Volume 18 Issue 3
Originally issued as E1

Global Journal of HUMAN-SOCIAL SCIENCE: E
Economics
Volume 18 Issue 1 Version 1.0 Year 2018
Type: Double Blind Peer Reviewed International Research Journal
Publisher: Global Journals
Online ISSN: 2249-460x & Print ISSN: 0975-587X

Ouverture Commerciale et Croissance Economique au Cameroun

By Gachili Ndi Gbambie Ladifatou & Dazoue Dongue Guy Paulin
l'Université de Yaoundé Soa

Abstract- The present work aims to show the contribution of foreign trade to economic growth in Cameroon from 1987 to 2013. It follows that foreign trade is one of the essential levers of the Cameroonian economy. The results of stationarity tests show that series imports, exports, FDI and per capita GDP are stationary. With the regression of the ordinary least squares model, we deduce that imports and exports have positive and significant impacts on economic growth in Cameroon. While trade openness has a significant and negative impact on Cameroon's economic growth.

Keywords: *trade openness, economic growth, ordinary least squares method, protectionism.*

GJHSS-E Classification: *FOR Code: 349999*



Strictly as per the compliance and regulations of:

© 2018. Gachili Ndi Gbambie Ladifatou & Dazoue Dongue Guy Paulin. This is a research/review paper, distributed under the terms of the Creative Commons Attribution-Noncommercial 3.0 Unported License http://creativecommons.org/licenses/by-nc/3.0/), permitting all non-commercial use, distribution, and reproduction in any medium, provided the original work is properly cited.

Ouverture Commerciale et Croissance Economique au Cameroun

Gachili Ndi Gbambie Ladifatou [α] & Dazoue Dongue Guy Paulin [σ]

Resume- **Le présent travail a pour objectif de montrer l'apport du commerce extérieur sur la croissance économique au Cameroun de 1977 à 2003. Il en ressort que le commerce extérieur fait partie des leviers essentiels de l'économie camerounaise. Les résultats des tests de stationnarité révèlent que les séries importations, exportations, IDE et PIB par tête sont stationnaires. A travers la régression du modèle par la méthode des Moindres carrées ordinaires, on déduit que les importations et les exportations ont des impacts positifs et significatifs sur la croissance économique au Cameroun. Alors que l'ouverture commerciale a un impact significatif et négatif sur la croissance économique du Cameroun.**

Motsclés: ouverture commerciale, croissance économique, moindre carrées ordinaires, protectionnisme.

Abstract- **The present work aims to show the contribution of foreign trade to economic growth in Cameroon from 1987 to 2013. It follows that foreign trade is one of the essential levers of the Cameroonian economy. The results of stationarity tests show that series imports, exports, FDI and per capita GDP are stationary. With the regression of the ordinary least squares model, we deduce that imports and exports have positive and significant impacts on economic growth in Cameroon. While trade openness has a significant and negative impact on Cameroon's economic growth.**

Keywords: trade openness, economic growth, ordinary least squares method, protectionism.

I. Contexte et Problématique

Le Cameroun n'est pas resté en marge du mouvement libéralisation commerciale. En effet, depuis 1987, il a engagé une politique de libéralisation autonome dans le contexte du Programme d'Ajustement Structurel (PAS) et de l'initiative en faveur des Pays Pauvres Très Endettés (PPTE), préconisés par le Fond Monétaire International (FMI) et la Banque Mondiale (BM) pour l'aider à faire face à la crise qui a touché de plein fouet son économie au milieu de la décennie 1980.

Malgré les mesures prises, le résultat escompté n'a pas été atteint. On note ainsi une contraction de l'activité économique et une baisse du taux de croissance du PIB qui est passé de 3,3% entre 1980-1990 à 0,1% entre 1990-1997 (Abena, 2006). D'après les données statistiques de la BM de 1987 à 1994, la somme de la valeur totale des exportations de biens et de services et la valeur des importations des biens et services n'a pas atteint la moyenne annuelle de 40% du produit intérieur brut (PIB). Face à cette situation, le Cameroun est passé de la libéralisation autonome à la libéralisation sous l'OMC, ce en 1995. A partir de cette date, l'on remarque une participation plus grande de son économie au commerce international. Aussi, de 1995 à 2003, les échanges commerciaux se sont accrus de 70%,. Le taux de dépendance de l'économie nationale vis-à-vis de l'extérieur s'est maintenu à 41% au cours de la période de référence. On enregistre un retour à la croissance économique qui atteint 5% au cours de l'exercice 1995/1996 avant de se stabiliser à un taux plus faible (environ 4%) jusqu'en 2004 (Abena, 2006). Pendant la même période, l'inflation et le déficit budgétaire sont restés faibles.

Nonobstant cette croissance, les objectifs macroéconomiques du gouvernement qui consistaient à porter le taux de croissance à 7% sur une longue période d'une part, de contenir le taux d'inflation en dessous de 2% et le déficit du compte courant en deçà de 3% d'autre part ne sont pas atteints (Abena, 2006). En même temps on constate que le pays souffre toujours d'une pauvreté généralisée, d'une détérioration des systèmes d'éducation ainsi que de santé et de la faiblesse de la gouvernance (Communiqué de presse, Presse/TPRB/170, 2001). Décidé à sortir de cette impasse, le gouvernement, s'inspirant du modèle asiatique « miracle asiatique », s'est attelé à reformuler sa politique commerciale et industrielle. Malheureusement, il n'a pas abouti aux taux de croissance semblables à ceux des Nouveaux Pays Industrialisés (NPI) d'Asie. C'est dans le souci de savoir si le commerce extérieur peut booster l'économie camerounaise que nous entreprenons cette étude.

Plusieurs arguments théoriques ont été développés en faveur du protectionnisme. Parmi les plus importantes, figurent la théorie du protectionnisme éducateur ou offensif et la théorie marxisante de l'échange inégal.

La théorie du protectionnisme éducateur ou offensif a été élaborée par Friedrich List (1798-1846). Ce dernier estime que face aux nations plus avancées, un pays ne peut se développer qu'en protégeant temporairement ses industries naissantes.

