



Munich Personal RePEc Archive

Intraregional openness and dynamics of outgoing growth

Katuala, Hénock

Université protestante au congo

28 February 2020

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/99589/>
MPRA Paper No. 99589, posted 12 Apr 2020 02:18 UTC

Ouverture intra-régionale et Dynamique de la croissance extravertie*

Hénock Katuala Muanza[†]
Février 2020

Résumé

Il est largement admis que le commerce extérieur est un déterminant important de la croissance. Toutefois, les recherches empiriques sur le lien entre l'ouverture économique intra-régionale et la croissance économique sont limitées, en particulier dans le contexte de l'Afrique Centrale. En sus, des études récentes ont été présentées dans les travaux d'Edwards (1989) et (1993) et ont conclu généralement à un lien étroit entre l'ouverture et la croissance économique dans les pays en transition. En utilisant le modèle de panel dynamique proposé par Arellano et Bond (1991), cet article vise à vérifier la validité de ces résultats dans le contexte des pays membres de la Communauté économique des Pays des Grands Lacs (CEPGL) durant la période 2002-2018. Nos résultats suggèrent que l'ouverture économique exerce une influence positive sur la croissance économique. Les estimations économétriques réalisées attestent également cette prédiction. Après quelques analyses supplémentaires de robustesse, ces résultats restent statistiquement significatifs peu importe le cadre conjoncturel. Cela nous conduit, *in fine*, à développer le concept de *Croissance extravertie*.

Mots-clés : Croissance extravertie, Ouverture intra-régional, modèle dynamique, CEPGL
Classification JEL : O47, F18, C33, F15

Abstract (*Title: Intraregional Openness and Dynamics of outgoing growth*)

It is widely argued that foreign trade is an important determinant of growth. However, empirical research on the link between economic Intraregional openness and economic growth are limited, especially in the context of Central Africa. In addition, recent studies were presented in the work of Edwards (1989) and (1993) and generally conclude that close link between openness and economic growth in countries in transition. Using a dynamic panel model proposed by Arellano and Bond (1991), this article aims to verify the validity of these results in the context of the members countries of the Economic Community of Great Lakes (CECGL) during the period 2002-2018. Our results suggest that international trade influenced positive on economic growth. Econometric estimates made also attesting to this prediction. After some analysis additional robustness these results remain statistically significant. This ultimately leads us to develop the concept of *extraverted growth*.

Keywords: extraverted growth, Intra-regional Openness, Dynamic Model, CECGL.
JEL classification : O47, F18, C33, F15

* L'auteur précise que la thématique s'est basé sur le travail de Abdouni Abdeljabbar et Saïd Hanchane 2003. Il est le seul responsable des éventuelles erreurs et insuffisances dans ce papier.

[†] Étudiant à l'Université Protestante au Congo, RDC. Département des sciences économiques. Option : Économie mathématique. Courriel : katualahenock@gmail.com. Tél : +243828651114.

1. Introduction

Pour rembourser la dette et amorcer une croissance et un développement durable, plusieurs pays en voie de développement ont adopté, sous l'égide des organisations internationales comme le FMI et la Banque Mondiale, une politique d'ouverture à partir du début des années quatre-vingt dans le cadre des programmes d'ajustement structurel, *des accords du GATT (et de l'OMC récemment) et des accords régionaux*. La principale question que l'on se pose dans ce travail est de savoir quel est l'impact de cette politique d'ouverture sur la croissance de ces pays ?

Les travaux théoriques qui ont étudié cette question proposent des modèles fondés sur l'apprentissage par la pratique. Ils montrent que l'ouverture commerciale, dans ces pays, a un impact négatif sur leur croissance économique et préconisent une politique protectionniste, au moins temporairement, pour protéger l'industrie dans l'enfance. En revanche, les modèles qui ont traité cette question pour les pays développés sont fondés sur l'innovation à la Römer (1990). Ils montrent un impact positif de l'ouverture sur la croissance.

Quant aux travaux empiriques, ils montrent un effet positif de l'ouverture sur la croissance des pays. Cependant, ces travaux se heurtent à plusieurs limites liées essentiellement aux méthodes économétriques utilisées et aux choix des indicateurs qui représentent l'ouverture. L'objectif de ce travail est de tester empiriquement l'impact de cette politique d'ouverture sur la croissance économique des pays en voie de développement tout en cherchant à surmonter ses limites.

Après une première section dans laquelle nous présentons une revue de la littérature sur la relation ouverture - croissance, nous proposons, dans la deuxième section, des tests empiriques sur un Panel de 3 pays de la CEPGL entre 2002 et 2018. Nous spécifions pour cela un modèle dynamique, qui n'a jamais été étudié dans la littérature, que nous estimons par différentes méthodes, notamment par la Méthode des Moments Généralisées. Par ailleurs, nous nous démarquons de la littérature précédente sur ce sujet dans le choix des indicateurs retenus traditionnellement pour mesurer l'ouverture.

2. Théories

2.1. Les travaux théoriques

L'importance de l'ouverture pour un pays a été mentionnée dès le 197^{ème} par David Ricardo. Ainsi, dans sa théorie de l'avantage comparatif, l'auteur a montré que l'ouverture permet, dès lors que les coûts relatifs de production sont différents, une réorientation des ressources rares vers les secteurs les plus efficaces et une amélioration du bien-être de la population. Le prolongement de cette théorie par celle de « **HOS**³ » a confirmé ces gains et en a rajouté d'autres liés à la rémunération des facteurs de production. Cependant, ces théories traditionnelles ne peuvent pas expliquer les échanges entre des pays identiques, les échanges intra-branche et négligent le rôle des firmes multinationales.

³ Le Modèle *Heckscher-Ohlin-Samuelson* est le « modèle standard » de la théorie du commerce international fondé sur l'avantage comparatif de David Ricardo. Il vise à expliquer la présence d'échanges internationaux par les différences de dotations en facteurs de production de chaque pays. Les auteurs entendent prouver la supériorité du libre-échange et les bénéfices de la spécialisation.

Ces questions trouvent des éléments de réponse dans le cadre de la nouvelle théorie du commerce international qui se fonde sur les principes de la concurrence imparfaite et des rendements d'échelle. En revanche, les gains de l'ouverture dans les deux théories sont jugés statiques. Des gains dynamiques, s'ils existent, sont à rechercher dans la théorie de la croissance.

Jusqu'à la fin des années 80, la théorie de la croissance ne pouvait répondre à de telles questions puisque selon l'analyse traditionnelle issue du modèle de *Solow (1956)*, la croissance n'était expliquée que par des facteurs exogènes, ce qui ne laissait pas de place à un raisonnement en termes de politiques commerciales.

A partir des années 90, il est devenu possible de faire une fusion entre la théorie de la croissance endogène et la nouvelle théorie du commerce international puisque toutes les deux se fondent sur les principes des rendements croissants et de la concurrence imparfaite. Ces deux principes permettent d'expliquer, d'une part, l'importance du commerce intra-branche dans les échanges internationaux et d'autre part, l'innovation et la croissance : les entrepreneurs créent de nouveaux produits ou améliorent les produits existants afin de pouvoir disposer ensuite des flux de profits de monopoles. Cette fusion a permis donc d'envisager une croissance en économie ouverte. En effet, les théories de croissance endogène offrent un cadre propice à l'élaboration des modèles en économie ouverte, dans lesquels il est possible de mettre en évidence l'existence d'effets de long terme via le progrès technique et le transfert de technologie. Alors, l'ouverture peut accroître le rythme d'accumulation du capital et peut, par conséquent, changer le sentier de croissance.

