

Intégration régionale et croissance :le cas de l'Afrique Centrale

X and Y

11 octobre 2013

Table des matières

Introduction	5
1 Revue de la littérature	7
1.1 L'utilisation de variables dummies pour capter les effets de l'intégration	10
1.2 L'utilisation d'indicateurs permettant de capter les effets dynamiques de l'intégration	11
2 Intégration régionale et croissance en Afrique centrale : Analyse économétrique	13
2.1 Méthodologie et données	13
2.2 Le modèle VAR	15
2.3 Présentation des résultats	20
2.3.1 Estimation des coefficients des modèles	20
2.3.2 Fonctions de réponse impulsionnelles (IRF)	22
2.3.3 Décomposition de la variance	24
Conclusion et recommandations	27
Bibliographie	34
Annexes	I
Analyse de stationnarité	I
Tests de spécification	III
Analyse de multicollinéarité	IV
Choix du nombre optimal de retards	V
Tests sur les résidus	VI
Test de validité des instruments de Sargan/Hansen	VI
Test d'autocorrélation des résidus	VII

Liste des tableaux

1	Estimation du modèle 1 par GMM	21
2	Estimation du modèle 2 par GMM	21
3	Décomposition de la variance dans le modèle 1	25
4	Décomposition de la variance dans le modèle 2	25
5	Résultats des tests de dépendance	I
6	Résultats du test de stationnarité de Pesaran (2003)	II
7	Résultats du test de stationnarité de Maddala et Wu (1999)	II
8	Poolability test	IV
9	Structure de corrélation des différentes variables	IV
10	Variance Inflation Ratios (VIF)	V
11	Choix du nombre optimal de retards	VI
12	Test de Sargan/Hansen	VII
13	Test d'autocorrélation des résidus	VIII

Table des figures

1	Réponse de la croissance à un choc sur la contribution à l'intégration	22
2	Réponses de la croissance à des chocs sur le libre échange, l'union douanière, l'union économique et l'union économique totale	24

Résumé

L'Acte Constitutif de l'Union Africaine considère l'intégration régionale comme une des clés de l'unité du continent et de son développement. Subséquemment, plusieurs initiatives ont été prises conformément aux dispositions du traité d'Abuja afin d'atteindre une intégration totale en 2034. Toutefois, de nombreuses Communautés Économiques Régionales (CER) et notamment la Communauté Économique des États d'Afrique Centrale (CEEAC), sont confrontées à des difficultés diverses dans leur processus d'intégration.

La présente étude se donne pour objectif de démontrer l'apport quantitatif de l'intégration régionale en termes de croissance, pour les pays d'Afrique Centrale. Pour ce faire, la modélisation économétrique utilise un modèle VAR spécifié sur données de panel.

Il en ressort que la contribution globale d'un pays d'Afrique Centrale à l'intégration explique à long terme 16,96% de la variation de sa croissance économique. Spécifiquement, l'union économique et l'union économique totale sont les phases du processus qui contribuent le plus à la croissance, à hauteur respective de 3,34% et 7,79%. Les impacts de la libéralisation commerciale et de l'union douanière sur la croissance, bien qu'étant de moins forte amplitude, sont positifs et persistants sur 10 ans.

Mots clés : Intégration régionale, croissance économique, indice composite, modélisation VAR sur données de panel, fonction de réponse impulsionnelle.

Introduction

L'intégration régionale et le regroupement des pays au sein d'entités inter-étatiques semblent devenir une priorité pour les nations du monde entier. Aussi bien en Europe (avec la consolidation de la zone Euro), en Asie (avec la construction de l'Association des Nations d'Asie du Sud-Est (ASEAN)) ou encore en Afrique (avec plusieurs Communautés Économiques Régionales (CER) à l'instar de la Communauté Économique des États de l'Afrique Centrale (CEEAC) ou du Marché Commun d'Afrique du Sud et de l'Est (COMESA)), la grande majorité des pays appartiennent désormais à une voire plusieurs zones économiques (UNECA, 2004).

Ces regroupements sont sans nul doute le fait de l'accélération du processus de mondialisation. En effet, il semble inapproprié et surtout plus ardu pour un pays de vouloir faire face à la concurrence mondiale en comptant sur ses seules ressources dans un contexte d'économie ouverte. L'adhésion à une zone économique confère des partenaires d'échange prioritaires tout en procurant une ceinture de défense autant sur les plans politique qu'économique aux intrusions venant de l'extérieur.

Les États africains ne sont pas en reste dans ce grand élan d'intégration, loin de là . Comparativement à l'Europe, l'Asie, les Amériques (du Nord, Centrale et Latine), le continent dispose du plus grand nombre de CER, évaluées à ce jour à quatorze(UNECA, 2004). Ce chiffre assez conséquent dénote d'une véritable aspiration à la réunification de la part des pays africains. De nombreuses raisons justifient ce nouvel élan mondial.

Les effets bénéfiques de l'intégration régionale sont nombreux et variés ¹. Ils découlent des nouvelles possibilités d'échange, des marchés plus vastes et de la concurrence plus accrue (Venables, 2000 ; Banque mondiale, 2000). Par ailleurs, la consolidation d'une communauté économique renforce les participants dudit regroupement face à la concurrence mondiale et lui confèrent une plus large capacité dans les négociations internationales. Elle peut produire des plus-values sur les capitaux engagés, permettre des investissements plus importants et inciter les industries à la délocalisation. De même, elle oblige les gouvernements à entreprendre des ré-

1. Le processus d'IR comporte aussi des inconvénients tels que la perte de souveraineté, la destruction du commerce pour ne citer que ceux là. Cependant, les avantages sont de loin plus nombreux que les inconvénients.

formes, accroître le pouvoir de négociation, renforcer la coopération et améliorer la sécurité et la crédibilité (UNECA, 2004).

De nombreuses études (UNECA, 2004 ; Commission de l'Union Africaine, 2010) supportent la thèse selon laquelle l'intégration pourrait aider l'Afrique à atténuer le retard qu'elle accuse sur les nations développées. Tout d'abord, les pays africains pourraient, grâce aux mécanismes d'intégration régionale, résoudre les problèmes posés par la petite taille des marchés nationaux. Ensuite, la coopération entre les États du continent aura certainement pour incidence de renforcer leur pouvoir de négociation et d'améliorer leur image. Par ailleurs, le processus d'intégration pourra permettre à un grand nombre de pays africains de mettre en œuvre des réformes plus profondes et durables. Sur le plan politique, l'un des atouts majeurs que pourra apporter ce processus d'intégration aux nations africaines concerne la prévention et la résolution des conflits(UNECA, 2004).

L'intégration s'affiche ainsi pour les pays africains comme un moyen de booster les économies, de s'armer face à la mondialisation et de s'affirmer à l'échelle globale, et les dirigeants africains ont compris qu'il était urgent d'accélérer l'intégration du continent (UNECA, 2004). Cependant, force est de constater que comparativement à d'autres regroupements régionaux, l'Afrique Centrale (AC) marque le pas sur le sentier de l'intégration. L'intégration en Afrique centrale semble ainsi se résumer à une suite de résolutions et accords prometteurs qui sont peu ou pas du tout mis en pratique. La signature de ces accords de coopération est sans doute la manifestation d'une véritable volonté d'intégration, mais celle-ci peine à se traduire par des effets concrets. Par ailleurs, l'impact d'un tel phénomène sur le développement et notamment sur la croissance économique n'est pas correctement appréhendé en Afrique centrale.