La théorie marxisante de l'échange inégal développée par Karl Marx (1818-1883) considère les échanges internationaux comme une forme

Author α: Ph.D, enseignant- chercheur à la Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de l'Université de Yaoundé Soa.
Author σ: Enseignant-chercheur à la Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de l'Université de Maroua.
e-mail: dazoue_guy@yahoo.fr

© 2018 Global Journals

d'exploitation des pays de la périphérie (Tiers Monde) par le centre (Pays Industrialisés). Cette forme d'exploitation se traduit par une détérioration chronique des termes de l'échange.

Au regard de la littérature en faveur du protectionnisme, il ressort que la plupart des pays à l'instar du Cameroun ne se sont pas abstenus de libéraliser leurs échanges. Nous pouvons donc penser que le commerce extérieur a quelque chose de spéciale à apporter à l'économie de ces pays en général et de celle du Cameroun en particulier. Cette préoccupation nous amène à nous poser la question suivante : quels sont les effets de l'ouverture commerciale sur l'économie camerounaise ?

II. Revue de la Littérature

Dans ce travail, nous ne prétendons pas faire oeuvre de pionnier. De multiples ouvrages ont été réalisés sur le commerce extérieur et sur la croissance économique par des chercheurs tant nationaux qu'étrangers. Parmi les chercheurs qui se sont préoccupés de ces sujets, nous avons:

Frankel et Romer (1999) utilisent une méthode à variables instrumentales incluant des caractéristiques géographiques et confirment que le commerce international a un impact important et significatif sur la croissance économique.

Harrison (1996) arrive à des conclusions similaires en utilisant une variété d'indicateurs d'ouverture. En procédant par différentes méthodes d'estimations (coupe transversale, effets fixes, moyenne sur cinq ans, premières différences), les résultats obtenus suggèrent une relation positive entre le degré d'ouverture et la croissance. Toutefois, ce ne sont pas toutes les mesures d'ouverture qui sont significatives malgré le fait qu'elles sont pour la plupart de signe positif.

Sachs et Warner (1995), en utilisant des régressions en coupe transversale, ont trouvé que les distorsions dues à l'intervention de l'état au niveau du commerce mènent à de faible taux de croissance.

Ben-David (1993) et Sach et Warner (1995) démontrent par ailleurs que c'est seulement dans les économies ouvertes qu'on peut observer une convergence inconditionnelle. Sach et Warner (1995) montrent que dans les années 1970-1980, le taux de croissance des pays avec des politiques d'ouverture avait cru à un rythme de 4,5% par année et qu'en revanche, les pays relativement fermés n'avaient qu'un taux de croissance de 0,7%. Ils notent cependant qu'une relation robuste est difficile à trouver et à justifier. Leurs méthodologies ont été remises en question par Rodriguez et Rodrik (2000) car les indicateurs de mesure de l'ouverture commerciale peuvent être lourdement critiqués et qu'il manque des variables de contrôle importantes pouvant avoir un effet déterminant sur la croissance.

Jin (2004) a analysé le co-mouvement entre l'ouverture et la croissance pour 17 provinces et 3 municipalités chinoises. Il montre qu'il existe une relation positive entre l'ouverture aux échanges internationaux et le taux de croissance pour les provinces et les municipalités développées et une relation négative pour les provinces et les municipalités enclavées. En utilisant la même méthodologie que Jin, Lemzoudi (2005) a examiné l'impact du degré d'ouverture sur la croissance économique de cinq pays africains. Sa préoccupation était aussi de vérifier si l'effet de l'ouverture est différent entre les pays côtiers et les pays enclavés. Son modèle, basé sur une fonction de production générale, emploie la technique de co-intégration pour les séries temporelles. Les résultats obtenus sont similaires à ceux de Jin c'est-à-dire qu'il existe une relation positive entre l'ouverture aux échanges internationaux et le taux de croissance pour deux des trois pays côtiers et une relation négative pour les trois pays enclavés.

Sans remettre en question les travaux de Jin et Lemzoudi, force est de reconnaître qu'ils se heurtent à plusieurs limites économétriques parmi lesquelles la pertinence du choix de l'indicateur d'ouverture. Mbemba Malembe (2006) s'est appesanti sur l'incidence du commerce international sur le développement économique de la République Démocratique du Congo (RDC). Il montre que le rôle du commerce extérieur n'est pas seulement de compenser les manques du marché intérieur, ni d'offrir les possibilités plus grandes de production, d'emploi et d'équilibre budgétaire, mais de permettre aux pays l'importation d'équipements nécessaires à leur industrialisation et donc à leur développement socio-économique. Cet objectif ne semble atteint qu'unilatéralement par les pays déjà industrialisés avec qui le tiers monde entretient des relations commerciales.

Les travaux de Mbemba Malembe s'étendent sur une période de sept ans (2000 à 2006), période relativement courte et par conséquent ses tests statistiques ne peuvent être significatifs. La particularité de notre étude réside en ce qu'elle s'étale sur une période longue (1977-2003). En plus notre zone d'étude c'est le Cameroun contrairement à Mbemba Malembe qui a fait son analyse sur la RDC.

Mehdi Moufatih (2007) a focalisé son attention sur le commerce international. Tout au long de son mémoire, il passe en revue les théories et politiques du commerce extérieur et la macroéconomie internationale (balance des payements, balance des capitaux, taux de change …). Il adhère à la pensée des libéraux qui affirment que toutes les nations gagnent dans les échanges internationaux. Malgré l'importance de ses écrits, force est de constater que son thème tel que défini (Le commerce extérieur) est vague. En outre, le

© 2018 Global Journals

travail de Moufatih n'a ni problématique, ni objectifs, ni hypothèses, encore moins de modèle économétrique.

Abena Nguema (2006) démontre que la libéralisation commerciale est un processus de changement de la politique commerciale qui connaît des fortunes diverses selon que le pays est développé, en développement ou moins avancés.

