.057295
	ide					
	L1.	-9.91e-11	7.76e-19	-1.3e+08	0.000	-9.91e-11 -9.91e-11
	louw					
	L1.	.7357165	2.81e-08	2.6e+07	0.000	.7357165 .7357166

Instruments : 1(1/4).(lpibr ide louv)

panel VAR-Granger causality Wald test

H0: Excluded variable does not Granger-cause Equation variable
 Ha: Excluded variable Granger-causes Equation variable

Equation \ Excluded	chi2	df	Prob > chi2
lpibr			
ide	.	0	.
louw	9.968e+13	1	0.000
ALL	9.968e+13	1	0.000
ide			
lpibr	3.310e+33	1	0.000
louw	5.989e+29	1	0.000
ALL	2.576e+34	2	0.000
louw			
lpibr	6.294e+15	1	0.000
ide	.	0	.
ALL	6.294e+15	1	0.000

. pvarfevd

Forecast-error variance decomposition

Response variable and Forecast horizon	Impulse variable		
	lpibr	ide	low

lpibr			
0	0	0	0
1	1	0	0
2	.8910099	.0889324	.0200577
3	.8945941	.0887296	.0166763
4	.8877249	.0902622	.022013
5	.8864622	.0922976	.0212403
6	.8840939	.0917932	.0241129
7	.8830101	.092753	.0242369
8	.881633	.0923503	.0260167
9	.8808124	.0927628	.0264248
10	.8798921	.0925183	.0275897

ide			
0	0	0	0
1	6.43e-06	.9999936	0
2	.0408276	.9591568	.0000157
3	.0471617	.951646	.0011924
4	.0539767	.9446172	.001406
5	.0571303	.9405219	.0023479
6	.0590642	.938297	.0026388
7	.0601811	.9365573	.0032616
8	.0607829	.9356866	.0035304
9	.0611555	.9348985	.003946
10	.0613406	.9344887	.0041707

low			
0	0	0	0
1	.5015287	.0019606	.4965107
2	.4660718	.0844495	.4494786
3	.4377548	.0644201	.4978251
4	.4123714	.0751138	.5125148
5	.3909054	.0671914	.5419033
6	.3723409	.0702839	.5573751
7	.3571303	.0664665	.5764033
8	.3441522	.0674341	.5884138
9	.3335839	.0654369	.6009792
10	.3246169	.0656624	.6097208

M₃

Panel vector autoregression

GMM Estimation

Final GMM Criterion Q(b) = 8.46e+29

Initial weight matrix: Identity

GMM weight matrix: Robust

No. of obs = 65
 No. of panels = 5
 Ave. no. of T = 13.000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lpibr					
lpibr					
L1.	-.2715656	2.21e-08	-1.2e+07	0.000	-.2715656 - .2715655
ide					
L1.	-1.06e-10	1.72e-18	-6.2e+07	0.000	-1.06e-10 -1.06e-10
corrup					
L1.	.2617732	2.18e-08	1.2e+07	0.000	.2617732 .2617733
ide					
lpibr					
L1.	1.22e+09	2.21e-08	5.5e+16	0.000	1.22e+09 1.22e+09
ide					
L1.	.4709129	1.72e-18	2.7e+17	0.000	.4709129 .4709129
corrup					
L1.	4.71e+08	2.18e-08	2.2e+16	0.000	4.71e+08 4.71e+08
corrup					
lpibr					
L1.	-.3406385	2.21e-08	-1.5e+07	0.000	-.3406386 -.3406385
ide					
L1.	-4.33e-11	1.72e-18	-2.5e+07	0.000	-4.33e-11 -4.33e-11
corrup					
L1.	.9990645	2.18e-08	4.6e+07	0.000	.9990645 .9990645

Instruments : 1(1/4).(lpibr ide corrup)

panel VAR-Granger causality Wald test

H0: Excluded variable does not Granger-cause Equation variable

Ha: Excluded variable Granger-causes Equation variable

Equation \ Excluded	chi2	df	Prob > chi2
lpibr			
ide	.	0	.
corrup	1.441e+14	1	0.000
ALL	1.441e+14	1	0.000
ide			
lpibr	3.072e+33	1	0.000
corrup	4.672e+32	1	0.000
ALL	2.622e+34	2	0.000
corrup			
lpibr	2.383e+14	1	0.000
ide	.	0	.
ALL	2.383e+14	1	0.000