L'intérêt scientifique de la présente étude est par conséquent certain. Il consiste à combler cette lacune en quantifiant l'impact de l'intégration régionale sur la croissance économique en Afrique Centrale. Il s'agira également de savoir laquelle de dimensions de l'intégration régionale induit les effets les plus importants sur la croissance économique dans la zone. Un tel résultat s'érigerait en tant que preuve formelle de l'apport de l'intégration à la croissance des économies et permettrait de mieux orienter les efforts d'intégration.

Plus concrètement, le problème principal qui sera discuté dans cette étude est celui de savoir l'impact des efforts d'intégration des pays de la zone sur leur croissance économique. Pour ce faire, cette étude doit répondre aux questions suivantes :

- L'intégration régionale est-elle source de croissance économique en Afrique centrale ?
- Si oui, dans quelles proportions ?
- Quelles sont les phases de l'intégration régionale qui influencent le plus la croissance économique en Afrique Centrale ?

Le reste du présent article est organisé comme suit. La section suivante donne une revue de la littérature tant théorique qu'empirique. La troisième section fait une investigation de la relation entre l'intégration régionale et la croissance en Afrique centrale à travers le modèle économétrique tandis que la dernière tire des conclusions et dresse les principales recommandations.

1 Revue de la littérature

Le processus d'IR est une dynamique marquée d'étapes qui se veulent successives. La première identification des stades de l'IER est proposée par Balassa (1961) qui les considère comme des degrés différents d'intégration. Il identifie six étapes de l'IER, à savoir : la Zone d'Echanges Préférentiels (ZEP), la Zone de Libre Échange (ZLE), l'Union Douanière (UD), le Marché Commun (MC), l'Union Économique (UE) et enfin de l'Union Économique Totale (UET).

Ainsi, l'IER s'apparente à une dynamique progressive jonchée d'étapes, qui aboutit à l'élimination de toutes disparités ou barrières entre les économies des pays qui y participent : "*un processus avançant vers l'état des affaires*".

Pour Tinbergen (1954), tous les processus d'intégration économique prennent en compte deux aspects, à savoir :

- **L'intégration négative** : qui renvoie à l'élimination de tous les obstacles qui limitent la mobilité des biens, des services et des facteurs de production entre les pays ;
- **L'intégration positive** : qui concerne l'harmonisation et la coordination des instruments

économiques existants.

L'idée selon laquelle la régionalisation est un facteur de croissance, au même titre que les facteurs traditionnels prend de plus en plus de l'ampleur dans la littérature économique (Akanni-Honvo et Léon, 1995 ; Beaumont, 1998 ; Banque mondiale 2000). Selon Akanni-Honvo et Léon (1995), la croissance régionalisée est celle qui est impulsée par la construction d'un capital spatial. L'idée est de considérer l'intégration régionale comme un processus dynamique qui concourt à l'amélioration du bien-être collectif. Toutefois, il faudrait encore que le choix de la coopération soit crédible et implique la volonté des États concernés. La construction de blocs économiques permettrait ainsi de contourner les difficultés nationales au développement.

Beaumont (1998) corrobore entièrement l'idée de capital spatial de Akanni-Honvo et Léon (1995), qu'il définit comme la somme des capacités productives localisées qui concourent à accroître la productivité des autres facteurs de production. Il peut s'agir de la construction des infrastructures régionales indispensables aux échanges socio-économiques et commerciaux entre les pays membres. Il peut également s'agir de la mise en place d'une politique de formation et d'éducation profitable à toute la population régionale. L'utilisation commune des dotations factorielles individuelles, couplée à la mise en place d'institutions et infrastructures collectives, constitue ainsi le socle de la croissance économique régionale. L'association du capital spatial au processus de coopération régionale semble donc pouvoir apporter à ce dernier davantage de profondeur et de force à travers les projets régionaux par lesquels il se caractérise, en vue de dynamiser la croissance économique dans sa zone d'implantation.

Viner (1950) montre que la mise en place d'une zone de libre échange est susceptible d'augmenter le bien être des pays qui l'intègrent lorsque la demande d'importation est élastique. Il analyse l'intégration régionale en termes de création et de détournement de commerce. Par création de commerce il faut entendre la situation où l'intégration accroît les échanges entre les pays membres sans réduire le flux de commerce entre ceux-ci et les pays tiers. Par contre, on parle de détournement de commerce lorsqu'elle engendre de nouveaux mouvements de biens et services entre les pays membres au détriment des pays tiers. La création de commerce est donc le scénario le plus bénéfique pour les participants à la zone de libre échange.

La régionalisation peut aussi avoir un impact spatial lié à la concentration et à la polarisation des échanges et des productions (Perroux, 1958). En effet, suivant le modèle centre-périphérie de Krugman (1991) et de Krugman et Venables (1990), l'intégration régionale peut concourir à réorganiser la structure productive au sein d'une région en fonction des dotations naturelles et factorielles des économies membres, ainsi que la qualité des infrastructures régionales (déterminant du coût des transports régionaux).

Ainsi, à travers la construction d'infrastructures régionales, la dynamisation du commerce intra-régional et une panoplie d'autres effets (amélioration commune du capital humain, effets de polarisation et d'agglomération etc.), l'intégration régionale concourt à l'amélioration de la croissance dans sa zone d'implantation.

Ce détour théorique étant effectué, il convient de présenter les études empiriques ayant tenté d'évaluer l'impact de la régionalisation sur la croissance.

Sur le plan empirique, il existe une large littérature empirique sur les effets de l'intégration régionale sur le commerce dans une région. La majorité des études qui s'y consacrent s'accordent sur les effets bénéfiques de l'intégration sur le commerce intra-régional, et la méthodologie communément utilisée est la simulation de la suppression de tarifs douaniers entre les pays de la zone, à travers des Modèles en Équilibre Général Calculable (MEGC). Toutefois une relative faible attention a été accordée aux effets sur la croissance des accords d'intégration régionale (Berthelon, 2004).

La littérature empirique sur cette problématique comporte deux types de travaux. Il y a d'une part les études qui ont essayé de déceler les effets de l'intégration sur la croissance au moyen de variables dummies indiquant si oui ou non un pays participe à un accord d'intégration régionale², et d'autre part les études qui se sont basées sur la construction d'indices d'intégration, dans l'optique de capter les effets dynamiques de ce phénomène.

2. A titre d'exemple, si on considère la variable CEMAC, elle vaudra 1 pour un pays de la CEMAC tel que le Cameroun et 0 pour un pays hors CEMAC tel que l'Angola

1.1 L'utilisation de variables dummies pour capter les effets de l'intégration

En utilisant des régressions sur données unidimensionnelles, De Melo et al. (1992) et Vamvakidis (1998) trouvent que pour de nombreux accords d'intégration régionale, une variable dummy reflétant l'appartenance à une zone n'a pas des effets significatifs sur la croissance. Vamvakidis (1999) s'intéresse en outre à la question de savoir si des pays qui s'engagent dans une libéralisation et une ouverture unilatérales, croissent plus vite que ceux qui s'engagent dans des accords d'intégration régionale. Il en ressort que la croissance économique est plus élevée dans les pays qui s'engagent unilatéralement dans la libéralisation étrangère, que dans ceux qui s'engagent dans des accords d'intégration régionale. Plus particulièrement, ils trouvent que devenir membre d'une région ne favorise pas la croissance.