Dufort et Murray (2004) ont mis en évidence l'impact de l'appréciation du taux de change sur la croissance des exportations et du PIB du Québec. Il ressort de cette analyse que l'impact d'une variation de la valeur de la devise canadienne sur le PIB varie grandement selon le modèle employé, et ce, à cause des nombreux problèmes de spécification et d'estimation inhérents aux modèles économétriques servant à quantifier les impacts d'une variation de la valeur de la devise canadienne. Les experts de la Banque du Canada et ceux du ministère des Finances du Canada estiment des impacts sur le PIB canadien, d'une variation du taux de change, qui sont différents, mais du même ordre de grandeur. Au Canada, ce sont les PIB du Québec et de l'Ontario qui sont les plus touchés.

Malheureusement, tout comme Abena Nguema, Dufort et Murray ne proposent aucun modèle économétrique dans leur analyse. Awoumou (2006) montre que la libéralisation agricole imposée par les PAS et supposée entraîner un développement durable a renforcé la paupérisation du Cameroun et que par conséquent, le pays s'est davantage affaibli économiquement au point de se retrouver en 2000 au rang des pays pauvres très endettés de la planète (il a ainsi quitté la place de pays à revenus intermédiaires qu'il occupait à la fin des années 80). Pour être efficace, la libéralisation devait prendre en compte toutes les contraintes du contexte local ; ce qui n'a pas été le cas de ce pays.

Ngouhouo (2008) s'est penché sur le thème « Investissements Directs Etrangers en Afrique centrale: attractivité et effets économiques ». En se servant de la méthode des triples moindres carrés, son analyse révèle que les effets des IDE sont différents selon les pays. Les IDE contribuent à la croissance au Cameroun, au Congo et en Guinée Equatoriale, alors qu'ils n'ont pas d'effets ou ont très peu d'effets au Gabon et au Tchad sur l'ensemble de la période 1970-2005.

Parallèlement, en utilisant un modèle d'équations simultanées, Marouane Alaya (2004) a obtenu les résultats qui suggèrent que malgré l'effet significativement positif de l'Investissement Direct Etranger sur quelques variables moteurs de la croissance à savoir les exportations, le capital humain et l'investissement domestique, sa contribution à la croissance économique n'est pas pour autant significative.

De même que Marouane, Salvatores Yoshua (2007) analyse les effets des Investissements Directs Etrangers (IDE) sur l'économie de la RDC à l'aide d'un modèle structurel estimé par le double moindre carré. Le résultat obtenu montre que l'IDE contribue positivement à la croissance économique de ce pays.

Ntavoua (2008) a fait une analyse mettant en relation les Investissements Directs Etrangers (IDE) et la croissance économique au Cameroun. Sa méthode employée est celle des MCO avec des techniques de stationnarité et de co-intégration à court et à long terme. Après régression, il ressort de son analyse que le coefficient des IDE est négatif et non significatif à un seuil de significativité de 5%.

A son tour, Girard (2007) fait une analyse économétrique qui se propose d'examiner l'hypothèse de la croissance générée par les exportations à l'aide d'un test de causalité de Granger (1969) pour sept pays partenaires méditerranéens : l'Algérie, l'Egypte, l'Israël, la Jordanie, le Maroc, la Syrie et la Tunisie. Il obtient les résultats hétérogènes : tandis que l'Algérie, l'Egypte et le Maroc ne montrent aucun lien significatif dans l'évolution de ces deux variables, la Syrie et la Tunisie vérifient l'hypothèse de croissance tirée par les exportations. Pour l'Israël, c'est au contraire la croissance qui « cause » les exportations. Enfin, il existe une relation réciproque entre ces deux variables pour la Jordanie.

Dans la même visée, Lezona (2005) a utilisé la méthode d'analyse consistant à estimer un modèle de croissance qui fait recours à la fois, à la théorie du commerce international et à une fonction de production pour mettre en relief, l'impact des exportations sur la croissance économique au Congo Brazzaville. Les résultats obtenus de son estimation révèlent que les exportations pétrolières et les exportations non pétrolières ont une influence positive mais non significative sur la croissance économique.

Salah Ouerhani (2009) de son côté, a élaboré un modèle de croissance qui intègre à la fois une dimension monétaire et une dimension financière et s'inscrit dans la mouvance actuelle qui étudie les interactions entre l'inflation, le développement financier et la croissance. Son étude montre que l'inflation affecte négativement la croissance quel qu'en soit le niveau du taux d'inflation. Dans le cas où le taux d'inflation est modéré et/ou élevé (supposé supérieur à 10%) les tests empiriques montrent que toute augmentation supplémentaire de celui-ci retarde directement la croissance. Cependant, l'absence d'une relation négative entre l'inflation et la croissance, lorsque le taux d'inflation est faible (inférieur à 10%), ne signifie pas que l'inflation ne détériore pas la performance économique. L'effet négatif et statistiquement significatif de l'inflation sur les mesures de développement financier montre que la finance est un canal substantiel à travers lequel l'inflation affecte négativement la croissance économique.

© 2018 Global Journals

Bien qu'intéressants, les travaux de Awoumou, Ngouhouo, Marouane, Salvatores, Girard, Ntavoua et Salah n'évoquent chacun qu'un aspect du commerce extérieur. Bessong à Beyeck (2006) porte son attention sur le commerce potentiel entre le Cameroun et ses pays frontaliers. Dans son analyse, il élucide les entraves au commerce. Son étude se limite au commerce entre le Cameroun et ses voisins. Nous souhaitons dépasser le cadre du commerce Sud-Sud en intégrant le commerce Sud_Nord.

Les précédents auteurs sont ceux qui présentent le commerce extérieur ou l'ouverture commerciale comme étant le facteur incontournable de la croissance économique. A côté d'eux, d'autres auteurs soutiennent que la croissance économique est aussi liée à d'autres facteurs. C'est fort de cette idée que Fateh Bekioua et Mehdi Reffaf (2006) ont analysé le co-mouvement entre l'éducation et la croissance économique en Algérie : une analyse en termes de causalité à l'aide des modèles VAR. En utilisant l'approche des vecteurs autorégressifs (VAR) après avoir procédé à la stationnarisation des différentes séries, ces deux auteurs, démontrent d'une part que la croissance économique influence directement le nombre de bacheliers et le nombre de diplômés et d'autre part que ces relations de causalité sont positives.