Une littérature théorique abondante s'est développée étudiant la relation ouverture-croissance économique. Cependant, cette question a reçu des réponses différentes selon la structure des modèles, l'origine de la croissance, les dotations et les conditions initiales des pays ou encore selon que les connaissances technologiques sont communes à tous les pays ou qu'elles sont purement nationales.

En effet, dans les modèles de croissance avec apprentissage par la pratique, des auteurs comme Krugman (1987), Lucas (1988), Young (1991), ont montré que la situation initiale d'un pays détermine la nature de sa spécialisation dans le long terme et par conséquent son taux de croissance après l'ouverture. Cette dernière conduit alors à une mauvaise spécialisation d'une petite économie et peut l'enfoncer dans le sous-développement. Ces auteurs préconisent des politiques commerciales protectionnistes au moins temporairement pour protéger les industries dans l'enfance.

Contrairement à ces travaux qui encouragent des politiques protectionnistes, D'autres travaux comme ceux Rivera-Batiz et Romer (1991a), (1991b), Grossman et Helpman (1990a), (1990b), (1991a), (1991b), (1991c), (1991d), (1991e), Feenstra (1990), qui considèrent l'innovation comme source de croissance encouragent une politique d'ouverture. En effet, ces auteurs ont montré que l'intégration complète de deux pays identiques permet de doubler leurs taux de croissance par rapport à ceux de l'autarcie. Par ailleurs, des tarifs douaniers réciproques agissent négativement sur la croissance dans la mesure où ils ne font qu'encourager l'activité d'imitation. Cette dernière occupe une partie du capital humain, qui aurait dû être consacré à la R&D, et diminue par conséquent le taux de croissance économique.

Par ailleurs, ces auteurs ont étudié, dans le cadre de deux économies deux développés et identiques, le cas de l'intégration partielle : échange de connaissances technologiques ou de biens. Dans le premier cas, Grossman et Helpman (1991e) montrent qu'en l'absence de relations commerciales entre les pays, des opérations parallèles de R&D peuvent avoir lieu dans les deux pays et il peut y avoir des chevauchements entre les gammes de produits fabriqués dans les deux pays. Le commerce permet par le biais de la concurrence entre les firmes l'élimination de tous ces phénomènes.

Dans le second cas, Rivera-Batiz et Romer (1991b) ont montré que le taux de croissance ne varie pas et reste à son niveau de l'autarcie. Cependant Feenstra (1990) ainsi que Grossman et Helpman (1991e) ont montré qu'il existe deux effets de sens opposés de l'ouverture sur la croissance. D'une part, du fait de l'ouverture des frontières, chaque firme bénéficie d'un marché plus vaste et a une incitation plus forte à investir. D'autre part, le nombre de concurrents augmente et cette intensification de la concurrence réduit les incitations à innover. Lorsque les deux pays ont la même taille, ces deux effets s'annulent, un doublement du marché est exactement compensé par un doublement du nombre de concurrents. Lorsqu'ils sont de taille inégales, le petit pays innove moins rapidement à long terme en situation de libre échange qu'en situation d'autarcie alors que rien n'est changé pour le grand pays.

Le troisième cas à considérer est celui où il y a simultanément échange de connaissances et de biens. Rivera-Batiz et Romer (1991b) ont montré que dans ce cas le taux de croissance est en permanence plus élevé et on retrouve les mêmes résultats que dans le cas de l'intégration complète.

Aubin (1994) prolonge les travaux de Rivera-Batiz et Romer (1991a) et (1991b) et montre que les gains de l'ouverture en termes de croissance sont beaucoup plus importants lorsqu'il existe une coordination des politiques économiques entre les pays. C'est à dire une intervention publique recherchant l'optimum non pas dans le cadre des économies prises séparément mais dans le cadre de l'union de ces économies. Dans ce sens, l'intégration des marchés ne suffit pas pour obtenir une croissance optimale et doit être accompagnée d'une intégration des politiques économiques.

En résumé, les travaux théoriques n'ont pas réussi à trancher sur un effet favorable ou défavorable de l'ouverture sur la croissance économique. Les résultats de chaque modèle dépendent fortement de sa structure et de ses hypothèses. Les travaux empiriques, par contre, aboutissent à des résultats homogènes et précisant un effet positif de l'ouverture sur la croissance. *Cependant, la robustesse de ces travaux est remise en cause si on examine les indicateurs retenus pour mesurer l'ouverture et, plus particulièrement, les méthodes économétriques utilisées qui ne contrôlent pas de façon rigoureuse l'hétérogénéité non observée.*

2.2. Les travaux empiriques

Les travaux empiriques publiés au cours des années 70 ont utilisé principalement des régressions en coupe transversale sur un ensemble de pays. Ils utilisent souvent des coefficients de corrélation simple entre la croissance des exportations et le PIB ou des coefficients de corrélation entre, d'une part, un ensemble d'indices représentant l'ouverture ou les politiques commerciales des pays et, d'autre part, la croissance à long terme. Ces études

ont été présentées dans les travaux d'Edwards (1989) et (1993) et ont conclu généralement à un lien étroit entre l'ouverture et la croissance économique.

L'apparition de la nouvelle théorie du commerce international et la théorie de la croissance endogène a conduit à concentrer les recherches empiriques sur les canaux par lesquelles l'ouverture peut influencer le taux de croissance. En générale, l'effet de l'ouverture sur la croissance passe par trois voies : la formation du capital physique (croissance tirée par l'investissement et induite par l'ouverture), du capital humain (croissance tirée par les compétences et induite par l'ouverture) et du savoir (croissance tirée par la technologie et induite par l'ouverture).

Dans ce cadre, une bonne manière d'évaluer un impact (indirect) de l'ouverture sur la croissance consiste à établir un modèle à équations simultanées. Jusqu'à aujourd'hui, ce modèle n'a jamais été réalisé. Cependant, certains auteurs comme Baldwin et Seghezza (1996) ont trouvé, en réalisant une estimation en trois étapes (3SLS) sur des données en coupe transversale et en estimant des équations séparées⁴, une croissance tirée par l'investissement et induite par l'ouverture. Ce résultat a été confirmé par celui de Lee (1993) et (1994) en deux étapes (2SLS).

D'autres travaux ont été réalisés au moyen de techniques de cointégration et ont montré une croissance tirée par la technologie et induite par l'ouverture. En effet, Coe et Moghadam (1993) jugent que les échanges et le capital au sens large sont responsables de la quasi-totalité de la croissance enregistrée par l'économie française depuis vingt ans. Dans le même sens, D. Coe, Hoffmaister et E. Helpman (1995) ont trouvé, sur un échantillon de 22 pays industriels, que la PGF d'un pays dépend non seulement de son propre stock de capital en R&D mais aussi de celui de ses partenaires commerciaux. Par ailleurs, ils ont montré que l'effet positif de la R&D étrangère sur la PGF⁵ d'un pays donné dépend de son degré d'ouverture. R. Brecher, C. Ehsan et S. Lawrence (1996) ont cherché à montrer le lien entre l'externalité de la R&D et la PGF de la croissance économique des secteurs au Canada et aux Etats-Unis. Ils ont montré qu'entre 1961 et 1991, l'effet de la R&D développée aux Etats-Unis sur la productivité canadienne tend à être au moins aussi fort que l'effet sur la productivité des Etats-Unis.