Récemment, Henrekson et al. (1997) ont testé les effets sur la croissance de l'intégration européenne, notamment, les effets de la Communauté Européenne et de la Zone de Libre Échange Européenne (CE/ZLEE). Ils arrivent à la conclusion selon laquelle la variable CE/ZLEE a un impact positif et significatif au seuil de 5%. Ainsi, l'appartenance à la région CE/ZLEE aurait pour conséquence d'accroître le taux de croissance de 0.6 à 0.8 points de pourcentage.

L'usage d'une variable dummy pour capter l'effet sur la croissance des accords d'intégration régionale, revient à supposer que les effets escomptés découlent simplement de la signature de l'accord. Pourtant, nous devrions nous attendre à ce que les caractéristiques de l'accord même, ainsi que celles des partenaires, telles que le niveau d'intégration, le niveau de développement ou la taille du marché, concourent à augmenter la croissance. Les variables qui réduisent les erreurs de mesure en incorporant des dimensions qui pourraient générer des effets de croissance, tels que la taille du marché, sont susceptibles de produire des estimations plus consistantes (Berthelon, 2004).

1.2 L'utilisation d'indicateurs permettant de capter les effets dynamiques de l'intégration

Aux précédents travaux présentés s'opposent ceux qui prennent en compte la dynamique de l'intégration régionale pour capter ses effets sur la croissance.

Berthelon (2004) propose de mesurer les effets sur la croissance de l'intégration régionale en créant une variable (*RIA*), qui capte l'étendue du marché mondial qui est potentiellement incorporée dans le marché domestique.

$$(1) \quad AbsoluteRIA_{j,t} = \sum_{i=1, i \neq j}^N \left(D_{i,t}^j * SWGDP_{i,1960} \right)$$

$$(2) \quad RelativeRIA_{j,t} = \frac{\sum_{i=1, i \neq j}^N \left(D_{i,t}^j * SWGDP_{i,1960} \right)}{SWGDP_j}$$

N est le nombre de pays dans le monde, $D_{i,t}^j$ est une variable dummy qui prend la valeur 1 lorsque le pays j partage un accord d'intégration régionale avec le pays i , et $SWGDP_i$ est la part du PIB mondial du pays i . Ainsi, sous sa forme absolue (équation 1.1), la variable *RIA* désigne la somme des parts du PIB mondial des pays avec lesquels la nation j a signé un accord d'intégration régionale. Sous sa forme relative (équation 1.2), l'indice *RIA* prend en compte la taille de l'économie du pays j .

Berthelon (2004) propose un modèle de croissance endogène spécifié sur données de panel, où la croissance est mesurée par le taux de croissance du PIB réel par tête à Parité de Pouvoir d'Achat (PPA). Outre la variable *RIA* destinée à mesurer les effets de l'intégration régionale sur la croissance, il incorpore à son modèle des variables de contrôle destinées à capturer les autres sources de croissance. Il s'agit du taux d'investissement (pour capter l'accumulation du capital), le nombre d'années moyen de scolarisation dans le secondaire et le supérieur (pour mesurer le capital humain) ou encore les IDE et les exportations manufacturières comme part des exportations totales (pour mesurer le transfert de technologies).

D'autres variables sont introduites pour mesurer l'impact sur la croissance de divers phénomènes tels que la taille des gouvernements, mesurée à travers le ratio dépenses gouvernementales

sur PIB ; les politiques de distorsion du marché, mesurées par la prime du marché noir ; l'ouverture, mesurée par le ratio commerce total sur PIB et enfin les effets de contagion de croissance, appréhendés par la croissance des pays partenaires et la part du PIB mondial des pays frontaliers. En utilisant des régressions par Moindres Carrés Ordinaires (MCO) et avec variables instrumentales (pour corriger les problèmes d'endogénéité et de simultanéité), autant sur des données temporelles unidimensionnelles que sur des données de panel, il arrive à la conclusion selon laquelle l'intégration régionale produit des effets positifs significatifs sur la croissance économique.

Opimba (2009) arrive à des conclusions similaires, sans toutefois passer par la construction d'une variable destinée à mesurer le niveau d'intégration. Dans son modèle, il incorpore des variables sur lesquelles l'intégration régionale a prétendument un impact direct. Il s'agit de l'intensité du commerce bilatéral des pays de la SADC (qui est sa région d'étude) et des IDE intra-SADC. Relativement à la théorie de la croissance endogène, il introduit le capital humain (appréhendé à travers le taux d'analphabétisation) pour expliquer le progrès technique. Par ailleurs, des variables dummies sont introduites pour prendre en compte la stabilité politique des pays de la zone, ou encore l'appartenance à une union monétaire. A partir d'une spécification sur données de panel, il arrive à la conclusion selon laquelle l'intégration régionale, à travers les effets d'émulsion du commerce bilatéral, a un effet positif significatif sur la croissance.

Pour finir, Njoroge (2010) analyse l'impact de l'intégration économique sur la croissance, en construisant un indice d'intégration basé sur les moyennes des tarifs douaniers des Nations les Plus Favorisées (NPF) et le niveau de coopération régionale pour le COMESA, la Communauté d'Afrique de l'Est (CAE) et la SADC. En se basant sur un modèle de croissance néoclassique de Solow sur des données de panel, il montre en utilisant une estimation par la Méthode des Moments Généralisés (GMM), que l'intégration régionale et le commerce, pris séparément et conjointement, ont un effet significativement positif sur la croissance dans ces régions.

Ces nombreuses études ont montré la relation entre intégration et croissance sur plusieurs régions. Cependant, aucune d'elle ne s'est intéressé au cas précis de l'Afrique centrale ; d'où la pertinence de cette étude qui fait par ailleurs recours à une méthodologie économétrique relativement nouvelle et plus élaborée.

2 Intégration régionale et croissance en Afrique centrale : Analyse économétrique

Dans cette section, la méthodologie utilisée pour mesurer l'impact de l'intégration régionale sur la croissance économique en zone CEEAC ainsi que les données utilisées sont présentées. Après un bref détour sur la modélisation VAR en panel et le modèle à estimer, les résultats sont présentés et leur robustesse est testée.

2.1 Méthodologie et données

La méthodologie qui sera adoptée pour une évaluation correcte du lien entre intégration régionale et croissance économique en Afrique centrale est l'utilisation d'une modélisation VAR (Vector Autoregression) sur données de panel, basée sur un modèle de croissance endogène augmenté, initialement proposé par Mankiw, Romer et Weil (1992). Le choix de la modélisation VAR est justifié par le fait qu'il procure deux outils majeurs d'analyse s'appuyant sur la dynamique du modèle, à savoir l'analyse des fonctions de réponse impulsionnelles (IRF) qui permettront notamment de déceler l'impact sur la croissance d'un choc sur l'intégration régionale, mais aussi la décomposition de la variance, qui permettra de mesurer l'amplitude de l'impact de l'intégration sur la croissance. Ainsi, un premier modèle comprenant les indices composites de contribution de chaque pays à l'intégration régionale permettra³ de déceler comment les efforts d'intégration des pays de la zone influencent leur croissance économique, et un second modèle comprenant les indices de contribution à l'intégration dans chaque secteur⁴ permettra de savoir lesquels de ceux-ci ont le plus d'impact sur la croissance.