De même, Gbénoukpo Dedehouanou (2009) a utilisé un modèle de régression avec des techniques de co-intégration pour évaluer l'effet de la dette extérieure sur la croissance économique du Bénin. Au terme de cette régression, les élasticités au niveau de l'encours de la dette et l'aide public au développement ont révélé une relation positive. Bella (2009) dans son analyse, il mesure l'impact du secteur agricole sur la croissance économique au Cameroun. Son étude a été réalisée à l'aide de la co-intégration et les tests de causalité au sens de Granger en employant des modèles vectoriels Autorégressif. Il ressort de ses travaux qu'il existe une relation à long terme entre le taux de croissance du PIB par tête, les taux de croissance des PIB réels agricole, industriel et des services. Dans cette relation, le taux de croissance du PIB réel agricole entre avec un coefficient négatif et significatif.

III. Methodologie

Nous allons faire une étude en coupe longitudinale sur une période allant de 1977 à 2003. Pour y parvenir, nous utiliserons les données de source secondaire que sont : les importations des biens et services, les exportations des biens et services, le taux d'inflation, les Investissements Directs Etrangers, le taux de change et le PIB par tête, puisées auprès du « *World Development Indicators* » (WDI) de la Banque Mondiale (BM) et de la Banque des Etats de l'Afrique Centrale (BEAC). Quant au ratio d'ouverture, il sera calculé à l'aide des importations, des exportations et du PIB.

L'ouverture commerciale est considérée comme une source de convergence et un élément clé pour l'élaboration de stratégies de développements. D'ailleurs, un bon nombre d'organisations internationales incitent les pays à libéraliser leurs échanges commerciaux. Pour certaines d'entre elles comme le FMI et la BM, la libéralisation des politiques commerciales est souvent une condition majeure à l'octroi d'aide financière ou d'assistance économique aux pays en développement.

a) Modèle économétrique

L'objectif de ce travail est de déterminer les impacts du commerce extérieur et de l'ouverture commerciale sur la croissance économique. Ces impacts seront étudiés à l'aide des modèles économétriques. Il s'agit d'estimer une équation de régression linéaire multiple. le PIB qui est une variable endogène sera représenté comme une fonction des importations (M), des exportations (X), du taux de change (ECH), du taux d'inflation (INF), du ratio d'ouverture (OUV). et des investissements directs étrangers (IDE) qui sont des variables exogènes. Ceci peut se traduire par:

$$PIB = f\,(M, X, ECH, INF, OUV, IDE).$$

b) Spécification des variables

L'équation à estimer étant, PIB = *f* (M, X, ECH, INF, OUV, IDE), les résultats attendus de notre recherche sont condensés dans le tableau ci-dessous:

Tableau 1: Tableau des signes attendus

Variables exogènes \ Variable endogène	PIB par tête
M	—
X	+
ECH	+/—
INF	+/—
IDE	+
OUV	+

Source: Tableau élaboré p ar l'auteur

Concernant les importations (M), nous prévoyons une relation négative de celles-ci sur la croissance économique car lorsqu'un pays importe davantage, il y'a sortie massive de capitaux. Ceci se traduit par un déficit de la balance commerciale.[1]

Par contre, nous anticipons une relation positive entre les exportations et le taux de croissance en nous basant sur l'étude faite par Girard (2007) qui a montré que la Syrie et la Tunisie vérifient l'hypothèse de croissance tirée par les exportations.

Pour ce qui est du taux de change (ECH), les travaux menés par Dufort et Murray (2004) ont démontré que l'impact d'une variation de la valeur de la devise canadienne sur le PIB varie grandement selon le modèle

© 2018 Global Journals

employé, et ce, à cause des nombreux problèmes de spécification et d'estimation inhérents aux modèles économétriques servant à quantifier les impacts d'une variation de la valeur de la devise canadienne. Ceci explique la relation positive ou négative attendue du taux de change sur la croissance économique.

Quant à l'inflation (INF), nous prévoyons une influence positive ou négative de celle-ci sur la croissance du PIB car Abdellatif Naanaa (2002) a prouvé que l'inflation est préjudiciable à la compétitivité de l'économie. Cependant, l'augmentation des prix contribue à la réduction de la valeur de la dette.

Les IDE, quant à eux, en jouant le rôle de catalyseur pour le capital domestique et du progrès technique, peuvent contribuer significativement à l'accroissement de la productivité de l'économie d'accueil (De Mello, 1997). Par ailleurs, en facilitant l'incorporation de nouveaux inputs et des nouvelles technologies dans la fonction de production, ils stimulent la croissance économique (Feenestra et Markusen, 1994). Voilà pourquoi nous espérons un effet positif des IDE sur la croissance économique au Cameroun.

A propos de l'ouverture commerciale (OUV), les études empiriques arrivent toutes à trouver un effet positif et significatif entre l'ouverture aux échanges internationaux et la croissance économique (Lemzoudi, 2005). Sur ce, les résultats obtenus par Lemzoudi indiquent une relation positive pour le Bénin et le Ghana, d'où le signe positif attendu de l'OUV sur le PIB par tête au Cameroun.

IV. Méthode D'analyse

Nous allons utiliser un modèle de régression multiple pour l'analyse des impacts du commerce extérieur et de la libéralisation des échanges sur la croissance économique. Des séries temporelles annuelles vont être utilisées pour la période s'étendant de1987 à 2013. Dans un premier temps, nous allons faire un test de stationnarité.

a) Test de stationnarité

Lorsqu'on utilise des données temporelles, il est primordial qu'elles conservent une distribution constante dans le temps. Ce concept de stationnarité doit être vérifié pour chacune des séries afin d'éviter des régressions factices pour lesquelles les résultats pourraient être « significatifs » alors qu'ils ne le sont pas.

i. *convient donc de définir ce qu'on entend par stationnarité.*

– Un processus aléatoire est strictement stationnaire si toutes ses caractéristiques c'est-à-dire tous ses moments sont invariants pour tout changement de l'origine du temps.
– Un processus est dit faiblement stationnaire si seul les moments d'ordre 1 et 2 sont stationnaires.