Forecast-error variance decomposition

Response variable and Forecast horizon	Impulse variable		
	lpibr	ide	corrup

lpibr			
0	0	0	0
1	1	0	0
2	.8433653	.142002	.0146328
3	.8295236	.1520115	.0184665
4	.8278617	.1521229	.0200155
5	.8269717	.1519653	.0210663
6	.8262573	.1518309	.0219118
7	.8256634	.1517236	.0226113
8	.8251737	.1516367	.0231896
9	.8247717	.1515656	.0236626
10	.8244421	.1515073	.0240506

ide			
0	0	0	0
1	.0123645	.9876355	0
2	.0834265	.9138182	.0027552
3	.0939283	.8910445	.0150272
4	.0948077	.8769031	.0282892
5	.094761	.8659782	.0392609
6	.0947063	.8572668	.048027
7	.0946817	.8502524	.0550658
8	.0946676	.8445811	.0607513
9	.094657	.8399828	.0653602
10	.0946484	.8362463	.0691052

corrup			
0	0	0	0
1	.4599884	.0002803	.5397314
2	.3082416	.032573	.6591853
3	.2542059	.0347911	.7110031
4	.2283774	.0333351	.7382874
5	.2131149	.0320838	.7548013
6	.2029946	.0312306	.7657748
7	.195874	.0306372	.7734888
8	.1906789	.0302067	.7791144
9	.1867893	.0298848	.7833259
10	.1838201	.0296391	.7865409

M₄

Panel vector autoregression

GMM Estimation

Final GMM Criterion Q(b) = 1.77e+29
 Initial weight matrix: Identity
 GMM weight matrix: Robust

No. of obs = 65
 No. of panels = 5
 Ave. no. of T = 13.000

	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lpibr					
lpibr					
L1.	-.4548135	1.11e-08	-4.1e+07	0.000	-.4548135 - .4548135
ide					
L1.	-1.13e-10	1.67e-18	-6.8e+07	0.000	-1.13e-10 -1.13e-10
sp					
L1.	.032386	4.30e-09	7.5e+06	0.000	.032386 .0323861
ide					
lpibr					
L1.	9.84e+08	1.11e-08	8.9e+16	0.000	9.84e+08 9.84e+08
ide					
L1.	.471278	1.67e-18	2.8e+17	0.000	.471278 .471278
sp					
L1.	9.72e+07	4.30e-09	2.3e+16	0.000	9.72e+07 9.72e+07
sp					
lpibr					
L1.	-2.723509	1.11e-08	-2.5e+08	0.000	-2.723509 -2.723509
ide					
L1.	-2.76e-10	1.67e-18	-1.7e+08	0.000	-2.76e-10 -2.76e-10
sp					
L1.	.3338079	4.30e-09	7.8e+07	0.000	.3338079 .3338079

Instruments : 1(1/4).(lpibr ide sp)
 panel VAR-Granger causality Wald test
 Ho: Excluded variable does not Granger-cause Equation variable
 Ha: Excluded variable Granger-causes Equation variable

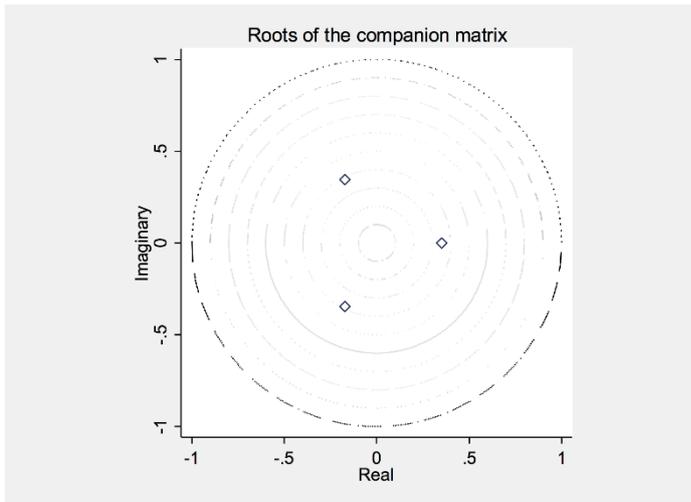
Equation \ Excluded	chi2	df	Prob > chi2
lpibr	ide	. 0	.
	sp	5.669e+13	1 0.000
	ALL	5.669e+13	1 0.000
ide	lpibr	7.877e+33	1 0.000
	sp	5.107e+32	1 0.000
	ALL	2.627e+34	2 0.000
sp	lpibr	6.037e+16	1 0.000
	ide	.	0 .
	ALL	6.037e+16	1 0.000