Harrison (1996) revient sur les définitions possibles des indicateurs d'ouverture. Il utilise sept indicateurs rencontrés souvent dans la littérature et trouve, en réalisant des estimations OLS, souvent une relation positive entre ces indicateurs et la croissance économique. Dans un deuxième temps, l'auteur regroupe les analyses sur la causalité de la relation entre la croissance du PIB et l'évolution des exportations et /ou des importations. Les conclusions de cette étude sont mitigées et ne permettent pas d'affirmer que cette relation joue dans un seul sens.

Lant Pritchett (1996) a regroupé plusieurs indicateurs qui ont été souvent rencontrés dans la littérature. Il a étudié la corrélation entre ces indicateurs et a trouvé que la plupart ne sont pas corrélés entre eux. L'explication présentée est que chacun de ces indicateurs n'exprime qu'une partie du concept d'ouverture. Ils sont ainsi incomplets et ne permettent pas de synthétiser globalement une politique commerciale tournée vers l'extérieur.

⁴ Dans un premier temps, il considère l'investissement comme variable exogène à côté de la variable représentant l'ouverture et il l'endogénéise, dans un deuxième temps, pour l'expliquer par l'ouverture.

⁵ Cette abréviation signifie « *la productivité globale des facteurs* »

En résumé, les travaux empiriques étudiant la relation ouverture-croissance économique ont souvent abouti, contrairement aux travaux théoriques, à des résultats homogènes précisant un effet positif de l'ouverture sur la croissance. Cependant, ces travaux laissent un sentiment d'insatisfaction lié aux indicateurs retenus pour mesurer l'ouverture et notamment aux méthodes économétriques utilisées qui ne permettent pas de contrôler de façon rigoureuse les biais liés à l'hétérogénéité individuelle. Dans la section suivante, nous allons chercher à surmonter ces problèmes en estimant un modèle dynamique.

3. Mécanisme

Dans cette section, nous allons étudier un modèle de croissance sur un panel 3 pays de la CEPGL entre 2002 et 2018. Pour une meilleure identification des paramètres d'intérêt et une plus grande robustesse de nos résultats, nous nous distinguons des travaux que nous avons présentés dans la revue de la littérature sur deux principaux points :

- (1) Nous spécifions un modèle dynamique en faisant appel à des méthodes d'estimation appropriées censées identifier séparément, et de manière rigoureuse, entre la composante structurelle des variables et la composante qui renvoie à l'hétérogénéité non observée.
- (2) Partant des conclusions de Pritchett (1996) et Harisson (1996), montrant que les exportations ou le régime commercial représenté par les barrières tarifaires et non tarifaires ne représentent qu'imparfaitement la politique d'ouverture d'un pays et cherchant à éviter tout biais de variables omises, nous tentons d'identifier quatre mesures de l'ouverture. Il s'agit des exportations, des importations en provenance des pays pauvres et des pays riches, de l'investissement direct étranger et d'une externalité de la technologie étrangère.

Ces mesures seront définies en détail dans le paragraphe suivant avant d'exposer la méthode d'estimation et les principaux résultats.

3.1. Variables et Donnée

3.1.1. La variable endogène : la productivité globale des facteurs

La productivité globale des facteurs (PGF) mesure la fraction de la croissance de l'output (généralement le PIB) non imputable à la croissance du volume des facteurs de production (généralement le capital physique et le travail). Solow (1956) a apporté une formalisation théorique pour la mesure de la PGF. Ainsi, les possibilités de production sont supposées être représentées par une fonction de production globale avec un progrès technique neutre au sens de Hicks. Ce progrès technique est supposé exogène et sans coûts.

$$Y = A F(K, L) \tag{1}$$

Où Y représente la production, K est le capital, L⁶ est le travail et A le progrès technique ou la PGF.

⁶ Nous l'estimons à travers les données WDI de la banque mondiale sur la force du travail rapportée au total de la population tenant compte des conclusions de Solow (1951).

Pour le calcul de la PGF de notre échantillon, nous utilisons, comme chez Coe, Helpman et Hoffmaister (1995)⁷, une fonction Cobb-Douglas qui s'écrit sous la forme suivante :

$$PGF = \frac{Y}{K^\beta L^{1-\beta}} \quad (2)$$

Où β représente la part du capital⁸ dans la rémunération des facteurs⁹.

3.1.2. Les variables explicatives

(1) Les variables relatives au commerce international : *Exportations, importations et externalité de R&D*

Pour bien capter les effets du commerce intra-régional sur la croissance économique des pays en développement, nous prenons en considération ses deux principaux axes : les exportations et les importations. Nous les exprimons en leurs taux de croissance respectivement TXEX et TXIM.

En l'absence de dépenses en R&D domestiques, les importations auprès des pays membres de la région CEPGL constituent des « proxy » des transferts de technologies et des connaissances pour les pays importateurs¹⁰.

Partant de là, nous définissons la variable représentant l'externalité intra-régionale de R&D, calculée en taux de croissance "TXE_{it}^{R&D}", des pays intégrés¹¹ vers les autres membres comme suit :

$$TXE_{it}^{R\&D} = \sum_{d=1}^2 m_{itd} * \left(\frac{R\&D}{PIB} \right)_{td} \quad (3)$$

Où m_{itd} est le ratio entre les importations et le nombre d'entrepreneurs individuels d'un pays intégré (i) auprès d'un membre (d) pendant l'année (t) et $\left(\frac{R\&D}{PIB} \right)_{td}$ est le ratio du stock de R&D¹² de chaque pays intégré sur son PIB.

⁷ Ces auteurs considèrent que la PGF est le meilleur indicateur de progrès technique d'une nation.

⁸ Nous calculons le stock de capital physique en utilisant la loi du mouvement de capital. Ainsi, le stock du capital physique "K" de l'année "t" est égal à son stock en "t-1" ajusté d'un taux de dépréciation plus l'investissement "I" en t. $K_t = K_{t-1} + I_t - \delta K_{t-1}$

Où I_t est la formation brute du capital fixe (FBCF) et δ (= 7% voir Benhabib et Spiegel (1994)) est le taux de dépréciation. Le stock de capital physique initial K_0 est égal à l'investissement initial I_0 divisé par la somme du taux de croissance annuel g de l'investissement I_t et du taux de dépréciation δ du capital physique :

$$K_0 = I_0 / (g + \delta)$$

⁹ $\beta = 0.4$, voir Coe, Helpman et Hoffmaister (1996)

¹⁰ Bien qu'il y ait d'autres canaux qui permettent le transfert de technologies étrangères comme les IDE, la collaboration internationale en R&D, les publications scientifiques et techniques et la mobilité internationale du capital humain.

¹¹ Sous l'hypothèse de libre circulation des biens et services, nous supposons que les importations des uns constituent les importations des autres au sein de l'intégration.