La stationnarisation d'une série exige d'identifier au préalable le type de processus afin d'appliquer la méthode de stationnarisation appropriée. Il existe trois sources de non stationnarité

Le changement structurel (break): la fonction de régression change dans le temps, soit de façon discrète, soit de façon graduelle. On peut corriger cette situation en ajoutant une variable binaire ou une variable d'interaction qui modélise le changement structurel.

Une tendance déterministe: les données suivent une tendance qui a une fonction définie. Il suffit de la modéliser tout en choisissant bien la tendance la mieux adaptée à nos données (linéaire, quadratique, logarithmique, etc.) afin de résoudre le problème de la présence d'une tendance temporelle.

Une tendance stochastique (racine unitaire): les données suivent une marche aléatoire avec ou sans dérive avec un coefficient de 1 pour le terme autorégressé:

$y_t = y_{t-1} + \mu_t$. Il y'a non stationnarité car la variance n'est pas constante:
var $(y_t) = t\,\sigma^2_\mu$

En général pour détecter la présence d'une racine unitaire (*unit root*), on utilise le test de Dickey-Fuller augmenté[1] (DFA). Nous pouvons avoir les tests d'équation de DFA et/ou les tests statistiques de DFA.

Dans le premier cas, et dans le cadre de ce travail, soit y_t le PIB réel par habitant à la période t, posons l'équation $y_t = a + p\,y_{t-1} + \mu_t$ (1) Si après régression de la valeur de y de la période t sur sa valeur de la période t-1 par la méthode des MCO, on trouve le coefficient de y_{t-1} égal à 1 (p = 1), alors il y'a présence de racine unitaire. En d'autres termes, la série définie ci-dessus n'est pas stationnaire. Ceci se résume par:

$H_0 : p = 1 \Rightarrow$ processus non stationnaire
$H_1 : p \neq 1 \Rightarrow$ processus stationnaire

S'agissant des tests statistiques de DFA, Dickey et Fuller ont tabulé des valeurs critiques:

– si la valeur de la t-statistique associée à p en valeur absolue est supérieure à la valeur critique également en valeur absolue, on rejette l'hypothèse nulle de non stationnarité et on approuve l'hypothèse alternative.
– si par contre la valeur absolue de la t-statistique associée à p est inférieure à la valeur critique, on accepte H_0 tout en rejetant $H^{1.}$

Il est à noter que pour effectuer le test DFA, il convient de choisir le nombre de retards q de sorte que les résidus soient des BB (Bruits Blancs). Un nombre trop important de retards réduit le nombre de degrés de liberté. Le choix de q peut se faire par l'étude des autocorrélations partielles de Δy_t et l'on retient pour q le retard correspondant à la dernière autocorrélation partielle significativement différente de zéro.

© 2018 Global Journals

Après le test DFA, si la série est non stationnaire (présence de racine unitaire), on pourra dans ce cas utiliser le test de co-intégration. La co-intégration est une situation rencontrée lorsque deux séries possédant une racine unitaire ont une tendance stochastique commune. Soient x_t et y_t des séries I (1) (racine unitaire), si pour un θ donné $y_t - \theta x_t$ est I (0) (absence de racine unitaire), alors x_t et y_t sont co-intégrées avec le paramètre d'intégration θ. Dans une telle situation, la formulation en différence mène à une mauvaise spécification du modèle et des termes de correction d'erreurs doivent être ajoutés. Un test simple à utiliser est le test en deux étapes d'Engel et Granger (1987).

Le modèle est à une équation:

$$PIB = C(1) + C(2)OUV + C(3)IDE + C(4)X + C(5)M + C(6)INF + C(7)ECH + \varepsilon_1$$

Pour cette équation, le *PIB* indique le Produit Intérieur Brut par habitant.

M traduit les importations ; *X*, les exportations ; *ECH*, le taux de change ; *INF* l'inflation ; *IDE* les Investissements Directs Etrangers ; *OUV* quant à elle traduit le ratio d'ouverture. C(1), C(2), C(3), C(4), C(5), C(6) et C(7) représentent les paramètres ou coefficients de l'équation. ε_1 est le terme de correction d'erreurs.

L'estimation des coefficients de cette équation se fera par la méthode des MCO (moindres carrés ordinaires) dont le principe est la minimisation de la somme des carrées des résidus. Nous nous servirons du logiciel «e-vue» pour faire cette régression. La manipulation des données sur ce logiciel nous donnera également pour l'équation:

- les écarts types des coefficients qui permettront le calcul de certaines variables (telle que la statistique t de Student) nécessaires à l'interprétation des résultats;
- le coefficient de détermination noté R^2 qui est la proportion de la variation de la variable dépendante expliquée par les variables indépendantes. Plus R^2 se rapproche de 1, meilleur est le modèle. L'interprétation de ce coefficient reste très limitée dans le cadre de la régression multiple car il ne fait intervenir ni le nombre de variables explicatives, ni celui des observations dans l'échantillon. C'est la raison pour la quelle nous ferons recours au R-carré ajusté ou corrigé ($R^{2'}$) car il comble la lacune du coefficient simple.
- la statistique t de Student, calculée pour une taille de l'échantillon n < 31 permet de tester la significativité individuelle des coefficients à un niveau de signification donné et de degré de liberté (n-k) avec k = nombres de paramètres à estimer. Le calcul étant effectué, on passe au test de significativité proprement dite. La première chose à faire consiste à formuler les hypothèses. Par exemple pour l'équation une de notre modèle,

H_0 (hypothèse nulle): C = 0 ⇒ paramètre non significatif ; cela veut dire que l'effet marginal du coefficient sur la variable dépendante est nul.

H_1 (hypothèse alternative) : C ≠ 0 ⇒ paramètre significatif.

Après la formulation des hypothèses, la valeur calculée de Student est comparée à celle lue sur la table de Student à un seuil de signification précis.

Si $t_{cal} > t_{lue}$, on rejette l'hypothèse nulle et dans le cas contraire on accepte l'hypothèse nulle et parallèlement l'autre hypothèse n'est pas prise en compte pour chaque cas.