Forecast-error variance decomposition

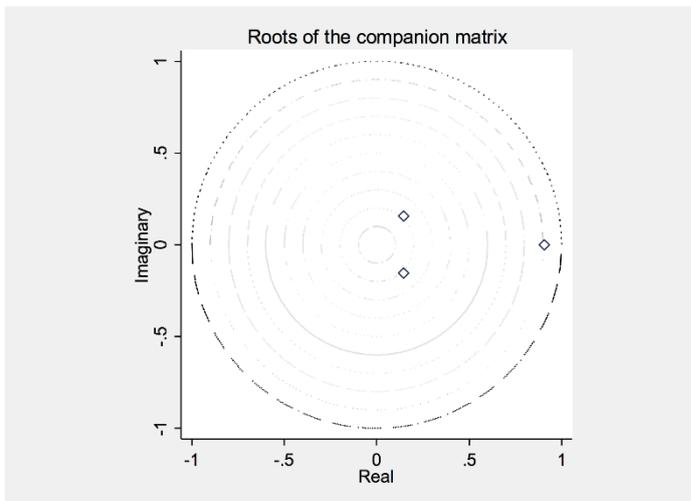
Response variable and Forecast horizon	Impulse variable		
	lpibr	ide	sp
lpibr			
0	0	0	0
1	1	0	0
2	.8713897	.127345	.0012653
3	.8698829	.128587	.0015301
4	.8698177	.1286122	.0015701
5	.8697649	.1286632	.0015718
6	.8697559	.1286719	.0015722
7	.8697547	.128673	.0015723
8	.8697545	.1286732	.0015723
9	.8697545	.1286732	.0015723
10	.8697545	.1286732	.0015723
ide			
0	0	0	0
1	.014129	.985871	0
2	.0691021	.9300746	.0008232
3	.0685963	.9295383	.0018654
4	.0685563	.9294635	.0019801
5	.0685359	.9294709	.0019931
6	.0685328	.9294715	.0019957
7	.0685323	.9294716	.0019961
8	.0685322	.9294717	.0019962
9	.0685322	.9294717	.0019962
10	.0685322	.9294717	.0019962
sp			
0	0	0	0
1	.781028	.0132833	.2056887
2	.7757522	.0782462	.1460016
3	.7693679	.0858325	.1447996
4	.7683682	.087098	.1445338
5	.7683185	.0871476	.1445339
6	.7683089	.087158	.1445331
7	.7683067	.0871606	.1445328
8	.7683064	.0871609	.1445327
9	.7683063	.087161	.1445327
10	.7683063	.087161	.1445327

D/Tests de validité des modèles retenus

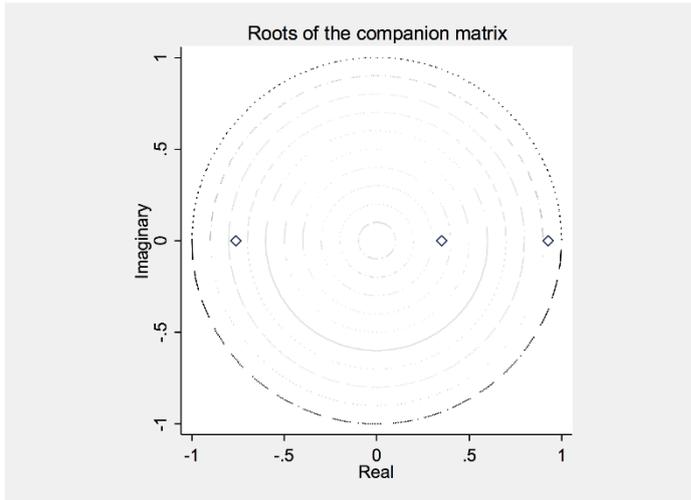
M₁



M₂



M₃



M_4

