

Antoine YERBANGA

UFR/SEG et IUFIC Université Ouaga II

Email : yebangasantoine@gmail.com

Déterminants des exportations intra-UEMOA du Burkina Faso

Résumé : L'objectif de cet article est de montrer les insuffisances du modèle de gravité utilisé dans l'analyse du commerce bilatéral et de déterminer les facteurs explicatifs du commerce intra-UEMOA du Burkina Faso à l'aide d'une approche différente. L'estimation du modèle linéaire général proposé montre que le niveau de développement influence positivement et significativement les exportations intra-UEMOA du Burkina Faso. Il en est de même du commerce extra-UEMOA et de l'impôt sur le commerce extérieur. Par contre, le capital agit négativement et significativement sur le commerce intra-UEMOA du Burkina Faso tandis que l'impact des *IDE* n'est pas significatif. Le test de Granger indique que seule la variable PIB/tête cause, au sens de Granger, les exportations intra-UEMOA.

Mots clés : Exportations intra-UEMOA, Burkina Faso, Modèle de gravité.

The determinants of intra-WAEMU exports of Burkina Faso

Abstract: *The objective of this paper is to show the inadequacies of the gravity model used in the analysis of bilateral trade and to determine the explanatory factors for **intra-WAEMU** trade in Burkina Faso using a different approach. The estimate of the proposed general linear model shows that the development level, the extra WAEMU trade and the foreign trade tax have a positive and significant influence on intra-WAEMU exports of BF. On the other hand, capital acts negatively and significantly on the intra-WAEMU trade of BF. The Granger test indicates that only the GDP per capita variable causes Granger's intra-WAEMU exports.*

Key words: Intra-WAEMU exports, Burkina Faso, Gravity Model.

JEL Classification: C18 - F15 - F14

Received for publication: 20170314. **Final revision accepted for publication:** 20170622.

1. Introduction

Une prédominance des importations intra-UEMOA du Burkina Faso par rapport à ses exportations intra-UEMOA est observée depuis 1970. Les exportations intra-UEMOA étaient de 1800 millions de Francs CFA en 1970. Elles sont passées de 14 687 millions de FCFA en 1994 à 157979,73 millions de Francs CFA en 2014. Par contre, les importations intra-UEMOA qui étaient de 2916 millions en 1970 sont passées de 46 270 millions de FCFA en 1994 à 791736,04 millions de Francs CFA en 2014¹. Malgré cette prédominance, le seul élément du commerce intra-UEMOA favorable à la croissance économique du Burkina Faso (BF) demeure les exportations intra-UEMOA. Du point de vue empirique, des études indiquent que les exportations intra-UEMOA du BF ont un impact positif et significatif sur sa croissance économique tandis que les importations intra-UEMOA du BF ont un impact significativement nul sur sa croissance. Du point de vue théorique, la théorie moderne de l'intégration indique que c'est plutôt les orientations des exportations qui sont importantes dans l'intégration régionale (Hosny, 2013). Cette théorie combat de ce fait la théorie traditionnelle de l'intégration qui prône plutôt les importations de substitution (Hosny, 2013 ; Lawrence, 1997).

L'identification des déterminants du commerce intra-UEMOA du BF notamment les exportations intra-UEMOA du BF devient nécessaire en matière de recherche de stratégie de développement économique surtout dans un contexte où l'incidence de pauvreté demeure élevée même si elle a connu un léger fléchissement de 5,6 points de pourcentage entre 2003 et 2014 (INSD, 2015). La question que l'on se pose est : quels sont les déterminants des exportations intra-UEMOA du BF? Il s'agit d'identifier les facteurs économiques qui justifient la participation du BF aux exportations au sein de l'UEMOA. L'analyse des déterminants du commerce intra-UEMOA du BF s'avère intéressante pour trois raisons : il n'y a pas d'études qui examinent les insuffisances méthodologiques comme la nature ambiguë de la variable dépendante et le caractère symétrique des exportations et des importations au sein de deux pays à notre connaissance ; l'ouverture intra-UEMOA à tendance unilatérale du côté des importations indique une baisse relative des exportations intra-UEMOA du BF; dans les spécifications économétriques, il est noté la non prise en compte de la question de complémentarité ou de la similarité des produits d'exportations extra et intra UEMOA du BF.

L'objectif de cet article est de montrer les insuffisances du modèle de gravité utilisé dans l'analyse des déterminants du commerce bilatéral et de proposer un modèle alternatif qui permet de mieux analyser les déterminants du commerce intra-UEMOA du BF. Le reste de l'article est organisé en trois sections : la deuxième traite de la revue de littérature et met en évidence les limites de l'approche par le modèle de gravité. La troisième présente la spécification économétrique adoptée et les résultats de l'estimation. La quatrième section est consacrée à l'interprétation et à la discussion des résultats.

¹Base de données en ligne de la BCEAO (<http://edenpub.bceao.int/rapport.php>). Consultée le 10/12/2016

2. Revue de littérature et limites de l'application de l'approche de gravité

Une littérature abondante existe sur les déterminants des exportations relatives aux unions économiques. On note entre autres Aitken (1973) pour le commerce et Magnifico (1971) pour la croissance de la balance commerciale dans l'Union Européenne. Saint-Marc (1968) a analysé le commerce dans la zone franc tandis que Frankel *et al.* (1996) se sont intéressés aux accords commerciaux au niveau régional.