- La statistique F de Fisher permet dejugerde lavaliditéglobaledumodèle. On émet les hypothèses suivantes:

H_0 (hypothèse nulle), stipule que tous les paramètres de l'équation sont tous nuls.

H_1 (hypothèse non nulle) stipule que tous les paramètres sont non nuls (au moins un paramètre est non nul).

Si la valeur de la statistique F obtenue est supérieure à celle lue sur la table de Fisher à un seuil de signification précis et à (k-1, n-k) degré de liberté ($F_{cal} > F_{lue}$), on conclut que lemodèle ainsi estimé est globalement significatif et que les variables explicatives véritables ont globalement une influence sur la variable endogène. Dans ce cas, on rejette l'hypothèse nulle et dans le cas contraire on l'accepte.

Les données utilisées pour la régression sont en annexe 11. Le résultat et l'interprétation de la régression par les MCO sont donnés au chapitre 4.

b) Interprétation du test de stationnarité

Nous allons présenter ce résultat pour chaque variable et l'interpréter. Il convient de rappeler que pour le modèle $y_t = a + p\ y_{t-1} + e$, si après régression de cette équation par la méthode des MCO (*Least Squares*) le coefficient de y_{t-1} est égal à 1 (p = 1), alors la variable y n'est pas stationnaire. Elle est stationnaire si p ≠ 1: c'est le test d'équation de DFA. Une autre possibilité de détecter la présence de racine unitaire est de comparer la valeur statistique du test de DFA aux valeurs critiques tabulées par Dickey et Fuller. Si la t-statistique associée à p en valeur absolue est supérieure à l'une des valeurs critiques, alors, la série est stationnaire. Au cas contraire, on dira qu'elle est entachée d'*unit root.* Les résultats de ce test sont présentés en annexe pour chaque variable.

En ce qui concerne les importations, Nous constatons que la valeur absolue du test statistique de DFA qui est égal à 3.195169 est inférieure à toutes les valeurs critiques à savoir 4.498307, 3.658446 et 3.268973 respectivement pour des niveaux de signification de 1%, 5% et 10%. Nous pouvons conclure que la série des importations n'est pas stationnaire.

© 2018 Global Journals

De même que les importations, les exportations sont non stationnaires. La t- statistique de DFA 2.910749 est inférieure à toutes les valeurs critiques 4.374307, 3.603202 et 3.238054 respectivement à des niveaux de signification de 1%, 5% et 10%.

Il ressort de l'analyse du résultat du test de stationnarité du taux de change que la valeur du test statistique de DFA (1.759500) est inférieure à toutes les valeurs critiques à différents niveaux de signification. D'où la série de la variable taux de change n'est pas stationnaire.

Tout comme le taux de change, la variable inflation a une valeur statistique de DFA (2.345254) en dessous de toutes les valeurs critiques (4.356068, 3.595026 et 3.233456) correspondantes à des niveaux de signification respectifs de 1%, 5% et 10%. Cette série n'est pas stationnaire.

Quant aux IDE, la t- statistique de DFA (4.221143) est inférieure à la valeur critique correspondante au niveau de signification de 1% (4.356068). Pour ce niveau de signification, cette série n'est pas stationnaire. Pour les deux autres valeurs critiques, cette série est stationnaire. En somme nous déduisons que la série de la variable IDE est stationnaire aux niveaux de signification de 5% et 10%.

Les résultats du test de stationnarité du ratio d'ouverture montrent que cette variable n'est pas stationnaire.Le PIB par tête est une variable non stationnaire puisque le test statistique de DFA donne une valeur (2.942528) inférieure aux valeurs critiques tabulées.

Parvenu au terme des résultats et interprétations du test de stationnarité, il en ressort que toutes les séries (importations, exportations, taux de change, taux d'inflation, ratio d'ouverture et PIB par tête) ne sont pas stationnaires c'est-à-dire entachées d'unit root. Seule la variable IDE est stationnaire. Il convient de préciser que le test de co-intégration ne sera pas effectué ici car il a été prouvé scientifiquement que lorsque la taille de l'échantillon est inférieure à 100, le test de stationnarité devient une formalité. Par conséquent, la non stationnarité des variables n'impacte pas sur le résultat de la régression. Dans ce cas où le nombre d'observations est égal à 27, le test de stationnarité n'est pas nécessaire. Ce qui ne nous contraint donc pas à faire le test de co-intégration.

V. Résultat et Interprétation du Modèle

La régression par les MCO est une méthode qui permet d'estimer les coefficients d'une régression linéaire multi variée en minimisant la somme des carrés des résidus. Elle permet d'obtenir les estimateurs BLUE (Best Linear Unbiaised Estimators). L'équation à régresser est la suivante:

$$PIB = C(1) + C(2)OUV + C(3)IDE + C(4)X + C(5)M + C(6)INF + C(7)ECH + \varepsilon_1$$

Le modèle testé donne le résultat suivant par la méthode des moindres carrés ordinaires:

PIB=1.583147488-1.183548078*OUV+ 0.01168327105*IDE+0.5052085285*X+ 0.4871419174*M+4.580944244e-007*INF- 0.05164824327*ECH

Ce résultat est présenté dans le tableau ci-dessous:

Tableau 2: Résultat de la régression par les MCO

Dependent Variable: PIB
Method: Least Squares
Date: 01/01/02 Time: 02:32
Sample: 1977 2003
Included observations: 27
Newey-West HAC Standard Errors & Covariance (lag truncation=2)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.583147	0.260131	6.085971	0.0000
OUV	-1.183548	0.096323	-12.28724	0.0000
IDE	0.011683	0.012583	0.928466	0.3648
X	0.505209	0.039835	12.68255	0.0000
M	0.487142	0.019274	25.27476	0.0000
INF	4.58E-07	0.000322	0.001424	0.9989
ECH	-0.051648	0.029909	-1.726821	0.1004

R-squared	0.995216	Mean dependent var	9.932086
Adjusted R-squared	0.993453	S.D. dependent var	0.084440
S.E. of regression	0.006832	Akaike info criterion	-6.893126
Sum squared resid	0.000887	Schwarz criterion	-6.509174
Log likelihood	101.0572	F-statistic	564.6304
Durbin-Watson stat	2.162060	Prob(F-statistic)	0.000000

Source: Tableau élaboré par l'auteur après l'analyse des données puisées auprès du World Development Indicators de la B M et de la BEAC.