3.1.2.2. L'investissement direct étranger (IDE)

Plusieurs économistes Feder (1983), Harisson (1996) et Edwards (1998), utilisent les exportations ou alternativement les importations pour mesurer l'effet de l'ouverture sur la croissance économique. Or, l'ouverture d'un pays ne se limite pas à ses échanges internationaux. Elle se caractérise aussi par sa capacité d'accueil des firmes multinationales étrangères en accordant des avantages notamment fiscaux et administratifs. Ces firmes peuvent améliorer l'efficacité globale d'une économie via la disponibilité des connaissances technologiques et organisationnelles transférables au reste de l'économie. Ainsi, pour tenir compte de l'ensemble des canaux par lesquels l'ouverture peut affecter la croissance économique, il nous paraît nécessaire de rajouter les IDE dans notre équation de croissance. Leur effet positif a été démontré par plusieurs auteurs comme Borensztein, De Gregorio et Lee (1995) par exemple. Cette variable sera représentée par le taux de croissance du flux net de l'investissement direct étranger "TXIDE_{it}".

3.1.2.3. Le capital humain

Certains travaux, comme ceux de Coe, Helpman et Hoffmaister (1996), Levin et Raut (1992), Edwards (1992), suggèrent que pour tirer profit de l'ouverture, les pays en voie de développement doivent être dotés d'une main d'œuvre qualifiée, c'est à dire d'un capital humain capable d'assimiler la technologie étrangère. En se basant sur le travail de Mankiw, Romer et Weil (1992), nous utilisons le taux de croissance du taux brut de scolarisation secondaire (TXKH_{it}) comme proxy du capital humain¹³.

3.2. De la stationnarité

L'un de ces tests dit test de stationnarité ou de racine unitaire a pour objectif d'étudier les caractéristiques stochastiques des séries sous étude c'est-à-dire leur espérance mathématique et leur variance. Si ces caractéristiques, c'est-à-dire son espérance et sa variance, se trouvent modifiées dans le temps, la série est considérée comme non stationnaire ; dans le cas d'un processus stochastique invariant, la série temporelle est alors stationnaire¹⁴.

Pour faire le test de stationnarité, nous avons fait recours au test de Levin, chu et Li (2002), étant donné son aspect plus adapté pour les données en panel. Contrairement aux autres tests de stationnarité, celui-ci utilise la structure générale utilisée par plusieurs tests de panel de racine unitaire (Baltagi, 2005, p. 240).

Elle est donnée par :

$$\Delta Y_{it} = \rho_i Y_{it-1} + \sum_{L=1}^{P_i} \gamma_{iL} \Delta Y_{it-L} + \delta_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it}, \quad m = 1,2,3. \quad (1)$$

¹² Le stock de R&D est l'ensemble des dépenses intérieures en R&D pour mesurer l'investissement en R&D.

¹³ Bien que l'utilisation de cet indicateur soit contestée dans la littérature, il donne néanmoins une mesure de l'effort consenti par un pays pour améliorer son stock de capital humain.

¹⁴ En d'autres termes, une série stationnaire est donc celle pour laquelle la moyenne et la variance oscillent autour des fluctuations d'amplitude constante.

Avec, ΔY_t dénote la variation en Y à la période t, Y est la variable dépendant à la période t (dont on test la stationnarité) ; ρ_i et γ_{ij} et δ_{mi} sont les paramètres à estimer ; m est les nombre de modèle suivant chaque étape nécessaire pour implémenter ce test ; d_{it} représentant les composants déterministes et ε_{it} le terme d'erreur.

Le test LLC retient les hypothèses suivantes :

$$\begin{cases} H_0 & : \rho_i = 1 \\ H_1 & : -1 < \rho_i < 1 \end{cases} \quad i = 1, \dots, N$$

3.3. Les modèles dynamiques : Formulation et méthodes d'estimation

3.3.1. Formulation

Les modèles dynamiques se caractérisent par la présence d'une ou de plusieurs variables endogènes retardées parmi les variables explicatives. Nous prenons à titre d'exemple le cas où il y a une seule variable endogène retardée.

$$y_{it} = \alpha y_{it-1} + \beta x_{it} + \mu_i + v_{it} \quad (\text{Pour } i = 1, \dots, N \text{ et } t = 1, \dots, T) \quad (1)$$

Avec y la variable endogène ; x les variables exogènes ; (α , β) les paramètres à estimer μ_i l'hétérogénéité individuelle [$\mu_i \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma_\mu^2)$] ; et v_{it} le terme d'erreur [$v_{it} \sim \text{i.i.d.}(0, \sigma_v^2)$].

3.3.2. Méthodes

L'estimation du modèle (1) par les méthodes classiques (OLS et Within) donne des estimateurs biaisés et non convergents à cause de la corrélation entre la variable endogène retardée et l'hétérogénéité individuelle μ_i .

Nous proposons ici deux méthodes qui consistent à obtenir des estimateurs convergents. La méthode de Anderson et Hsiao (1981) et la méthode de Arellano et Bond (1991).

3.3.2.1. Estimateur de Anderson et Hsiao (1981)

Ces auteurs ont proposé, dans un premier temps, d'écrire le modèle en différence première pour éliminer l'hétérogénéité individuelle.

$$y_{it} - y_{it-1} = \alpha(y_{it-1} - y_{it-2}) + \beta(x_{it-1} - x_{it-2}) + (v_{it} - v_{it-1})$$

Cependant, une corrélation persiste toujours entre la variable endogène en différence première ($y_{it-1} - y_{it-2}$) et le terme d'erreur ($v_{it} - v_{it-1}$)

Dans un deuxième temps, les auteurs ont proposé de recourir à la méthode des variables instrumentales pour surmonter ce problème. Ainsi, ils ont proposé d'utiliser comme instrument la variable endogène retardée d'ordre deux (y_{it-2}) ou sa différence première ($y_{it-2} - y_{it-3}$). Ces instruments sont corrélés avec la variable explicative ($y_{it-1} - y_{it-2}$) et ne le sont pas avec le terme d'erreur ($v_{it} - v_{it-1}$).

L'estimateur obtenu par cette méthode est dans ce cas convergent. Cependant, il n'est pas efficace car il n'exploite pas toutes les conditions sur les moments et ne prend pas en compte la structure du terme d'erreur.

La méthode d'Arellano et Bond (1991) permet d'obtenir un estimateur "GMM" plus efficace.

3.3.2.2. Estimateur robuste d'Arellano et Bond (1991)

Le modèle dynamique précédent peut être réécrit pour chaque individu sous la forme :

$$y_i = W_i \delta + \tau_i \mu_i + v_{it}$$

Où δ est un vecteur de paramètre α et β et W_i est une matrice qui contient la variable dépendante retardée et les variables explicatives.

La méthode proposée par ces auteurs permet d'obtenir un estimateur "GMM" en deux étapes écrit sous la forme suivante :

$$\hat{\delta} = \left[\left(\sum_i W_i^{*'} Z_i \right) A_N \left(\sum_i Z_i' W_i^* \right) \right]^{-1} \left(\sum_i W_i^{*'} Z_i \right) A_N \left(\sum_i Z_i' W_i^* \right)$$

Où W_i^* et y_i^* représente les transformations de W_i et y_i en différence première ou en déviation orthogonale¹⁵. La matrice Z_i représente les instruments utilisés après la transformation.