Pour l'UEMOA, cas spécifique qui nous intéresse dans cet article, les premières contributions remontent à Ouédraogo (1999) qui s'est intéressé aux exportations intra-UEMOA pour la période 1967-1997. Il utilise dans son analyse un modèle de gravité. Trois spécifications ont été utilisées par l'auteur pour expliquer les échanges bilatéraux : (i) échanges entre pays appartenant à la même zone climatique ; (ii) échanges entre pays appartenant à des zones climatiques différentes ; (iii) et échanges entre l'ensemble des pays de l'UEMOA. Les résultats divergent pour ce qui est de l'effet du PIB/tête du pays exportateur sur les échanges bilatéraux. L'intensité de l'effet est de 1,697 pour les pays appartenant à la même zone climatique, de 0,798 pour des pays appartenant à des zones climatiques différentes et de 1,283 pour l'ensemble des pays considérés.

Du point de vue méthodologique, l'approche d'estimation de Ouédraogo (1999) a consisté à juxtaposer les exportations des pays membres de l'Union les unes après les autres. Cette juxtaposition consiste à placer les unes à la suite des autres, les exportations du pays A vers le pays B de l'Union, et les exportations du pays B vers le pays A. L'opération s'applique à l'ensemble des pays de l'Union. Par cette démarche, la variable dépendante dans le modèle, à savoir les exportations bilatérales, devient un mélange des exportations et des importations. En effet, la juxtaposition, c'est-à-dire le fait de placer les exportations du Burkina Faso vers la Côte d'Ivoire et les exportations de la Côte d'Ivoire vers le Burkina Faso les unes à la suite des autres, est équivalent à placer les exportations du Burkina Faso vers la Côte d'Ivoire et des importations du Burkina Faso en provenance de la Côte d'Ivoire. La variable dépendante obtenue est une variable hybride car elle n'est, ni du commerce extérieur ($X+M$), ni uniquement des exportations (X), ni uniquement des importations (M). Elle est un mélange des exportations et des importations d'un pays envers ou en provenance d'un autre rendant l'analyse et l'interprétation délicate. Cette variable hybride, s'éloigne des mesures classiques du commerce généralement utilisée dans les investigations. Le commerce peut être analysé soit par l'ouverture économique (Edwards, 1998 ; Harrison, 1996 ; Frankel et Romer, 1999), soit par la somme des exportations et des importations rapportée à la production (Eaton *et al.*, 2016), soit par l'une des deux variables qui constituent le commerce à savoir les exportations et les importations. Johnson (2006) dans son analyse du commerce a utilisé plutôt les exportations. Quelques années plus tard, Gbetnkom et Avom (2005) réexaminent la même problématique dans le cadre de l'UEMOA avec la même méthodologie : l'utilisation des exportations bilatérales entre les pays et un modèle de gravité. A la différence de l'investigation précédente, ils adoptent une mesure des flux d'exportations comme le volume des importations en provenance du pays tels qu'enregistrés dans l'autre pays. Pour ces auteurs, cette

mesure est plus fiable car prenant en compte les coûts « assurance et frets » et aussi les distorsions. Toutefois, la variable dépendante est un mélange des exportations du pays exportateur ajustées de frais d'assurance et taxes du pays importateur et des importations du pays exportateur. Les importations du pays exportateur sont égales aux exportations du pays importateur ajustées des frais d'assurance et taxes du pays exportateur. En d'autres termes, l'approche de Gbetnkom et Avom (2005) utilise une mesure CAF (Coût, Assurance et Fret) tandis que celle de Ouédraogo (1999) privilégie une mesure FOB (Free On Board). Contrairement à Ouédraogo (1999), Gbetnkom et Avom (2005) ne se limitent pas aux seuls pays de l'UEMOA.

Quelques années plus tard, Otrou (2007) a analysé les déterminants des exportations extérieures des pays de l'UEMOA. Il prend comme variable dépendante l'ouverture économique. Ce qui lui permet d'éviter les deux écueils des investigations précédentes. En s'inspirant de cet auteur, on pouvait envisager l'utilisation de l'ouverture économique intra-UEMOA comme variable dépendante. Toutefois, la variable ouverture économique intra-UEMOA ne permet pas non plus de proposer une politique précise en matière commerciale en toute connaissance de cause. Ce tour d'horizon montre les insuffisances majeures dans les résultats actuels sur le sujet et justifie de ce fait notre intérêt sur la question.

Nous proposons une approche qui est différente des approches précédentes et qui permet d'éviter la nature hybride de la variable dépendante. Nous pouvons envisager l'utilisation de l'approche des estimations, par rétrécissement donnant lieu à des estimateurs appelés estimateurs bayésiens empiriques, développée par Swamy (1970), et améliorée par Lindley et Smith (1972). A leur suite, des améliorations ont été apportées par Maddala et Hu (1996) et finalement par Hsiao et *al.* (1999).