© 2018 Global Journals

S'agissant de cette régression, nous allons partir de l'interprétation globale à la particulière.

Nous allons tour à tour apporter des éclaircissements sur le coefficient de détermination, la statistique F de Fisher et la statistique de Durbin Watson.

La valeur obtenue après régression par les MCO du coefficient de détermination est de 0,995216. Nous savons que plus R^2 se rapproche de 1, meilleur est le modèle. Dans notre cas, $R^2 \approx 1$.puisqu'il n y 'a pas multi colinéarité après son test réalisé. Cela signifie que le modèle est bien spécifié. Malgré le fait que ce coefficient soit proche de 1, il est toujours préférable, dans le cas de la régression multiple, de travailler avec le coefficient de détermination ajusté ($R^{2'}$). Ce dernier est égal à 0,993453 $\approx$ 1 pour ce modèle. Ce coefficient de détermination ajusté laisse entendre que les variables dépendantes (importations, exportations, taux de change, taux d'inflation, IDE et ratio d'ouverture) expliquent à 99,34% la variation du PIB par tête au Cameroun de 1987 à 2013.en absence du multi colinéarité

Précisons que si la statistique F de Fisher est supérieure à 10, alors le modèle est bon dans l'ensemble. Dans ce cas, le test de Fisher donne une valeur statistique de 564,6304 qui est largement au-dessus de 10. Nous concluons donc que le modèle tel que nous l'avions estimé est globalement significatif. En plus, les variables exogènes (M, X, INF, ECH, IDE et OUV) ont globalement une influence sur le PIB par tête.

Le test d'auto corrélation de DW permet d'étudier l'auto corrélation à partir de la loi de Thumb qui stipule que lorsque $2 < DW < 4$, il y'a absence d'auto corrélation partielle. La statistique de DW obtenue est de 2,162060. Elle est comprise dans l'intervalle défini ci-dessus. Donc il y'a évidence d'absence d'auto corrélation partielle. Ceci est une bonne chose pour le modèle car en présence d'auto corrélation, les estimateurs des MCO ne sont plus efficaces.

Au total, Les tests d'ensemble révèlent que le modèle est bon, les variables globalement significatives et leurs estimateurs efficaces. Vérifions à présent si les tests individuels seront aussi intéressants.

Nous allons partir de l'interprétation de la statistique de Student à l'interprétation des coefficients des variables.

Ces valeurs sont lues sur la table de Student à un degré de liberté dl = 20 (dl = nombre d'observations n =27 – nombre de paramètres k =7)

Rappelons que si la valeur calculée de Student d'une variable est supérieure à la valeur lue à un niveau de signification précis, alors, le coefficient de cette variable est significatif.

En se basant sur la règle de décision, on constate que seuls les coefficients des importations et des exportations sont individuellement et statistiquement significatifs à différents niveaux de signification. Par contre, les coefficients des IDE, de l'inflation, du taux de change et de l'ouverture commerciale ne sont pas individuellement et statistiquement significatifs. Mais en mettant un accent particulier sur les probabilités des variables, il ressort que les variables importations, exportations et ouverture ont des coefficients individuellement significatifs car la probabilité de chacune d'elles (0,0000) est inférieure aux niveaux de signification de 1%, 5% et 10%. Les coefficients des IDE, de l'inflation et du taux de change restent non significatifs au regard des probabilités.

Le coefficient des importations (0,487142) est de signe positif. Cela signifie que les importations des biens et services ont une influence positive sur la croissance économique. Donc toute augmentation des importations d'une unité entraîne, toutes choses restant égales par ailleurs, un accroissement de la croissance économique de 0,4871 point. En d'autres termes, plus on importe, plus la croissance est stimulée. Cette situation peut s'expliquer par le rôle primordial que jouent les importations sur l'économie du Cameroun (pallient aux insuffisances alimentaire, énergétique, luttent contre la hausse excessive des prix qui sévit par moment au Cameroun etc).

Le signe positif du coefficient des importations n'est pas celui présagé car nous avons au préalable tout comme Mankiw pensé que les importations massives rendaient la balance commerciale déficitaire et de ce fait, jouaient négativement sur la croissance économique. Mais il s'avère que l'importation de produits étrangers moins onéreux permet une baisse des prix favorable au pouvoir d'achat. Dès lors les entreprises peuvent diminuer les salaires nominaux (sans réduire le salaire réel) et donc rendre le travail plus compétitif, favorisant l'essor de l'industrie résidente et donc en définitif l'emploi.

Les exportations quant à elles ont un coefficient de signe positif qui correspond bel et bien au signe attendu. Ce coefficient de 0,505209 laisse entendre que lorsque les exportations augmentent d'une unité de point, le PIB par tête augmente aussi de 0,505209 point. Ceci implique que les exportations et la croissance économique évoluent dans le même sens. Autrement dit, elles influencent positivement la croissance économique au Cameroun. Cet effet positif est aisément compréhensif aussi longtemps que les exportations continueront à améliorer l'emploi des facteurs de production disponibles, à étendre les dotations de facteurs et à assurer les effets de liaison au Cameroun. Ce résultat est similaire à celui de Girard qui a montré que la Syrie et la Tunisie vérifient l'hypothèse de croissance tirée par les exportations.

Contre toute attente, le coefficient du ratio d'ouverture est négatif. Ce coefficient qui est de –1,183548 traduit la relation négative entre l'ouverture commerciale et la croissance économique. Bien

© 2018 Global Journals

qu'étant négatif, le coefficient du ratio d'ouverture est significatif car l'une des conditions sine qua none imposée par les bailleurs de fond pour accorder leur aide financier au Cameroun a été la libéralisation des échanges.