Cependant, pour avoir l'estimateur "GMM" précédent, il est nécessaire de passer par une première étape qui consiste à faire la transformation souhaitée (différence première ou déviation orthogonale), à trouver et utiliser la matrice des instruments Z_i convenables (ceux qui sont corrélés avec les variables explicatives et qui ne le sont pas avec le terme d'erreur) et à réaliser une première estimation appelée "estimation de la première étape". Cette étape, qui correspond à une estimation "2 SLS" permet de fournir les résidus estimés après transformation. Ces résidus serviront, dans la deuxième étape, à calculer une matrice H_i qui permet, à son tour après une combinaison avec les instruments, de calculer la matrice de poids A_N telle que :

$$H_i = \hat{v}_i^* \hat{v}_i^{*'}, \text{ et } A_N = \left(\frac{1}{N} \sum_i Z_i' H_i Z_i \right)^{-1}$$

L'objectif de la transformation est, comme chez Anderson et Hsiao (1981), d'éliminer l'hétérogénéité individuelle du modèle. Le nombre d'instruments augmente dans le temps pour chaque individu. Nous proposons ici deux exemples pour le choix de la matrice des instruments Z_i . Dans le premier exemple, nous supposons qu'il n'y pas de variables exogènes x_{it} dans le modèle qui s'écrit, dans le cas d'une différence première, sous la forme suivante:

$$y_{it} - y_{it-1} = \alpha(y_{it-1} - y_{it-2}) + v_{it} - v_{it-1}$$

Ainsi, nous obtenons les équations en différences et les instruments appropriés suivants :

¹⁵Pour chaque individu, la déviation orthogonale exprime chaque observation en déviation par rapport à la moyenne des futures observations pondérée par le temps correspondant à ces dernières :

$$x_{it}^* = \left(x_{it} - \frac{x_{i(t+1)} + \dots + x_{iT}}{T-i} \right) \left(\frac{T-t}{T-t+1} \right)^{1/2} \quad (\text{pour } t = 1, \dots, T-i)$$

Les équations en différence première	Les instruments convenables
$\Delta y_{i3} = \alpha \Delta y_{i2} + \Delta v_{i3}$	y_{i1}
$\Delta y_{i4} = \alpha \Delta y_{i3} + \Delta v_{i4}$	y_{i1}, y_{i2}
.	.
.	.
.	.
$\Delta y_{iT} = \alpha \Delta y_{i(T-1)} + \Delta v_{iT}$	$y_{i1}, y_{i2}, y_{i(T-2)}$

Dans ce cas, $y_i^* = (\Delta y_{i3}, \dots, \Delta y_{iT})'$, $W_i^* = (\Delta y_{i2}, \dots, \Delta y_{i(T-1)})'$ et

$$Z_i = \begin{pmatrix} y_{i1} & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & y_{i1} & y_{i2} & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & & \cdot & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & & \cdot & \cdot & & \cdot \\ 0 & 0 & 0 & \dots & y_{i1} & y_{i2} & \dots & y_{i(T-2)} \end{pmatrix}$$

Dans le cas où il existe des variables explicatives x_{it} dans le modèle corrélées avec l'hétérogénéité individuelle u_i telle que :

$$E(x_{it}v_{is}) = 0, \quad \text{pour } s \geq t \\ \neq 0 \text{ sinon} \\ E(x_{it}v_{is}) \neq 0$$

La matrice optimale Z_i correspondante est égale à :

$$\begin{pmatrix} y_{i1} & x_{i1} & x_{i2} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & 0 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & y_{i1} & y_{i2} & x_{i1} & x_{i2} & x_{i3} & \dots & 0 & \dots & 0 & 0 & \dots & 0 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & & \cdot & & \cdot & \cdot & & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & \cdot & & \cdot & & \cdot & \cdot & & \cdot \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \dots & y_{i1} & \dots & y_{i(T-2)} & x_{i1} & \dots & x_{i(T-1)} \end{pmatrix}$$

Cependant, l'hypothèse de la non autocorrélation des v_{it} est essentielle pour que l'estimateur "GMM" soit consistant. Arellano et Bond (1991) ont proposé un test vérifiant l'absence de l'autocorrélation de premier et de second ordre. Ainsi, si la distribution v_{it} est non autocorrélée, ce test donne une valeur des résidus différenciés négative et significative au premier ordre et non significative au second ordre. Ce test, qui est basé sur l'autocovariance des résidus moyens standardisés, suit une loi normale (N (0,1)) sous l'hypothèse H_0 .

Par ailleurs, les auteurs ont proposé le test de validité des instruments de Sargan. Ainsi, si A_N est choisi de façon optimale pour une matrice d'instruments Z_i donnée, la statistique S du test, qui est égale à :

$$S = \left(\sum_i \hat{v}_i^* Z_i \right) A_N \left(\sum_i Z_i' \hat{v}_i^* \right)$$

Elle suit asymptotiquement une loi de χ^2 à $(p-k-1)$ ¹⁶ de degré de liberté sous l'hypothèse H_0 de validité des instruments.

4. Evaluation quantitative

Notons que nous nous sommes servi du Logiciel Eviews 10¹⁷ pour l'étude de la stationnarité des séries, la matrice de corrélation, l'Estimation du modèle dynamique, le test de cointégration.

4.1. Description et Stationnarité des données

De la description des variables

Dans l'annexe 2 de ce document, nous renseignons sur la description et la distribution des données, l'on peut clairement voir qu'au seuil de 10% toutes les séries suivent la distribution normale. Cela est aussi renseigné par la statistique de Jarque-Bera.

De la Corrélation

La matrice de corrélation simple entre variables (annexe 2) ne renseigne que seul le lien entre le capital humain (TXKH) et la Productivité globale des facteurs (TXPGF) est négatif et significatif car dépassant le seuil de 0.50. Ceci vérifie l'hypothèse de la loi de productivité (rendement) marginale décroissant tel que prônée par Gossen.

De la stationnarité des variables

Tableau 1 : Test de stationnarité

VARIABLES	LLC (NIVEAU)		LLC (DIFFERENCE PREMIERE)		CONSTATS
	Statistique	P-Value	Statistique	P-Value	
TXPGF	-2.24445**	0.0124	-	-	Intégrée d'Ordre 0
TXEX	-5.16708*	0.0000	-	-	Intégrée d'Ordre 0
TXIM	-5.04243*	0.0000	-	-	Intégrée d'Ordre 0
TXIDE	-3.07436*	0.0011	-	-	Intégrée d'Ordre 0
TXE^{R&D}	-0.89374	0.1857	-2.99563*	0.0014	Intégrée d'Ordre 1
TXKH	-0.92025	0.1787	-1.99252**	0.0232	Intégrée d'Ordre 1

Note : (*) : stationnaire à 1% ; (**) stationnaire à 5% ; (***) stationnaire à 10%

Notons que le test de Levin, Lee et Chu atteste que le taux de Productivité Globale des Facteurs (TXPGF), le taux d'exportations intra-régional (TXEX), le taux d'IDE des pays membres (TXIDE) et le taux d'importation intra-régional (TXIM) sont stationnaires à niveau (intégrées d'ordre 0).