L'approche VAR qui est adoptée ici permet non seulement de pallier à cette difficulté mais surtout, le caractère dynamique du modèle fournit un cadre d'analyse adapté pour la mesure de l'impact de l'intégration sur la croissance en zone CEEAC. En effet, l'intégration a vraisemblablement des effets différés sur la croissance car et à titre d'exemple, l'annulation des tarifs douaniers entre les pays de la zone doit au préalable être constatée par les opérateurs économiques, et ce n'est que par la suite qu'elle induira des effets bénéfiques sur le commerce intra-régional.

3. Il s'agit des Indices Composites de Contribution à l'Intégration Économique (ICCE) dont la formalisation est proposée dans Baricako et Dagba (2013).

4. Il s'agit des différentes composantes de l'ICCE. Cf. Baricako et Dagba (2013).

Les données utilisées dans cette étude proviennent d'une combinaison de plusieurs sources. La première est la base de données UNCTADstat 2011 publiée par la Conférence des Nations Unies pour le Commerce et le Développement (CNUCED), qui a permis d'obtenir les statistiques sur le commerce extérieur, les productions sectorielles, la formation brute de capital fixe et les Investissements Directs Étrangers (IDE) des pays de la CEEAC, ainsi que les taux de change entre les différentes monnaies en vigueur dans la zone. La seconde source est la base de données World Development Indicator-Global Development Finance (WDI-GDF 2012) publiée conjointement par la Banque Mondiale et l'organisme GDF, qui a permis d'obtenir les données sur les tarifs douaniers. Pour obtenir les données sur le commerce bilatéral des pays de la CEEAC, la base de données Direction Of Trade Statistics 2011 (DOTS 2011) émise par le Fonds Monétaire International (FMI) a été utilisée. Pour finir, les données de la Banque des États de l'Afrique Centrale (BEAC) et de la Banque Nationale du Congo⁵ (BNC) ont été utilisées pour compléter les valeurs manquantes présentes dans les précédentes bases de données.

Plus précisément, la base de données qui servira dans l'estimation est constituée de neuf (09) pays⁶, pour lesquels nous avons des observations sur la période 1995-2010, soit 16 années. Ceci nous donne un total de $16 * 9 = 144$ observations, nombre suffisamment grand pour la validation des résultats asymptotiques des estimations. Les variables qui seront utilisées pour estimer les modèles peuvent être regroupées en trois grands groupes :

- ❶ **Deux variables de performance économique** : Ce sont des variables "résultat", sur lesquelles l'intégration régionale a potentiellement des effets. Il s'agit :
 - du taux de croissance du PIB par tête en volume (*tcpibt*) ;
 - du taux d'investissement en capital physique (*tin*).
- ❷ **Une variable de contrôle issue de la théorie de la croissance régionalisée** : il s'agit :
 - de la variation du commerce intra-régional (*vci*).
- ❸ **Les indices d'intégration économique** : en fonction du modèle estimé, on aura soit l'indice composite, soit les indices primaires. Il s'agit :
 - de l'indice de contribution au libre échange (*icle*) ;
 - de l'indice de contribution à l'union douanière (*icud*) ;

5. Il s'agit de la République Démocratique du Congo (RDC)

6. Tous les 10 pays de la CEEAC sauf Sao-Tomé Et Principe, éliminé pour manque de données.

- de l'indice de contribution à l'union économique (*icue*);
- de l'indice de contribution à l'union économique totale (*icuet*);
- de l'indice composite de contribution à l'intégration économique (*iccie*).

Dans la suite, sont présentés les résultats de la mise en œuvre des méthodes économétriques annoncées.

2.2 Le modèle VAR

La modélisation VAR sur données de panel présente deux avantages principaux, car non seulement elle permet de palier au problème d'endogénéité des régresseurs, mais aussi, la combinaison des dimensions spatiale (les pays) et temporelle permet de contourner le problème de la faible taille des séries et rend les résultats asymptotiques plus robustes.

Le modèle réduit prenant en compte toutes les spécificités (individuelles et temporelles) prend la forme réduite suivante :

$$(3) \quad Y_{it} = \beta_{it} + \Gamma_{it}(L)Y_{it} + \varepsilon_{it}$$

où Y_{it} est un vecteur de variables stationnaires, $\Gamma_{it}(L)$ est une matrice polynomiale définie sur l'opérateur retard L et ayant la forme fonctionnelle :

$$(4) \quad \Gamma_{it}(L) = \Gamma_{it}^1 L^1 + \Gamma_{it}^2 L^2 + \dots + \Gamma_{it}^p L^p,$$

β_{it} et Γ_{it}^j , $j = 1 \dots p$ sont des matrices de coefficients spécifiques aux individus et aux périodes et ε_{it} est le terme d'erreur idiosyncratique (de moyenne nulle, à variance constante, non autocorrélé et non corrélé d'un individu à un autre). Cette spécification du modèle VAR sur données de panel est la plus générale qui soit. Toutefois, l'adopter impliquerait estimer un nombre très élevé de coefficients. En effet, si on considère un modèle $VAR(P)$ à K variables, T périodes et N individus, il faudrait estimer $KTN(KP + 1)$ coefficients, ce qui est généralement impossible au regard des tailles d'échantillons généralement plus faibles. Par ailleurs, dans l'état actuel, les logiciels d'économétrie ne permettent pas d'estimer des modèles VAR prenant en compte toutes les spécificités relatives aux données de panel. Au regard de ces deux considérations, la procédure consiste à limiter les hétérogénéités considérées dans le modèle de manière à rendre son

estimation possible, sans toutefois aliéner la qualité des résultats obtenus.

Dans le cadre de ce travail, l'hétérogénéité des individus est prise en compte à travers des effets individuels inobservables u_i , qui affectent la dynamique de croissance des pays de la région, tandis que les effets temporels sont introduits par des variables dummies temporelles d_t , destinées à mesurer des chocs qui ont affecté uniformément tous les pays d'Afrique centrale. La justification de la spécification à erreur composée sera donnée par la suite à travers le test de Honda (1985). Par ailleurs, compte tenu du faible horizon temporel des séries disponibles (16 années) et du nombre limité d'individus (9 pays), l'hypothèse d'hétérogénéité des paramètres des variables (Γ_{it}^j) conduirait à des résultats fallacieux (Smith, 2010). Ainsi, le modèle prend la forme suivante :

$$(5) \quad Y_{it} = \beta_0 + \Gamma(L)Y_{it} + u_i + d_t + \varepsilon_{it}$$

Toutefois, tel que spécifié, l'estimation de ce modèle pose un problème fondamental d'endogénéité, car il existe une corrélation entre l'un des régresseurs (la variable endogène retardée) et la perturbation, que le modèle soit écrit en niveau, en différence première ou en écart aux moyennes individuelles (Sevestre, 2002). En outre, Sevestre et Trognon (1983) montrent que dans ce cas de figure, les estimateurs usuels : des MCO, des MCG, intra-individuel (within) et inter-individuel (between) ne sont pas convergents à distance finie. Une estimation convergente de ce modèle est obtenue par les méthodes des variables instrumentales et des moments généralisés. Dans le cadre de ce travail, cette dernière sera mise en pratique.