L'approche résout le problème d'hétérogénéité inter-pays. Toutefois, une estimation par une approche basée sur les estimations par rétrécissement n'est pas envisageable dans ce cas dans la mesure où le rétrécissement se portera sur les coefficients estimés d'équation dont les variables dépendantes sont soit les X ou les M . De façon formelle, la nature de la variable dépendante du modèle de gravité est donnée comme suit : soit le BF, le pays qui exporte et j le pays de destination des exportations, on a X_{BFj} , les exportations du BF vers le pays j . De même X_{jBF} , représente les exportations du pays j vers le BF. On note M_{BFj} les importations du BF en provenance du pays j . On sait que $X_{jBF}=M_{BFj}$ à cause de la symétrie entre X et M pour deux pays. Ainsi, la variable dépendante du modèle de gravité est représentée par $\begin{pmatrix} X_{BFj} \\ X_{jBF} \end{pmatrix}$.

On a donc $\begin{pmatrix} X_{BFj} \\ X_{jBF} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} X_{BFj} \\ M_{BFj} \end{pmatrix}$. D'où le fait que la variable dépendante dans le modèle de

gravité est une juxtaposition des importations et des exportations d'un pays par rapport à d'autres pays. Pour Ouédraogo (1999), j représente les autres pays de l'UEMOA. Pour d'autres auteurs comme Gbetnkom et Avom (2005), j représente les partenaires commerciaux du BF.

L'approche par le modèle de gravité ne serait pas très appropriée dans l'analyse du commerce intra-union même si plusieurs auteurs ont fondé un espoir sur ce modèle développé par Stewart en 1940 (Holden, 1996 ; Cassim et Hartzeburg, 1997 ; Carrère, 2002 ; Gbetnkom et Avom, 2005). Plusieurs contributions récentes concernent les fondements économiques théoriques du modèle. Pour les fondements microéconomiques, on note entre autres les contributions de Tinbergen (1962), de Linneman (1966), de Anderson (1979). Les contributions relatives au commerce international ont été l'œuvre de Deardorff (1995), de Krugman (1979), de Bergstrand (1985) tandis que celles relevant de la nouvelle économie géographique ont été l'œuvre de Stewart (1940), de Krugman (1991a, 1991b) et de Bergstrand (1985).

Cet article utilise l'approche alternative qui est l'estimation par pays en considérant les exportations du pays de référence (BF) vers les pays de l'UEMOA. Elle inclut dans les variables explicatives, le *Capital* et les *Investissements Directs Etrangers* (IDE), les *exportations extra-UEMOA du BF*, les *impôts sur le commerce extérieur* qui étaient intégrés directement dans la variable flux des exportations proposée par Gbetnkom et Avom (2005).

La prise en compte de la variable IDE se justifie en se référant aux contributions théoriques relatives aux externalités des IDE sur les économies récipiendaires. Plusieurs études théoriques et empiriques dans ce domaine indiquent que la présence étrangère permet le transfert technologique et du savoir-faire en procédure et en processus. En outre, les échanges s'améliorent avec l'investissement étranger, que ce soit au niveau des exportations ou des importations (Oumama, 2014). La prise en compte des IDE dans la modélisation permettra de vérifier empiriquement ce résultat pour le BF. De même, en se basant sur la théorie des échanges intra-branche, Berthélemy (2005), note que les pays intermédiaires sont des économies qui ont, pour les produits technologiquement avancés, intensifs en capital et capital humain, un avantage comparatif par rapport aux pays en développement. Compte tenu de ce qui précède, il est nécessaire de considérer que le capital est un élément important dans en matière d'échange entre les pays via le processus de production des biens échangeables. C'est pourquoi, il a été jugé nécessaire de l'incorporer dans le modèle.

3. Spécification économétrique et estimation

Cette section présente le modèle économétrique, la procédure d'estimation et les résultats. Dans la section consacrée au modèle économétrique, il est présenté également les sources de données utilisées.

3.1. Modèle économétrique et données

Nous partons de la spécification qui : $XU_t = y_t^{\alpha_1} XEXU_t^{\alpha_2} K_t^{\alpha_4} e^{\alpha_0 + \varepsilon_t + \alpha_3 IDE_t + \alpha_5 TCE_t}$

Avec XU_t , les exportations intra-UEMOA du BF; y_t , le PIB par tête; IDE_t , les Investissements Directs Etrangers nets; K_t , le stock de capital; TCE_t , les Taxes et impôts sur le commerce extérieur; $XEXU_t$, les exportations extra-UEMOA du BF; et

e, la fonction exponentielle. En introduisant l'opérateur log dans le modèle, on obtient la spécification d'un modèle semi-log comme représentée par l'équation (1) :

$$\ln XU_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln y_t + \alpha_2 \ln XEXU_t + \alpha_3 IDE_t + \alpha_4 \ln K_t + \alpha_5 TCE_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Les données couvrent la période 1968-2014, soient 47 observations. Elles proviennent de la base de données de la Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) pour ce qui concerne le Produit Intérieur Brut par tête (y), les exportations intra-UEMOA (XU), les exportations extra-UEMOA ($XEXU$), les impôts sur le commerce extérieur (TCE) et les Investissements Directs Etrangers (IDE). Par contre, le stock de capital (K) provient de de la base de données *World Development Indicators* (WDI) de la Banque Mondiale.