Par contre, le taux d'externalité intra-régionale de R&D (TXE^{R&D}) ainsi que la série de capital humain (TXKH) sont intégrées d'ordre 1 (stationnaire après la première différence).

Ainsi, nous serons conduits à d'appliquer le test de cointégration de Kao (1999) qui est le plus adapté et recommandé au regard des caractéristiques de nos séries.

¹⁶ Avec p le nombre de colonne de Zi.

¹⁷ Ce logiciel, adapté pour les analyses économétriques dans sa version « 10 », offre la possibilité de faire plusieurs tests non intégrés avant (dans d'autres versions du logiciel) : le test de cointégration Kao, etc.

4.2. Tests de cointégration de Kao (1999)

L'hypothèse nulle du test de cointégration de Kao (1999) est l'absence de cointégration. Le rejet de cette hypothèse permet de conclure à l'existence d'une relation de cointégration entre les variables. Sous l'hypothèse alternative, la statistique ADF suit la distribution de la loi normale est utilisée pour rejeter l'hypothèse nulle. Ainsi, on admet l'existence d'une relation de cointégration, lorsque la probabilité critique associée à la statistique ADF est inférieure au seuil de significativité.

Tableau 2 : Résultats test de cointégration de Kao (1999)

Variables	: TXPGF, TXIM, TXIDE, TXEX, TXE ^{R&D} TXKH
ADF Calculée	: -2.818016
P-value	: 0.0024

La probabilité critique associée à la statistique ADF étant significative au seuil de 1%, l'on rejette l'hypothèse nulle. Il existe donc une relation de cointégration dans le long terme entre nos séries de panel intégrées d'ordre 0 et 1.

4.3. Estimation du modèle dynamique

L'estimation que nous présentons ici (cf. l'annexe 4) correspond à l'estimation GMM de Arellano et Bond (1991) en déviation orthogonale. Nous préférons nous référer aux résultats de cette estimation parce qu'elle permet d'éliminer de façon rigoureuse tout biais lié à l'hétérogénéité individuelle non observée et offre, par conséquent, une meilleure efficacité des résultats de l'estimation¹⁸. En effet, le modèle estimé est le suivant :

$$\text{TXPGF} = \alpha_1 \text{TXPGF}_{it-1} + \alpha_6 \text{TXKH}_{it-1} + \alpha_5 \text{TXE}_{it-1}^{\text{R\&D}} + \alpha_2 \text{TXEX}_{it} + \alpha_4 \text{TXIDE}_{it} + \alpha_3 \text{TXIM}_{it} + \varepsilon_{it} - \varepsilon_{it-1}$$

Avec TXPGF_{it-1} variable instrumentale.

Les résultats de nos estimations empiriques présentés confirment, comme Romer (1990), l'effet positif en moyenne de l'ouverture sur la croissance (effet positif et significatif pour les estimations des externalités de l'ouverture et non significatif pour les importations). Ces résultats sont aussi conformes avec les conclusions de R. Brecher, C. Ehsan et S. Lawrence (1996) dans la mesure où les externalités de la R&D ne dépendent pas seulement du même pays mais aussi des pays avec qui ils effectue les échanges.

Aussi, l'identification de l'effet du capital humain est très évidente et conforme à la théorie économique¹⁹ (effet négatif et significatif dans l'estimation GMM en déviation orthogonale qui contrôle le mieux les biais liés à l'hétérogénéité individuelle non observée). Par contre, les exportations et les IDE sont négatifs et respectivement significatif et non significatif. Par ailleurs, la variable endogène retardée est aussi significative.

¹⁸ Les instruments utilisés vérifient la contrainte de sur-identification et donc la bonne spécification du modèle moyennant la statistique de Sargan. Par ailleurs le test (AR) rejette l'hypothèse de l'autocorrélation des erreurs.

¹⁹ Il s'agit là de la vérification de la loi de productivité marginale décroissant

Cela montre que l'intégration des pays en développement a, sans ambiguïté, un effet positif et significatif sur leur croissance économique d'une part, et que d'autre part, un tel effet passe par les canaux suivants :

Premièrement, les exportations permettent aux pays en développement d'obtenir des devises pour financer les importations et la dette d'un côté et incitent les entreprises exportatrices à être compétitives, en utilisant une meilleure technologie, pour pouvoir se faire une place dans le marché mondial. Cette technologie peut, par ailleurs, se diffuser vers les entreprises non exportatrices²⁰ et améliorer ainsi leur productivité.

Deuxièmement, les pays en développement disposent d'un niveau négligeable en R&D. L'ouverture leur permet d'accéder au savoir et aux connaissances étrangères plus particulièrement par le biais de l'importation des biens étrangers nécessaires dans le processus de leur production tels que les biens d'équipement et les biens intermédiaires au sein de la région intégrée.

Troisièmement, l'installation des firmes multinationales (mesurée par le volume des IDE enregistré dans la région de CEPGL) dans les pays en développement est favorable dans la mesure où elle augmente la concurrence et incite les entreprises domestiques à améliorer leurs technologies et réaménager leurs méthodes de gestion et d'organisation d'une part. D'autre part, elle permet de transférer la technologie étrangère vers ces pays et stimuler les entreprises domestiques. Par ailleurs, les firmes multinationales participent à la diminution du chômage dans les pays en voie de développement en embauchant des travailleurs qualifiés et non qualifiés.

Cependant, le capital humain dans les pays en développement ne leur permet pas de tirer profit de l'ouverture. Cela peut être le résultat de la politique d'austérité poursuivi par ces pays pour rembourser la dette. Ils doivent faire des efforts pour améliorer quantitativement et qualitativement ce facteur pour pouvoir assimiler la technologie étrangère et la transférer vers l'ensemble de l'économie.

Finalement, nous avons trouvé que la croissance économique d'une année quelconque dépend de celle des années passées. Ce résultat nous paraît particulièrement cohérent dans la mesure où la croissance économique dans les pays en développement varie fortement d'une année à l'autre en fonction de la conjoncture tant nationale qu'internationale.

Cependant, Cette croissance est demeurée haussière pour tous ces pays membres de la CEPGL alors que les fondamentaux permettant l'amélioration de ses déterminants, estimés dans cette étude, ne sont pas toujours au rendez-vous. En effet, ces pays sont réputés d'avoir un appareil institutionnel de très mauvaise qualité, un climat des affaires médiocres et une compétitivité faible. A cela, il faut ajouter la non-inclusivité de cette croissance économique. Ceci nous a donc poussé à parler de la croissance économique extravertie.

²⁰ Nous voyons ici la couche entrepreneuriale, soient des entrepreneurs individuels captés estimés par la Banque mondiale

4.4. Robustesse des résultats

Tableau 3 : Tests de Robustesse

Tests	Statistique	P-Value
Autocorrélation LM	33.26595	0.5993
Normalité Cholesky	-1.557329	0.0002
Hétéroscédasticité de White	511.2625	0.4018

Les tests présentés dans le tableau (6) démontrent de la robustesse des résultats étant donné le rejet des hypothèses prônant respectivement la présence d'autocorrélation, la non normalité des erreurs et l'Hétéroscédasticité de l'erreur. Ceci nous amène à valider nos résultats.