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

$$\begin{cases} \bar{y}_{it}^m &= \sum_{s=t+1}^T \frac{y_{is}^m}{T-t} \\ \bar{\varepsilon}_{it}^m &= \sum_{s=t+1}^T \frac{\varepsilon_{is}^m}{T-t} \end{cases}$$

les moyennes respectives des valeurs futures de y_{it}^m et de ε_{it}^m . Les variables transformées par

la procédure d'Helmert s'obtiennent de la manière suivante :

$$(6) \quad \tilde{y}_{it}^m = \delta_t (y_{it}^m - \bar{y}_{it}^m)$$

$$(7) \quad \tilde{\varepsilon}_{it}^m = \delta_t (\varepsilon_{it}^m - \bar{\varepsilon}_{it}^m)$$

où

$$(8) \quad \delta_t = \sqrt{\frac{T-t}{T-t+1}}.$$

Pour la dernière année (à la date T), cette transformation n'est pas calculée à cause de l'existence de valeurs futures. Le modèle transformé final prend donc la forme suivante :

$$(9) \quad \tilde{Y}_{it} = \Gamma(L)\tilde{Y}_{it} + \tilde{\varepsilon}_{it}$$

où $\tilde{Y}_{it} = (\tilde{y}_{it}^1, \tilde{y}_{it}^2, \dots, \tilde{y}_{it}^M)'$ et $\tilde{\varepsilon}_{it} = (\tilde{\varepsilon}_{it}^1, \tilde{\varepsilon}_{it}^2, \dots, \tilde{\varepsilon}_{it}^M)'$. Ainsi, dans ce modèle final, chaque observation est pondérée de manière à uniformiser la variance (Coulibaly et Kempf, 2010). Si les erreurs du modèle originel sont non autocorrélées et caractérisées par une variance constante, les erreurs transformées devraient présenter des propriétés similaires. Ainsi, cette transformation préserve l'homoscédasticité et n'induit pas une autocorrélation (Arellano et Bover, 1995). Au préalable, les variables auront été centrées par leurs moyennes annuelles (sur tous les pays) pour éliminer les effets temporels. Pour finir, les valeurs retardées des variables du système représentent de bons instruments pour le modèle (Arellano et Bover, 1995). Par souci de préserver un nombre suffisant d'années pour l'estimation du modèle, seuls les retards d'ordre 1 des variables sont considérés comme explicatives, les retards d'ordre 2 servant d'instruments pour palier au problème d'endogénéité.

Étant donné que la modélisation VAR est quelque peu athéorique, le choix des différentes variables est mû par les objectifs visés par ce travail. Ainsi, la modélisation proposée ici prend en compte : le taux de croissance du PIB par tête ($tcpibt$), le taux d'investissement ($tinu$) approximé par le ratio $FBCF/PIB$ et la variation (en pourcentage) du commerce avec les partenaires régionaux (vci). A ces variables s'ajoute dans un premier modèle l'Indice Composite de Contribution à l'Intégration Économique ($iccie$) et dans un second modèle, sont introduits les indices primaires d'intégration ($icle$, $icud$, $icue$ et $icuet$). Ainsi, le premier modèle permettra de quantifier l'impact global du processus d'intégration régionale sur la croissance en zone CEEAC, tandis que le second modèle permettra de déceler quel est le pan de l'intégration régionale qui a le plus

d'influence sur la croissance économique.

Les deux modèles qui seront donc estimés auront respectivement pour vecteurs de variables endogènes :

$$\begin{cases} Y_{it} = (tcpibt, tinvt, vci, iccie)' \\ Y_{it} = (tcpibt, tinvt, vci, icle, icud, icue, icuet)' \end{cases}$$

Ces variables sont introduites dans le modèle soit en niveau, soit après stationnarisation (par différence ou filtrage) en fonction des résultats des tests de stationnarité.

En ce qui concerne justement la stationnarité des variables, celle-ci est testée pour une série donnée selon qu'il existe des dépendances inter-individuelles ou qu'il n'en existe pas. En effet, l'une des problématiques liées aux données de panel est la prise en compte des éventuelles dépendances inter-individuelles. La question est tout simplement de savoir si l'on autorise la présence d'éventuelles corrélations entre les résidus des différents individus du panel (Hurlin et Mignon, 2005). Selon la réponse à cette question, on peut opposer deux générations de tests, à savoir : les tests de première génération (Levin, Lin et Chu, 2002 ; Im, Pesaran et Shin 1997, 2002, 2003 ; Maddala et Wu 1999) dans les cas d'indépendance entre les individus, et les tests de seconde génération (Bai et Ng, 2001 ; Moon et Perron, 2004 ; Pesaran, 2003 ; Choi, 2002), adaptés aux cas de dépendance entre les individus. Dans le cas présent, pour chaque variable du modèle, le test de Pesaran (2004) de corrélation inter-individuelle est effectué et en fonction de ses résultats, soit le test de stationnarité de Pesaran (2003) est fait (dans le cas de dépendance inter-individuelle), soit le test de Maddala et Wu (1999) est implémenté (dans le cas d'indépendance inter-individuelle⁷).

Le choix de ces tests se justifie par le fait que parmi les tests de racine unitaire de seconde génération, celui de Pesaran (2003) est le plus puissant et ses résultats restent robustes sur des échantillons de taille modeste. Par ailleurs, parmi les tests de première génération, celui de Maddala et Wu (1999) est le plus adapté, non seulement pour sa puissance, mais surtout parce qu'il prend en compte l'hétérogénéité des différents individus du panel (Hurlin et Mignon, 2005).

7. Concrètement, pour une variable donnée telle que le taux de croissance du PIB par tête, une dépendance inter-individuelle entre les pays de la zone pourrait traduire un effet de contagion de la croissance, comme le souligne Berthelon (2004).

Une fois tous les coefficients du modèle estimés, les fonctions de réponse impulsionnelles (IRF) sont calculées. Les IRF décrivent le comportement d'une variable suite à des chocs dans une autre variable du système, les chocs sur les autres variables restant nuls. Cependant, étant donné que la matrice de variance-covariance des erreurs est rarement diagonale, il est nécessaire de décomposer les résidus de sorte qu'ils deviennent orthogonaux, de manière à isoler les chocs d'une variable du système (Love et Zicchino, 2006). Ce calcul est fait à travers la décomposition de Cholesky. L'hypothèse qui sous-tend la décomposition de Cholesky est celle selon laquelle les variables listées en premier dans le modèle VAR affectent celles qui viennent pas la suite aussi bien de manière contemporaine que de manière différée, tandis que celles qui sont listées en dernier affectent les précédentes seulement en différé. En d'autres mots, les variables qui apparaissent en premier dans le système sont plus exogènes, tandis que celles qui apparaissent par la suite sont plus endogènes (Love et Zicchino, 2006).