3.2. Procédure d'estimation

Dans cette analyse, nous utilisons des séries temporelles. Il est donc nécessaire d'examiner l'existence de problèmes généralement admis dans ces types de données. Ainsi, nous diagnostiquons entre autres, la stationnarité des variables (3.2.1), l'autocorrélation (3.2.2), l'hétéroscédasticité (3.2.3), et la normalité des erreurs (3.2.4). Nous terminons par une estimation du modèle (3.3) après avoir réalisé le test de causalité de Granger (3.2.5). Les résultats des différents tests justifient l'utilisation de la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) pour estimer le modèle.

3.2.1. Etude de la stationnarité

Avant d'estimer l'équation, il est nécessaire de s'assurer que les variables utilisées sont stationnaires. Pour ce faire, deux tests sont généralement proposés dans la littérature. Le test de racine unitaire de Dickey-Fuller Augmenté (ADF) développé par Dickey et Fuller (1981) et le test de Phillips-Perron (PP), développé par Phillips et Perron (1988). Nous retenons dans cette étude le test ADF. Ce choix peut se justifier par le fait qu'il produit des résultats plus performants que le test de Phillips-Perron selon Russell et Mackinnon (2004). De plus, le test ADF est facile à mettre en œuvre sur le logiciel Eviews que nous utilisons. Soit g une variable, de façon formelle, le test de Dickey-Fuller Augmenté se présente comme suit dans sa formulation sans trend ni constante :

$$\Delta g_t = \alpha_0 g_{t-1} + \sum_{j=1}^m \alpha_j \Delta g_{t-j} + \varepsilon_t$$

avec Δ comme l'opérateur de différence, ε_t le terme d'erreur, α_j les coefficients du modèle. Ce test repose sur les hypothèses suivantes:

H_0 : la série est dite non stationnaire et

H_1 : la série est dite stationnaire.

La décision de rejeter H_0 est prise si la statistique de l'ADF est supérieure à la valeur critique issue de la table de Mackinnon-Haug-Michelis (1999) pour un seuil donné

généralement de 1%, de 5% et de 10%. Dans ce cas présent la série est dite stationnaire d'ordre zéro et on note $I(0)$. Au cas où H_0 est acceptée, la série est dite non stationnaire et l'itération continue en différences premières.

Tableau n° 1: Résultats du test de racine unitaire par la méthode ADF

Variables	Valeur critique	Valeur théorique	Probabilité Seuil	Ordre d'intégration	Conclusion	Procédé utilisé
$\ln y_t$	5,487724	-2,617364	1%	$I(0)$	Stationnaire en niveau	Sans trend ni constante
$\ln K_t$	3,759586	-2,617364	1%	$I(0)$	Stationnaire en niveau	Sans trend ni constante
$\ln XU_t$	2,463914	-1,948313	5%	$I(0)$	Stationnaire en niveau	Sans trend ni constante
$\ln XEXU_t$	2,984397	-2,618579	1%	$I(0)$	Stationnaire en niveau	Sans trend ni constante
IDE_t	-2,169319	-1,948313	5%	$I(0)$	Stationnaire en niveau	Sans trend ni constante
TCE_t	2,635907	-2,616203	1%	$I(0)$	Stationnaire en niveau	Sans trend ni constante

Source : Calcul de l'auteur

L'analyse du tableau montre que la variable XU_t est stationnaire en niveau au seuil de 5%. Toutes les variables du modèle sont stationnaires en niveau au seuil de 1%. Ce résultat justifie l'utilisation de la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) pour identifier les déterminants des exportations intra-UEMOA du BF. Nous examinons les problèmes d'autocorrélation et l'hétéroscédasticité.

3.2.2 Identification des problèmes d'autocorrélation

Nous utilisons le test de Durbin-Watson développé par Durbin et Watson (1950).

Tableau n° 2 : Résultats de test d'autocorrélation d'ordre 1

Nom du modèle	Nombre de coefficient (ddl)	DW calculé	DW théorique dans le cas avec constant à 1% (Savin et White)		Conclusion
			dl	du	
Modèle	5	1,8746	n=45, dl=1,111 n=50, dl=1,164	n=45, du=1,583 n=50, du=1,587	Absence d'autocorrélation

Source : Calcul de l'auteur

La borne supérieure de la statistique de Durbin-Watson étant inférieure à la valeur calculée de DW, on conclut à l'absence d'autocorrélation.

3.2.3 Identification des problèmes d'hétéroscédasticité

Nous utilisons dans cette investigation trois tests : le test de Harvey, le test de Glejser et le test de White. Les résultats sont consignés dans le tableau.

Tableau n° 3 : Résultats de test d'hétéroscédasticité

	Nombre de coefficients (ddl)	Nature du test	Observations * R ² calculé (B)	Valeur de Khi-Deux à 1% (A)	Décision	conclusion
Modèle	5	Harvey	12,98228	20,51	A > B	Absence Hétéroscédasticité
	5	Glejser	7,6277	20,51		
	20	White	23,63	37,57		

Source : Calcul de l'auteur

Les trois tests conduisent à la conclusion d'une absence d'hétéroscédasticité.

3.2.4. Test de normalité des erreurs

Le test de normalité des résidus conduit à la conclusion que les résidus suivent une distribution normale. En effet, le test conduit à la valeur de Jarque-Bera égale à 0,2441. Cette valeur est inférieure à la valeur de Khideux de 5 degré de liberté à 1% qui est de 16,81.