5. Conclusion

Dans ce travail, nous avons testé empiriquement l'impact de l'ouverture intra-régionale sur la croissance économique d'un Panel de 3 pays en développement entre 2002 et 2018. Nous avons cherché à surmonter les principales limites des travaux empiriques que nous avons rappelé dans notre revue de la littérature. En effet, nous avons intégré dans notre équation de croissance plusieurs indicateurs qui peuvent représenter de façon plus exhaustive différentes dimensions de l'ouverture : les exportations, les importations en provenance des pays intégrés, et l'investissement direct étranger.

Nous avons fait appel aux méthodes économétriques les mieux adaptées à notre problématique pour estimer un modèle dynamique. Les coefficients attachés aux variables représentant l'ouverture sont positifs pour certains et négatifs pour d'autres mais significatifs dans la plupart.

Cela montre que l'ouverture des pays en développement a globalement un effet positif et significatif sur leur croissance économique. Ces résultats confirment l'hypothèse selon laquelle l'ouverture permet à ces pays d'accéder au savoir et aux connaissances étrangers.

Nous avons aussi insisté sur l'impact négatif et significatif du capital humain sur la croissance en rappelant brièvement les problèmes spécifiques à l'éducation dans les pays en développement qui s'accompagne de la hausse de la force du travail sans expertise et partant de la hausse de la main d'œuvre puis d'une diminution de la productivité marginale lesquelles conséquences ne sont pas sans lien avec les faibles effets qu'enregistrent les investissements étrangers directs.

Toutefois, notre travail présente quelques limites qui peuvent faire l'objet des recherches ultérieures. En effet, nous avons introduit, en plus des variables représentant l'ouverture, le capital humain. Cependant, d'autres facteurs internes tels que le niveau de démocratisation dans les institutions, la stabilité politique, les droits de propriétés, la fiscalité, bref la qualité des institutions peuvent jouer un rôle important dans l'impact de l'ouverture sur la croissance économique. Une étude plus précise nécessiterait la prise en considération de l'ensemble de ces facteurs. Par ailleurs, nous n'avons pas dissocié entre les effets à court terme et à long terme de l'ouverture.

6. Bibliographie

- Anderson, T. W. and Hsiao, C., 1981, "Formulation and Estimation of Dynamic Models Using Panel Data", *Journal of Econometrics*, Vol. 18, Issue 1, p. 47-82.
- Arellano, M. and Bond, O., 1991, "Some Tests of Specification for Panel Data : Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations", *Review of Economic Studies*, Vol. 58, Issue 2, p. 277-297.
- Aubin, C., 1994, "Croissance endogène et coopération internationale", *Revue d'Economie politique*, Vol. 104, No. 1.
- Baldwin, R. E. and Seghezza, E., 1996, "Growth and European Integration : Towards an Empirical Assessment", *Centre for Economic Policy Research*, Discussion Paper : 1393, p. 36.
- Baltagi, B., 2005, "Econometric Analysis of Panel Data", *édition John Wiley & Sons Ltd*, England, p. 316.
- Benhabib, J., Spiegel, M. M., 1994, "The Role of Human Capital in Economic Development : Evidence from Aggregate Cross-Country Data", *Journal of Monetary Economics*, Volume 34, Issue 2, p. 143-173
- Borensztein, E., De Gregorio, J. and Lee, J.-W., 1995, "How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth ?", *National Bureau of Economic Research*, Working Paper : 5057, March, p. 20.
- Brecher, R. A., Choudhri, E. U. and Schembri, L. L., 1996, " International Spillovers of Knowledge and Sectoral Productivity Growth : Some Evidence for Canada and the United States", *Journal of International Economics*, Vol. 40, Issue 3-4, p. 299-321.
- Coe, D. T. and Helpman, E., 1995, " International R&D Spillovers", *European Economic Review*, Volume 39, Issue 5, p. 859-887.
- Coe, D. T., Helpman, E. and Hoffmaister, A. W., 1995, "North-South Research and Development Spillovers", *National Bureau of Economic Research*, Working Paper : 5048.
- Edwards, S., 1998, "Openness, Productivity and Growth : What do we Really Know ?", *Economic Journal*, Volume 108, Issue 447, March 1998, p. 383-398.
- Edwards, S., 1993, "Openness, Trade Liberalisation and Growth in Developing Countries", *Journal of Economic Literature*, Volume XXXI, p. 1358-1393.
- Feenstra, R., 1990, "Trade and Uneven Growth", *National Bureau of Economic Research Working Paper* : 3276, March, p. 30.
- Feder, G., 1983, "On Exports and Economic Growth", *Journal of Development Economics*, Volume 12, Issue 1-2, p. 59-73.
- Grossman, G. M. and Helpman, E., 1991a, "Quality Ladders in the Theory of Growth", *Review of Economic Studies*, Volume 58, Issue 1, p. 43-61.
- Grossman, G. M. and Helpman, E., 1991b, "Quality Ladders and Product Cycles", *Quarterly Journal of Economics*, Volume 106, Issue 2, p. 557-586.
- Grossman, G. M. and Helpman, E., 1991c, "Trade, Knowledge Spillovers, and Growth", *European Economic Review* », Volume 35, Issue 2-3, p. 517-526.
- Grossman, G. M. and Helpman, E., 1991d, "endogenous Product Cycles", *The Economic journal*, Volume 101, p. 1214-1229.
- Grossman, G. M. and Helpman, E., 1991e, "Innovation and Growth in the Global Economy", p. xiv, 359.
- Grossman, G. M. and Helpman, E., 1990a, "Trade, Innovation, and Growth", *American Economic Review* », Volume 80, Issue 2, p. 86-91.