Selon cette démarche, l'ordre qui est adopté dans le premier modèle est le suivant : *iccie*, *vci*, *tin* et *tcpib*. L'hypothèse qui ressort implicitement de cet ordre est que la contribution d'un pays à l'intégration régionale est la variable la plus exogène du système, tandis que le taux de croissance est la plus endogène. Ceci pourrait se justifier par le fait que la croissance d'un pays est l'achèvement d'un processus de production, influencé par les investissements, le capital humain, le progrès technique ou encore le commerce. L'intégration quant à elle, définie comme la suppression des barrières est plus la conséquence des décisions politiques comme la suppression des droits de douane que de l'interaction entre des variables économiques. Dans le second modèle l'ordre qui est adopté par contre est le suivant : *icle*, *icud*, *icue*, *icuet*, *vci*, *tin* et *tcpib*. Pour ce dernier modèle, nous exploitons le postulat théorique de Balassa (1961) selon lequel le libre échange est un préalable pour l'union douanière, qui elle-même précède l'union économique, pour finir par l'union économique totale⁸. Par ailleurs, dans les deux modèles, on peut logiquement concevoir que l'intégration régionale ait des effets directs et retardés sur le commerce intra-régional, ainsi que sur les investissements.

En vue d'analyser les fonctions de réponse impulsionnelles, il est nécessaire d'estimer leurs intervalles de confiance. Ces derniers sont générés à partir des simulations de Monte Carlo. En

8. Il est vrai que cette trajectoire n'est pas exactement celle suivie par la zone CEMAC dans son processus d'intégration, qui jouissait déjà d'une union monétaire bien avant la signature d'accords de libre échange. Toutefois, nous restons fidèles au cadre théorique de Balassa.

pratique, de nouvelles matrices de coefficients (Γ) sont générées et les IRF sont re-calculées à partir des matrices de variance-covariance. Cette procédure est répétée plusieurs fois et par la suite les intervalles de confiance sont générés. A l'issue de l'implémentation des IRF, l'ultime étape est la décomposition de la variance, qui montre le pourcentage de variation dans une variable, expliqué par un choc dans une autre variable, accumulé à travers le temps. Cette étape est cruciale pour l'exercice présent, tant il est vrai qu'elle permettra de déceler jusqu'à quel degré l'effort d'intégration des pays de la CEEAC influence leur croissance économique.

2.3 Présentation des résultats

Les tests préalables avant l'estimation du modèle notamment les test de stationnarité, de spécification et de multicollinéarité sont présentés en annexes A.1, A.2 et A.3.

2.3.1 Estimation des coefficients des modèles

Quelques précautions sont nécessaires pour l'estimation par GMM. Comme le soulignent Fève et Langot (1995), des retards trop importants dans les variables instrumentales utilisées conduisent à une distribution des paramètres de plus en plus concentrés autour de valeurs biaisées. Par ailleurs, les estimateurs des moments généralisés obtenus avec un grand nombre d'instruments ne donnent pas de bons résultats dans les échantillons de petite taille. Ainsi, suivant Love et Zicchino (2006), des modèles VAR(1) sont estimés et les instruments introduits sont les retards d'ordre 2 des variables en niveau. Ce choix est confirmé par le critère d'information de Schwarz, qui a été utilisé pour la sélection du nombre optimal de retards pour le modèle VAR (cf. annexe A.4).

Les estimations issues de l'implémentation des deux modèles sont récapitulées dans les tableaux qui suivent :⁹.

9. Les estimations ont été rendues possibles grâce au package *pvar* initialement développé sur stata par Love et Zicchino (2006) pour des modèles avec au plus 6 variables, et modifié pour convenir aux modèles avec autant de variables que ceux présentés dans ce travail (4 et 7).

TABLE 1 – Estimation du modèle 1 par GMM

	$h_c_iccie(t)$	$h_c_vci(t)$	$h_c_tinvt(t)$	$h_c_tcpibt(t)$
$h_c_iccie(t-1)$	0,74147654*** (-0,20024073) [3,7029256]	268,79579 (-317,34729) [0,84700828]	-0,1538601 (-0,38947618) [-0,39504367]	174,88662* (-103,33728) [1,6923866]
$h_c_vci(t-1)$	-0,00006646** (-0,00002574) [-2,58182]	0,03806846 (-0,06140842) [0,61992251]	0,00013658 (-0,00019484) [0,70097422]	0,00875297 (-0,01727309) [0,50674016]
$h_c_tinvt(t-1)$	0,01194576 (-0,03802429) [0,31416121]	91,773729 (-70,210910) [1,3071149]	0,71183645*** (-0,10754343) [6,6190604]	59,91921* (-33,630263) [1,7817051]
$h_c_tcpibt(t-1)$	0,0001985* (-0,00012077) [1,6436445]	-,73887782* (-0,42552265) [-1,7364007]	-0,00015736 (-0,00079775) [-0,1972604]	0,2178183 (-0,144399) [1,5084475]

Les écarts-types sont entre parenthèses et les statistiques de students ajustées d'hétéros-cédasticité sont entre crochets. *renvoie à la significativité au seuil de 10%, ** renvoie à la significativité au seuil de 5% et *** renvoie à la significativité au seuil de 1%.

Source : Calculs des auteurs sur base des données WDI, GDF, UNCTADstat et DOTS

TABLE 2 – Estimation du modèle 2 par GMM

	$h_c_icle(t)$	$\Delta h_c_icud(t)$	$\Delta h_c_icue(t)$	$h_c_icuet(t)$	$h_c_vci(t)$	$h_c_tinvt(t)$	$h_c_tcpibt(t)$
$h_c_icle(t-1)$	0,95375436*** -0,06917161 [13,788233]	-0,01101575 -0,23047442 [-0,04779599]	-0,53818351** -0,25196021 [-2,1359861]	-0,14932602 -0,24669202 [-0,60531353]	61,776556 -238,72374 [0,25877844]	0,02515199 -0,24754853 [0,10160428]	100,24393* -55,150323 [1,817649]
$\Delta h_c_icud(t-1)$	0,18710476** -0,09038248 [2,0701442]	0,12983734 -0,10397928 [1,2486847]	-0,13562931 -0,15405403 [-0,88040091]	0,03757939 -0,11455764 [0,32803918]	27,064659 -136,17975 [0,19874217]	-0,09456286 -0,16915882 [-0,55901819]	9,4981738 -25,892704 [0,3668282]
$\Delta h_c_icue(t-1)$	-0,01283694* -0,00727595 [-1,764298]	-0,00671587 -0,02647054 [-0,25371132]	-0,32374871*** -0,08738532 [-3,7048408]	0,1230377 -0,11190226 [1,0995104]	86,632962* -45,839308 [1,8899273]	0,10557549 -0,06879544 [1,5346291]	11,458593 -19,183307 [0,59732107]
$h_c_icuet(t-1)$	-0,00675442 -0,01526733 [-0,44240994]	-0,00397542 -0,06607131 [-0,0601687]	-0,22038513 -0,1668716 [-1,3206868]	0,20214798 -0,17732286 [1,1399996]	-21,642392 -136,6922 [-0,15832938]	0,01691624 -0,14773799 [0,11450161]	57,255453 -39,753362 [1,440267]
$h_c_vci(t-1)$	-0,000002131 -0,000009294 [-0,22926622]	0,000007812 -0,00003347 [0,23338417]	-0,00042581*** -0,00010067 [-4,2296091]	-0,0001534 -0,00012534 [-1,2238575]	-0,02422826 -0,08459513 [-0,2864025]	-0,00013196 -0,00012621 [-1,0454964]	-0,01167739 -0,0239431 [-0,48771438]
$h_c_tinvt(t-1)$	0,00115076 -0,00742942 [0,15489217]	0,0272602 -0,03005329 [0,90706186]	-0,12231891 -0,10485035 [-1,1666047]	0,08270289 -0,11282636 [0,73301031]	128,21475* -70,252515 [1,8250557]	0,67902997*** -0,09541417 [7,1166577]	69,92841* -40,079957 [1,7447227]
$h_c_tcpibt(t-1)$	-0,00002485 -0,00004369 [-0,56881234]	-0,00004423 -0,00012462 [-0,35493329]	0,0006686 -0,00043029 [1,5538551]	0,00024004 -0,00030069 [0,79830462]	-0,7765314* -0,40050575 [-1,938877]	-0,00013742 -0,00067998 [-0,2020956]	0,18119611 -0,14312955 [1,2659588]