3.2.5. Test de causalité de Granger

Nous effectuons le test de Granger entre les différentes variables indépendantes et la variable exportations intra-UEMOA. Les résultats des tests sont consignés dans le tableau n° 4.

Tableau n° 4 : Résultat de test de causalité

	F-statistique	Prob (F)
$\ln y_t$ ne cause pas $\ln XU_t$	5,40	0,008
$\ln XU_t$ ne cause pas $\ln y_t$	0,005	0,99
$\ln XEXU_t$ ne cause pas $\ln XU_t$	1,02776	0,3671
$\ln XU_t$ ne cause pas $\ln XEXU_t$	6,3229	0,0041
$\ln K_t$ ne cause pas $\ln XU_t$	1,73017	0,1903
$\ln XU_t$ ne cause pas $\ln K_t$	2,93597	0,0646
IDE_t ne cause pas $\ln XU_t$	0,07615	0,9268
$\ln XU_t$ ne cause pas IDE_t	2,95087	0,0638
$\ln XU_t$ ne cause pas TCE_t	0,88915	0,4190
TCE_t ne cause pas $\ln XU_t$	2,70701	0,0790

Source : Calcul de l'auteur

En conclusion, seul le PIB/tête cause, au sens de Granger, les exportations intra-UEMOA du BF.

3.3. Résultats d'estimation du modèle

L'estimation de l'équation (1) par les Moindres Carrés Ordinaires conduit aux résultats présentés dans le tableau n° 5.

Tableau n° 5 : Résultat de l'estimation du modèle

Variable Dépendante Log(XU_t)	Coefficients	T-Student
$\ln y_t$	1,26773***	3,408756
$\ln XEXU_t$	0,336456***	2,735127
$\ln K_t$	-0,629369**	-1,786
IDE_t	$2,56 \cdot 10^{-6}$	1,133194
TCE_t	0,006141***	1,943969
Constante	2,395824**	1,858672

***Significative à 1% ; **Significative à 5% ; *Significative à 10%.

$R^2 = 0,9454$; $R^2_{ajusté} = 0,938787$;

Loglikelihood = -10,352 ; Prob(F-statistic)= 0,0000 DW =1,874629

Source : Calcul de l'auteur

En dehors du coefficient de la variable IDE , les coefficients des autres variables retenues dans le modèle sont significatifs à au moins 10%. Le coefficient de détermination ajusté tendant vers l'unité (R^2 ajusté= 0,9388), sont assez révélateur du pouvoir explicatif du modèle.

4. Interprétation des résultats

Le modèle est globalement bien spécifié (Prob(F-statistic)=0,0000). La variation des exportations intra-UEMOA du BF est expliquée à plus de 93,88% par les variables explicatives retenues dans le modèle.

(1) La variable **PIB/tête** traduit le niveau de développement du Burkina Faso. Elle a une influence significativement positive sur les exportations intra-UEMOA. Une augmentation du niveau de développement du BF de 1%, entraîne une hausse des exportations intra-UEMOA de 1,267%. Le sens positif du coefficient pourrait s'interpréter comme l'existence des opportunités pour les agents économiques sur le marché régional dans les secteurs d'activité où ils sont le plus concentrés. En rappel, environ 80% des actifs sont dans le secteur primaire avec comme sous-secteurs les plus importants, l'agriculture et l'élevage (MJFPE, 2014). Pour ce dernier, il est noté qu'il est une source de revenu monétaire important pour les ménages en milieu rural. En effet, plus de 60% du revenu monétaire en milieu rural provient de l'élevage (INSD, 2010). Cette dernière activité est une activité complémentaire à l'agriculture en milieu rural à deux niveaux : (i) premièrement, il est source d'engrais organiques pour la pratique des techniques de cultures CES/DRS ; (ii) deuxièmement, il permet au producteur de pratiquer la culture attelée. Ainsi, la valorisation des activités productives, surtout agricoles, peut avoir un impact sur la production et donc les

exportations intra-UEMOA. L'accroissement des exportations intra-UEMOA passe par un accroissement de la production des produits exportables. Le *PIB/tête* est un argument de cette fonction d'offre de biens exportables du BF dans l'UEMOA. Ces produits sont entre autres les produits de l'élevage, le coton, les céréales, etc. L'écoulement au sein de l'UEMOA se fait sans difficulté majeure pour ce qui concerne ces produits, compte tenu de l'avantage comparatif qu'a le BF. Ce résultat diffère de celui de Ouedraogo (1999) qui était de 1,697%.