References Références Referencias

1. Abena Nguema C. (2006), « Impact des accords de l'OMC sur l'économie du Cameroun, Négociation et Mise en œuvre », rapport, 69 p.
2. ACDIC (2004), « Poulets congelés », 23 p.
3. Actualité TIC et développement (2009), « Cameroun: rapport du groupe de réflexion sur la crise financière et économique internationale ».
4. Awoumou J. (2006), « La libéralisation des marchés et le développement durable en Afrique : le cas du secteur agricole au Cameroun », mémoire, ENA.
5. -Bella H. (2009), « Agriculture et croissance économique au Cameroun », mémoire d'ingénieur d'application de la statistique, ISSEA.
6. Ben-David D. (1996), « Trade and Convergence among Countries », Journal of International Economics, vol. 40, 279-298.
7. Bekioua Fateh et Reffaf Mehdi (2006), « Education et croissance économique en Algérie : une analyse en terme de causalité à l'aide des modèles VAR », mémoire d'ingénieur en statistique appliquée, INPS Alger.
8. Bessong à Beyeck L. (2006), « Commerce potentiel entre le Cameroun et ses pays frontaliers », mémoire d'ingénieur d'application de la statistique, ISSEA.
9. Blomstom et al (1992), « Effet des IDE sur la croissance économique ».
10. Combemale P. et Piriou J-P. (1999), « Sciences économiques et sociales, Nouveau manuel », Editions La Découverte et Syros, Paris, XIV-781 p.
11. Diouf Maktar (1991), « Economie Politique, pour l'Afrique », N.E.A.S, 309 p.
12. Dedehouanou M. (2009), « Effet de la dette extérieure sur la croissance économique au Benin », mémoire de DEA en économie, Université d'Abomey-Calavi.
13. Dufort J. et Murray F. (2004), « Impact de l'appréciation du taux de change sur la croissance des exportations et du PIB du Québec ». Direction de l'analyse des relations économiques extérieures, 46 p.
14. Export Entreprises SA (2009), « Contexte politico-économique ».
15. Frankel J. et Romer D. (1999), « Does trade cause growth?" American Economic review, vol 89(3), 379-399.
16. Grossman G.M et Helpman E. (1991) "Innovation and growth in the global economy", Cambridge, MIT Press, Boston.
17. Grossman G.M. et Helpman E (1992), « Innovation and Growth: Technological Competition in the Global Economy », Cambridge, MIT Press, Boston.
18. Girard V. (2007), « L'impact des exportations sur la croissance : une analyse empirique appliquée au cas des pays partenaires méditerranéens ».
19. Harrison A. (1996), "Openness and growth, a time-series, gross-country analysis for developing countries", Journal of development economics, vol 48, n°2, 419-447.
20. Jin C. (2004), « On the Relationship Between Openness and Growth in China: Evidence from Provincial Time Series Data », The World Economy Volume 27, Issue 10, november, p.1571-82.
21. Lemzoudi N. (2005), « L'impact du degré d'ouverture sur la croissance économique : Cas de six pays d'Afrique de l'Ouest », rapport de recherche en vue de l'obtention de la Maîtrise en Sciences Economiques, 28 p.
22. Lezona H. (2005), « L'impact des exportations sur la croissance économique au Congo Brazzaville ».
23. Levine R. et Renelt D. (1991), « Cross-Country Studies of Growth and Policy, Methodological, Conceptual and Statistical Problems », *World Bank Working Papers Series*, n°608,.
24. Lucas R.E. (1988), "On the Mechanics of Economic Development", journal of monetary Economics, vol 22, Issue 1, 3-42.
25. Macromédia Flash Player, « l'inflation », Hachette Multimédia / Hachette Livre.
26. Mankiw G. (2001), « Macroéconomie », De Boeck Université s.a., XLVI-652 p.
27. Marchon M. (2003), « Impact du commerce international sur la croissance économique du Canada et du Québec », revue commerce.
28. Marouane Alaya (2004), « Investissement direct étranger et croissance économique : le cas de la Tunisie », séminaire doctoral du GDRI EMMA.
29. Mbemba F. (2006), « Incidence du commerce international sur le développement économique de la RD Congo », mémoire de Maitrise en gestion et commerce international, UCCM.
30. Mehdi Moufatih (2007), « Le commerce international », université Hassan II.
31. Naanaa Abdellatif (2002), « Impact de la croissance économique, de l'inflation, des intérêts de la dette, du solde primaire et du taux de change sur l'évolution du taux d'endettement direct du trésor au Maroc », document de travail n° 49.
32. Ngouhouo I. (2008), « Les Investissements Directs Etrangers en Afrique centrale : attractivités et effets économiques »,thèse de Doctorat en Sciences Economiques, université de Toulon et du Var, 299 p.
33. Ntavoua H. (2007), « Impact des IDE sur la croissance et le développement au Cameroun. », mémoire de Master en Sciences Economiques, UDS.

© 2018 Global Journals

34. Rodriguez F. et Rodrik D. (2000), « Trade policy and economic growth : a skeptic's guide to the cross-national evidence »,Boston.
35. Sachs JD. et Warmer A. (1995), « Economic reform and the global integration », Brookings papers on Economic Activities, vol 1, 1-118.
36. Ouellet E. (2005), « Guide d'économétrie appliquée pour Stata pour ECN3950 et FAS 3900 », université de Montréal, 68 p.
37. Ouerhani Salah (2009), « Inflation, développement financier et croissance économique », thèse de Doctorat en Sciences Economiques, université de Tunis El Manar.
38. Représentation Suisse à Yaoundé- THE (2009), « Rapport économique Cameroun », Département fédéral des affaires étrangères DFAE.
39. République du Cameroun (2003), « Document de Stratégies de Réduction de Pauvreté (DSRP) ».
40. Siroën J-M. (2000), « L'ouverture commerciale est-elle mesurable ? », Colloque ouverture économique et développement, Tunis, 14p.
41. Tsafack Nanfosso (2006), « Economie politique d'une dynamique dans les exportations camerounaises », Nordic journal of african studies 15 (3) :344-366 p.
42. Yoshua Salvatores (2007), « Investissement direct étranger et croissance économique en RD Congo (de 1990 à 2006) », Licence, université de Goma.

© 2018 Global Journals