Les écarts-types des coefficients sont entre parenthèses et les statistiques de student ajustées d'hétéros-cédasticité sont entre crochet

Source : Calculs des auteurs sur base des données WDI, GDF, UNCTADstat et DOTS

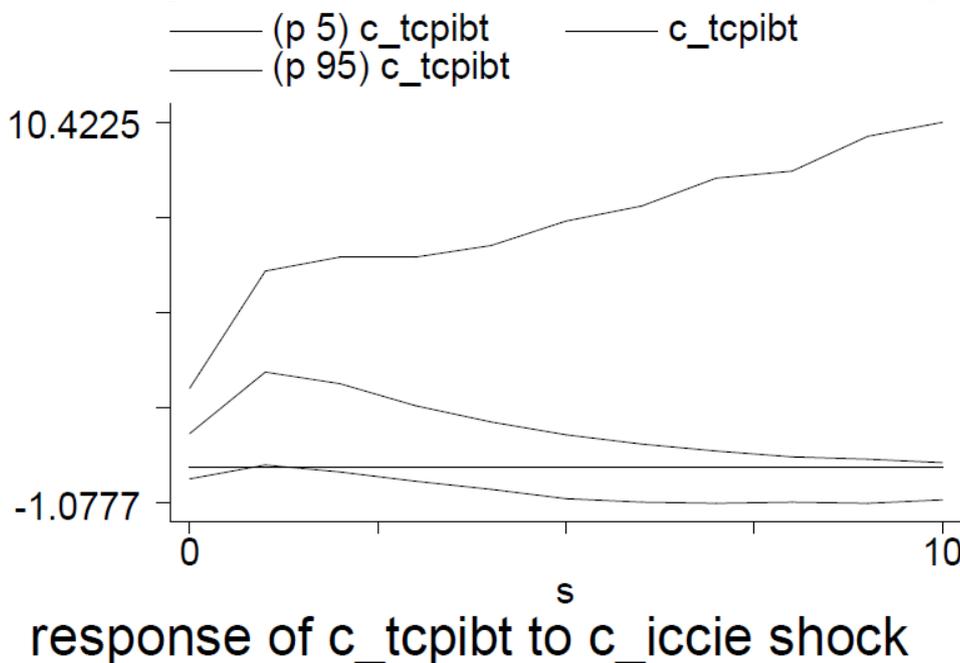
Il est important de rappeler ici que nous nous gardons d'interpréter ces résultats qui n'ont que peu d'explication économique. En effet, les différentes transformations qui ont été faites sur les variables aliènent quelque peu l'interprétation qui peut être faite du modèle. Par contre, tout l'intérêt de ce modèle repose sur l'analyse des fonctions de réponse impulsionnelle et de

la décomposition de la variance, qui apportent des réponses directes aux objectifs posés dans ce travail. Soulignons ici que les tests de validation des résultats, notamment les tests sur les résidus et sur les instruments sont présentés en annexe A.5.

2.3.2 Fonctions de réponse impulsionnelles (IRF)

Les IRF permettent de retracer la dynamique d'une variable, suite à une impulsion (choc) dans une autre variable du système, la dynamique de ce dernier permettant de simuler cette réponse sur une période plus ou moins longue. Les fonctions qui présentent le plus d'intérêt ici sont celles représentant les réponses de la croissance économique à des chocs sur l'intégration régionale. Ces chocs peuvent se traduire réellement par la signature d'accords dans la CEEAC libéralisant complètement le commerce intra-régional, ou encore le strict respect d'un TEC, ce qui sera de nature à booster les indices à la hausse. Les intervalles de confiance des IRF ont été calculés par des simulations de Monte Carlo après 500 répétitions, ceux-ci ne changeant pas significativement pour des nombres de répétitions plus grands. Dans les graphiques qui suivent, les fonctions de réponse jugées pertinentes sont présentées.

FIGURE 1 – Réponse de la croissance à un choc sur la contribution à l'intégration