(2) La *variable exportation extra-UEMOA* cherche à mettre en œuvre la complémentarité ou la similarité des produits d'exportation extra et intra-UEMOA du BF. Ainsi, une augmentation des exportations extra-UEMOA de 1% entraîne une hausse des exportations intra-UEMOA de 0,336%. Ce résultat semble confirmer que les produits qui font l'objet d'exportation intra et extra ne sont pas totalement similaires. Les exportations hors UEMOA sont pour l'essentiel constituées de matières premières comme l'or, le coton, le sésame, le haricot vert, le bétail. Les exportations intra-UEMOA sont constituées essentiellement des céréales, de l'oignon, de coton et de bétails. Les deux produits similaires dans les deux zones sont donc le coton et le bétail tandis que les produits divergents dans les deux blocs sont l'or et le haricot vert. Ces derniers produits sont plus représentatifs dans les exportations extra-UEMOA. Une augmentation des exportations extra-UEMOA agit positivement sur les exportations intra-UEMOA. En effet, l'augmentation des exportations extra-UEMOA essentiellement les produits divergents (l'or et le haricot vert), libère alors les autres produits similaires comme le coton et le bétail au profit des exportations intra-UEMOA. Ces résultats soutiennent la thèse que l'exportation extra-UEMOA des produits divergents en général et de l'or en particulier est plus bénéfique que l'exportation extra-UEMOA des produits similaires comme le coton et le bétail. Otrou (2007) indique que dans l'UEMOA, la présence des investissements étrangers se justifie dans la production des biens agricoles et miniers et non dans celles de produits industriels manufacturés à forte valeur ajoutée. En s'intéressant au cas spécifique du Burkina Faso, on note toutefois que le climat est peu propice pour les investissements agricoles. Cette donnée permet de relativiser la position de Otrou (2007), notamment pour ce qui concerne le secteur agricole.

(3) Le coefficient des *Investissements Directs Etrangers* est positif mais non significatif. Les exportations intra-UEMOA du BF ne sont pas significativement expliquées par les IDE. Ce résultat s'écarte des prévisions théoriques relatives aux externalités des IDE sur les économies récipiendaires, prévisions selon lesquelles les échanges commerciaux s'amélioreraient avec une augmentation des IDE. En admettant que l'accroissement des exportations intra-UEMOA se fait par un accroissement de la production, on peut soutenir l'idée que la production des biens qui sont exportés dans l'espace de l'Union est assurée par des petits producteurs au niveau national. Le processus de production de ces biens nécessiterait très peu de capital comme le montre le signe négatif et significatif du coefficient du capital.

(4) *Le stock de capital* a un impact négatif et significatif sur les exportations intra-UEMOA du BF. Ce résultat qui semble contre intuitif est cohérent en l'examinant en rapport avec le résultat sur le *PIB/tête*. Il signifie que la production des produits, destinés à l'exportation intra-UEMOA ne nécessite pas de stock de capital important. C'est pour cette raison qu'une simple augmentation du PIB/tête est susceptible de conduire à une hausse importante des exportations intra-UEMOA. Les avantages comparatifs relatifs du BF dans l'UEMOA sont situés dans la production des biens moins intensifs en facteur capital et donc plus intensifs en travail. Et, comme le Burkina Faso est plus doté en facteur travail, on comprend alors cette forme de spécialisation du pays dans l'UEMOA. La théorie de Heckscher-Ohlin-Samuelson (HOS) peut être évoquée pour expliquer ce résultat.

(4) Un lien significativement positif est noté entre *l'impôt sur le commerce extérieur* (TCE) et les exportations intra-UEMOA du BF. Comme la relation entre les XU et le TCE est du type « log-niveau », l'interprétation du coefficient associé se fait après avoir multiplié ce dernier par 100². Ainsi, la hausse des impôts sur le commerce extérieur d'un million de francs FCFA entraîne une hausse des exportations intra-UEMOA de 0,6141%. Ce résultat semble être contre intuitif lorsqu'on cherche à l'interpréter de manière directe. Par contre, une interprétation indirecte semble possible et serait même recommandée. La hausse des impôts sur le commerce extérieur d'un million de francs CFA entraîne une baisse des importations hors UEMOA du BF. Cette baisse des importations s'explique par les prix élevés de ces produits finis. Les entreprises de l'UEMOA deviennent plus compétitives et augmenteront de ce fait leur production. Pour augmenter leur production, les entreprises doivent demander plus de matières premières. Cela va occasionner une hausse de prix de matière première utilisée dans la production, d'où la relance de la production locale de cette matière première au BF. Et finalement, on assiste à une augmentation des exportations intra-UEMOA du BF de 0,6141%.

L'imposition de taxe sur les importations extra-UEMOA sera profitable aux acteurs dans l'échelon de la production de matière première et aussi aux entreprises de l'Union qui sont positionnées dans la production des produits finis à partir de ces matières premières. Par extrapolation, on peut soutenir que le tarif extérieur commun (TEC) est bénéfique aussi bien pour les pays producteurs de produits finis que ceux positionnés dans la production de matière première y afférentes. Les agents qui semblent être comme les perdants dans cette situation deviennent les agents consommateurs de l'Union. Mais, l'on peut penser que le prix du bien produit dans l'UEMOA est inférieur au prix de ce même bien ou service importé intégrant le Tarif Extérieur Commun (TEC) de l'UEMOA. Ce résultat très intéressant milite en faveur de l'intégration économique régionale.

² On montre que $100 * 0,006141 = \frac{\% \Delta XU_t}{\partial TCE_t}$. D'où l'interprétation en terme de changement en pourcentage des exportations intra-UEMOA du BF lorsque les impôts sur le commerce extérieur augmente d'une unité.