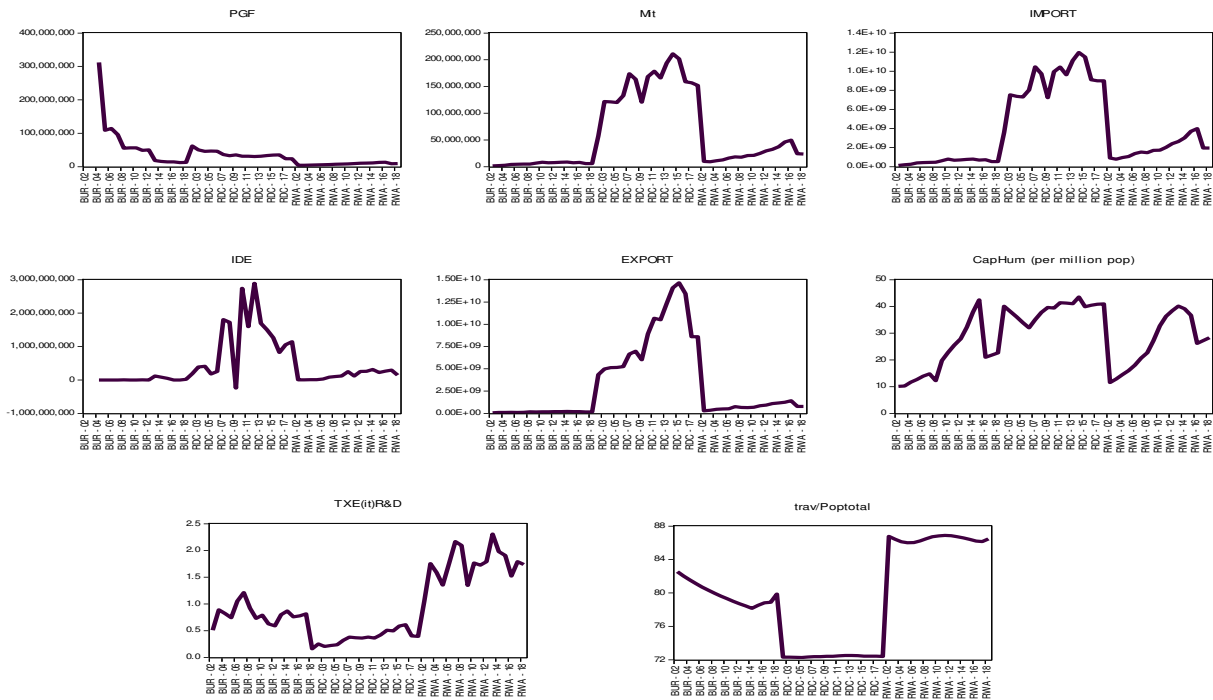
- Grossman, G. M. and Helpman, E., 1990b, “Comparative Advantage and Long-run Growth”, *American Economic Review*, Volume 80, Issue 4, p. 796-815.
- Harrisson, 1996, “Openness and Growth, A Times-series, Cross-Country Analysis for Developing Countries”, *Journal of Development Economics*, Vol 48, N°2, p. 419 –447.
- Kao, C., 1999, “On the estimation and inference of a cointegrated regression”, in panel data, in Baltagi B. H. (ed.), *Advances in Econometrics: Nonstationary Panels, Panel Cointegration and Dynamic Panels*, Vol. 15, 179-222.
- Krugman, P. R., 1987, “A model of Innovation, Technology Transfer, and the World Distribution of Income”, *Journal of Political Economy*, 87, p. 253-266.
- Lee, j. W., 1993, “International Trade, Distortions, and Long-Run Economic Growth”, *International Monetary Fund Staff Papers*, Volume 40, Issue 2, p. 299-328.
- Lee, j. W., 1994, “Capital Goods Imports and Long-Run Growth”, *National Bureau of Economic Research Working Paper* : 4725, p. 20.
- Levin, A., Chien-Fu, L. and Chu, C.J., 2002, “Unit root tests in panel data : asymptotic and finite-sample properties,” *Journal of Econometrics*, vol. 108, n°1, p. 1-24.
- Levin, A. and Raut, L. K., 1992, “Complementarities Between Exports and Human Capital in Economic Growth : Evidence from the Semi-Industrialized Countries”, University of California, *San Diego Department of Economics Working Paper* : 92-14, April, Page 33.
- Lucas, R. E., 1988, “On the Mechanics of Economic Development”, *Journal of Monetary Economics*, Volume 22, Issue 1, p. 3-42.
- Mankiw, N. G., Romer, D. and Weil, D. N., 1992, “A Contribution to the Empirics of Economic Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, Volume 107, Issue 2, p. 407-437.
- Pritchett, L., 1996, “Measuring Outward Orientation in LCDs: Can It Be Done?”, *Journal of Development Economics*, Volume 49, Issue 2, p. 307-335.
- Rivera-Batiz, L. A. and Romer, P. M., 1991b, “International Trade with Endogenous Technological Change”, *European Economic Review*, Volume 35, Issue 4, p. 971-1001.
- Rivera-Batiz, L. A. and Romer, P. M., 1991b, “Economic Integration and Endogenous Growth”, *Quarterly Journal of Economics*, Volume 106, Issue 2, p. 531-555.
- Romer, P. M., 1990, “Endogenous Technological Change”, *Journal of Political Economy*, Volume 98, Issue 5, Part 2, p. 71-102.
- Solow, R., 1956, “Technical Change and the Aggregate Production Function”, *Review of Economics and Statistics*, Vol. 39, No. 3, p. 312-320.
- Young, A., 1991, “Learning by Doing and the Dynamic Effects of International Trade”, *Quarterly Journal of Economics*, Volume 106, Issue 2, p. 369-405.

Annexe

1. Description des variables

	TXKH	TXER&D	TXEX	TXIDE	TXIM	TXPGF
Mean	28.82148	0.965179	9.902136	4349.799	11.70326	0.011988
Median	32.01795	0.789691	7.972665	17.03295	9.751107	0.001561
Maximum	43.50521	2.307788	60.34135	185332.5	110.3269	0.193547
Minimum	10.08816	0.161743	-17.20054	-1227.590	-25.74463	0.000000
Std. Dev.	10.95001	0.622139	16.13745	26823.13	21.39600	0.030284
Skewness	-0.337865	0.593217	1.059456	6.604349	2.082901	4.627348
Kurtosis	1.643212	2.020630	4.466373	45.03827	10.68091	26.88428
Jarque-Bera	4.882157	5.029432	14.11007	3883.372	159.0632	1394.230
Probability	0.087067	0.008086	0.000863	0.000000	0.000000	0.000000
Sum	1469.896	49.22411	505.0089	208790.4	585.1628	0.611364
Sum Sq. Dev.	5995.139	19.35286	13020.86	3.38E+10	22431.66	0.045857
Observations	51	51	51	48	50	51

2. Historique des variables



3. Tableau (2) : Matrice de Corrélation

	TXPGF	TXKH	TXIM	TXIDE	TXEX	TXE ^{R&D}
TXPGF	1					
TXKH	-0.5571	1				
TXIM	0.1820	-0.1271	1			
TXIDE	-0.0171	-0.1168	0.0160	1		
TXEX	-0.0459	-0.1711	0.3208	-0.0140	1	
TXE ^{R&D}	-0.0898	-0.3243	-0.0214	-0.1920	0.1646	1

4. Résultat de l'estimation GMM en déviation orthogonale

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Probabilité
TXPGF(-1)	0.313724	0.028419	11.03914	0.0000
TXKH(-1)	-0.000408	0.000201	-2.029232	0.0497
TXE^{R&D}(-1)	0.012577	0.006707	1.875064	0.0687
TXEX	-0.000128	6.13E-05	-2.090950	0.0435
TXIDE	-1.49E-08	2.07E-08	-0.721190	0.4753
TXIM	2.96E-05	3.76E-05	0.787115	0.4362

Nombre d'observations = 302, Sargan test : Chi2(135) = 38.51 [1.000], AR (1) test : N (0,1) = - 0.442 (0.002).

5. Sources de données

- ✓ Les données du Produit Intérieur Brut, de l'investissement, de la force de travail, des exportations, des importations, de l'investissement direct étranger et du capital humain ont été obtenues à partir du « World Data Indicators de la Banque mondiale ».
- ✓ Les données sur les taux de capital physique, de PGF et des externalités de R&D proviennent de nos calculs sur base des données issues de WDI
- ✓ Les données relatives aux importations intra-régionales des pays en développement " m_{ita} " ont aussi calculées sur base des données sur le nombre d'entrepreneurs individuels et les importations dans chacun des pays membres de la CEPGL.