5. Conclusion

La nature de la variable dépendante du modèle de gravité utilisée dans la littérature, à notre connaissance, n'a pas fait l'objet d'analyse critique. Cet article a permis de percevoir le caractère « hybride » de ladite variable dans le cadre d'un groupe de pays appartenant à une Union. Cette situation dénote une mesure du commerce peu appropriée et cela nous a conduit à renoncer à utiliser le modèle de gravité. Ainsi, il a été utilisé une approche basée sur le modèle linéaire général pour dériver les facteurs explicatifs des exportations intra-UEMOA du Burkina Faso. Au terme de cette analyse, un certain nombre de résultats se dégagent. Une augmentation du TCE d'un million de Francs CFA entraîne une augmentation des exportations intra-UEMOA du BF de 0,6141%. Par extrapolation, on peut indiquer que le TEC de l'UEMOA est profitable aussi bien aux pays producteurs de matières premières que les pays transformateurs de ces matières premières en produits finis. Le niveau de développement influence positivement les exportations intra-UEMOA du BF. Cela traduit le fait que ce dernier est un argument de l'offre de produits exportables du BF dans l'UEMOA.

Contrairement à nos attentes, les Investissements Directs Etrangers n'influencent pas significativement les exportations intra-UEMOA du BF. Une ouverture intra-UEMOA à tendance unilatérale du côté des exportations n'attire pas les investisseurs étrangers. Enfin, les exportations extra-UEMOA agissent positivement et significativement sur les exportations intra-UEMOA du BF. L'augmentation des exportations extra-UEMOA essentiellement les produits divergents (l'or et le haricot vert), libère alors les autres produits similaires comme le coton et le bétail au profit des exportations intra-UEMOA. Ces résultats confirment que l'exportation extra-UEMOA des produits divergents en général et de l'or en particulier est plus bénéfique que l'exportation intra-UEMOA des produits similaires comme le coton et le bétail. C'est pourquoi les firmes multinationales se positionnent presque seulement dans les exploitations minières.

6. Références bibliographiques

- Aitken, N. D. (1973), « The Effect of the EEC and EFTA on European Trade: a Temporel Cross-section Analysis », *The American Economy Review* 63 (5), 881-896.
- Anderson J. E. (1979), « A theoretical Foundation for the Gravity Equation », *American Economic Review* 69.
- Bergstrand, J.H. (1985), « The Gravity Equation in International Trade: Some Microeconomic Foundations and Empirical Evidence », *The Review of Economics and Statistics* 67.
- Berthélemy, J-C. (2005), « Commerce international et diversification économique », *Revue d'Economie Politique* 115 (5), 591-611.
- Carrère, C. (2002), « *Revisiting Regional Trading Agreements with Proper Specification of the Gravity Model* », Etudes et documents, E2003-10, CERDI, University d'Auvergne.
- Cassim, R. D., Hartzenburg T., (1997), « *Trade related aspects of Regional Integration in Southern Africa* ». Final Report, AERC.
- Deardorff A., (1995), « *Determinants of Bilateral Trade: Does Gravity Work in a Neoclassical World?* », NBER Working Paper, W 5565
- Dickey D. and Fuller W. A. (1981), « Likelihood Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit », *Econometrica*, 49, 1057-1072.
- Durbin J., G. Watson (1950), « Testing the serial correlation in Least Quares Regression I », *Biometrika*, vol. 37, pp. 409-428.
- Eaton J., Kortum S., Neima B., Romalis J. (2016), « Trade and Global Recession », *American Economic Review*.106(11),3401-3438
- Edwards, S. (1998), « Openness, Productivity and Growth: what do we really know ? », *Economic Journal* 108, 383-398.
- Frankel, J. and Romer D. (1999), « Does Trade cause growth ? », *American Economic Review* 89 (3), 379-399
- Frankel J. A., Stein E., Wei S. J. (1996), « Regional trade arrangements : natural or surpranatural ? », *American Economic Association, papers and proceedings, the American Economic Review* 86 (2), 52-56.
- Gbetnkom, D. et Avom, D. (2005), « Intégration par le marché : le cas de l'UEMOA », *Région et Développement* 22, 85-103.
- Harrison A. (1996), « Openness and Growth, « A time-series, cross analysis for developing countries », *Journal of Development Economics* 48 (2), 419-447.
- Hsiao C., Pesaran M. H., Tahmisciglu A. K. (1999), « Bayes Estimation of short-run coefficients in dynamic Panel Data Models », in C. Hsiao, M. H. Pesaran, K.

- Lhiri, L. F. Lee (eds.), *Analysis of limited dependent variables models*, Cambridge University Press, 268-296.
- Holden M. (1996), « A quantitative analysis of the South African Direction of Trade and Regional Integration Context », World Bank.
- Hosny A. S. (2013), « Theories of Economics Integration: a survey of Economic and political literature », *International Journal of Economic Management and Social Sciences*, 2(5), 133-155.
- INSD (2010), « Analyse de quelques résultats de la phase principale de l'EICVM » 50 p.
- INSD (2015), « *Rapport Enquête multisectorielle continue (2014) : Profil de pauvreté et d'inégalité* » 90 p.
- Johnson D. (2006), « Exportations et croissance économique : une analyse empirique sur le Togo », *Revue du CAMES- Nouvelles Série B*, 007 (2), 2^{ème} Semestre, 267-278.
- Krugman P. (1979), « Increasing Returns to Scale, Monopolistic Competition and International Trade », *Journal of International Economics IX*.
- Krugman P. (1991a), « Geography and Trade », Leuven University Press and the MIT Press, Cambridge, MA.
- Krugman P. (1991b), « Increasing returns and economic geography », *The Journal of Political Economic* 99 (3), 483-499.
- Lawrence R. Z. (1997), « Preferential trading arrangements: the traditional and the new », chapter 2 in *regional Partners in global Markets: Limits and Possibilities of the Euro-Med Agreements*, edited by Ahmed global and Bernard Hockman.
- Lindley, D. V., Smith A. F. M. (1972), « Bayes estimates for the linear model », *Journal of the Royal Statistical Society* 34, 1-41.
- Linneman, H.(1966), « An Econometric Study of International Trade Flows », Amsterdam, North-Holland.
- Mackinnon J. G., A. A. Haug, L. Michelis (1999), « Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration », *Journal of Applied Econometrics* 14, 563-577.
- Maddala, G. S., Hu W. (1996), « The pooling Problem » , in L. Matyaset, P. Sevestre (eds.), *The Econometrics of Panel Data, a handbook of the Theory with applications*, second revised edition, Kluwer academic Publishers, 307-322.
- Magnifico, G. (1971), « European Monetary Unification for balanced growth: a new approach », *Essays in International Finance* n° 88, Princeton University.
- MJFPE (2014), « Emploi des jeunes au Burkina Faso: état des lieux et perspectives », 40p, Burkina Faso.

- Oumama, B. (2014), « Libéralisation financière et investissement direct à l'étranger : un mode de financement qui s'impose pour le développement économique des PED : cas du Maroc », *Economie et finances*, Thèse de doctorat, Université de Toulon, 300p. Disponible sur <https://tel.archives-ouvertes.fr/tel-01191817>
- Ouédraogo O. (1999), « Contribution à l'évaluation des progrès de l'intégration des pays de l'UEMOA : une approche par les échanges commerciaux », *Revue Etudes et Recherche*, Notes d'Information et Statistiques N°498.
- Otrou, A. H. (2007), « Les déterminants du commerce extérieur des pays de l'UEMOA », *Revue CAMES Nouvelle Série B* 009 (2), 2^{ème} Semestre, 235-243.
- Phillips P. C. B., Perron P. (1988), « Testing for a Unit Root in Time Series Regression », *Biometrika*, vol. 75, N°2, pp.335-346.
- Russell D., Mackinnon J., G. (2004), « *Econometric Theory and Methods* », New York, Oxford University Press, p.623.
- Saint-Marc M. (1968), « Commerce extérieur de développement : le cas de la zone franc », S.E.D.E.S, Paris.
- Stewart, J. Q. (1940), « Suggested Principles of Social Physics », *Science*, 106.
- Swamy, P. A. V. B. (1970), « Efficient inference in Random coefficient Regression Model », *Econometrica* 38, 311-323.
- Tinbergen, J. (1962), « *Shaping the World Economy, Suggestions for an International Economic Policy* », The Twentieth Century Fund, New York.

7. Annexe : Les estimations

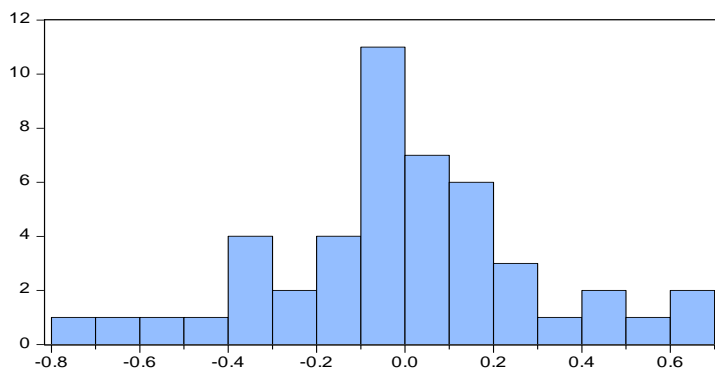
7.1. Estimation du modèle

Dependent Variable: LNXU
 Method: Least Squares
 Date: 02/03/17 Time: 12:34
 Sample: 1968 2014
 Included observations: 47

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNK	1.267703	0.371896	3.408756	0.0015
LNXEXU	0.336456	0.123013	2.735127	0.0092
LNK	-0.629369	0.352308	-1.786417	0.0814
TCE	0.006141	0.003159	1.943969	0.0588
IDE	2.56E-06	2.26E-06	1.133194	0.2637
C	2.385828	1.283620	1.858672	0.0703

R-squared	0.945440	Meandependent var	9.426694
Adjusted R-squared	0.938787	S.D. dependent var	1.305140
S.E. of regression	0.322909	Akaike info criterion	0.695849
Sumsquaredresid	4.275070	Schwarz criterion	0.932038
Log likelihood	-10.35246	Hannan-Quinn criter.	0.784729
F-statistic	142.0944	Durbin-Watson stat	1.874629
Prob(F-statistic)	0.000000		

7.2. Test de normalité des erreurs



Series: Residuals	
Sample 1968 2014	
Observations 47	
Mean	5.50e-15
Median	-0.002719
Maximum	0.658888
Minimum	-0.745181
Std. Dev.	0.304855
Skewness	-0.102069
Kurtosis	3.288060
Jarque-Bera	0.244108
Probability	0.885101