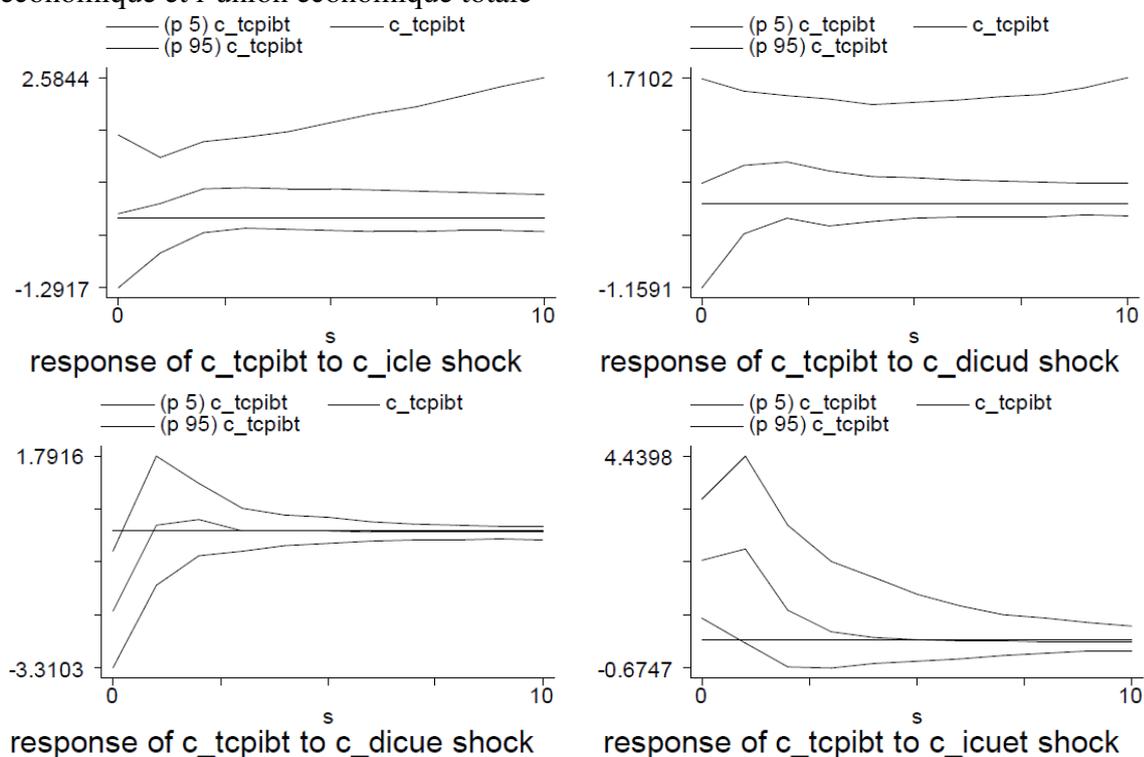


Source : WDI, GDF, UNCTADstat, DOTS et nos calculs

Dans le graphique précédent et dans tous ceux qui suivent, les courbes extrêmes représentent les intervalles de confiance au seuil de 5%. Le constat immédiat qu'il est possible de faire est qu'on note une réponse positive instantanée du taux de croissance du PIB par tête suite à un choc sur l'intégration régionale (plus précisément sur l'ICCIE). Cette réponse croît à l'année suivante, pour ensuite s'estomper lentement jusqu'à la dixième année. Autrement dit, le choc est positif mais de faible amplitude à court terme, il s'intensifie à moyen terme pour s'estomper sur le long terme. Il s'agit d'un résultat majeur de ce travail, car il confirme l'hypothèse selon laquelle l'intégration régionale a un impact positif sur la croissance économique. Une toute autre interprétation de ce résultat serait : *plus les pays contribuent à l'intégration régionale, plus ils induisent des effets d'entraînement positifs sur leur croissance économique*. Toutefois, on pourrait s'interroger sur l'effet spécifique des composantes de l'intégration régionale sur la croissance économique des pays d'Afrique Centrale.

Les graphiques qui suivent permettent de répondre à cette question. On peut y observer les réponses de la croissance économique à des chocs sur le libre échange, l'union douanière, l'union économique et l'union économique totale. On peut ainsi constater qu'un choc sur le libre échange produit un effet positif différé qui atteint son pic à la deuxième année suivant le choc, et se stabilise sur le reste de la période jusqu'à la dixième année. La réponse du taux de croissance du PIB par tête à un choc sur l'union douanière par contre est positive et instantanée, elle augmente légèrement sur les deux années suivant le choc, pour se stabiliser sur le reste de la période. Il s'agit donc d'un choc qui a un effet persistant sur la croissance, de même que dans le cas du libre échange. L'impact de l'union économique sur la croissance du PIB par tête est très mitigé. Outre la réponse instantanée négative de la croissance suite à un choc sur cette composante de l'intégration qu'il est possible d'observer, les réponses positives qui surviennent sur les deux années suivant le choc sont très faibles et s'estompent très vite sur le reste de la période. Pour terminer, un choc sur l'union économique totale induit une réponse instantanée très forte sur la croissance, réponse qui s'accroît sur l'année suivante et s'annule à partir de la quatrième année. Ainsi, mis à part l'union économique qui produit des effets assez contrastés sur la croissance économique, l'effort d'intégration des pays d'Afrique Centrale dans les trois autres dimensions de l'intégration considérées, produit des effets positifs sur la croissance économique à moyen et à long terme.

FIGURE 2 – Réponses de la croissance à des chocs sur le libre échange, l’union douanière, l’union économique et l’union économique totale



Source : Calculs des auteurs sur base des données WDI, GDF, UNCTADstat et DOTS

Intéressons-nous à présent à l’amplitude de l’impact de ces variables sur la croissance économique.

2.3.3 Décomposition de la variance

La décomposition de la variance permet de savoir sur une période donnée, la part de variation d’une variable du système, expliquée par une autre variable de celui-ci. Pour ce faire, la méthode qui est utilisée est la décomposition de Cholesky, qui en se basant sur les matrices de variance-covariance des modèles estimés précédemment, permet d’isoler la part de la variance d’une variable donnée du système, expliquée par une autre variable de celui-ci, toutes choses égales par ailleurs. La décomposition de la variance accumulée sur un horizon de 10^{10} années pour chacun des modèles est présentée dans les tableaux qui suivent.

10. Les résultats sont similaires pour des horizons temporels plus élevés.

TABLE 3 – Décomposition de la variance dans le modèle 1

	<i>horizon</i>	<i>c_iccie</i>	<i>c_vci</i>	<i>c_tinv</i>	<i>c_tcpibt</i>
<i>c_iccie</i>	10	0,9459	0,0094	0,0219	0,0229
<i>c_vci</i>	10	0,0113	0,9231	0,0217	0,0439
<i>c_tinv</i>	10	0,0432	0,0247	0,9261	0,0060
<i>c_tcpibt</i>	10	0,1696	0,0084	0,1814	0,6406

Les données du tableau indiquent la part de la variance de la variable en ligne expliquée par la variable en colonne

Source : Calculs des auteurs sur base des données WDI, GDF, UNCTADstat et DOTS

TABLE 4 – Décomposition de la variance dans le modèle 2

	<i>horizon</i>	<i>c_icle</i>	<i>c_icud</i>	<i>c_icue</i>	<i>c_icuet</i>	<i>c_vci</i>	<i>c_tinv</i>	<i>c_tcpibt</i>
<i>c_icle</i>	10	0,7391	0,2457	0,0031	0,0036	0,0006	0,0036	0,0044
<i>c_icud</i>	10	0,0965	0,8958	0,0004	0,0003	0,0004	0,0060	0,0006
<i>c_icue</i>	10	0,0370	0,0102	0,7844	0,0212	0,1065	0,0204	0,0204
<i>c_icuet</i>	10	0,0268	0,0081	0,0392	0,8858	0,0171	0,0138	0,0092
<i>c_vci</i>	10	0,0144	0,0282	0,0501	0,0109	0,8223	0,0304	0,0437
<i>c_tinv</i>	10	0,0007	0,0015	0,0085	0,0009	0,0119	0,9754	0,0010
<i>c_tcpibt</i>	10	0,0181	0,0122	0,0334	0,0779	0,0028	0,1530	0,7027

Les données du tableau indiquent la part de la variance de la variable en ligne expliquée par la variable en colonne

Source : Calculs des auteurs sur base des données WDI, GDF, UNCTADstat et DOTS

Il ressort de ces tableaux que l'effort global d'intégration d'un pays de la CEEAC explique à lui seul 16,96% de la variation de la croissance du produit par habitant de ce pays sur 10 ans. Ce résultat est d'une importance cruciale, car il signifie tout simplement que les efforts des pays de la zone à s'intégrer contribuent globalement à faire augmenter leur croissance de 16,96% sur 10 ans. Ceci est la preuve formelle de la valeur ajoutée de l'intégration régionale pour les pays d'Afrique centrale.

En se focalisant sur les contributions des indices primaires, on constate que les variations de la croissance induites par la libéralisation du commerce intra-régional et par l'union douanière sont minimales, avec respectivement 1,81% et 1,22% sur 10 ans. Par contre, les contributions à l'union économique et à l'union économique totale induisent les plus fortes variations, avec respectivement 3,34% et 7,79% sur 10 ans. Ce résultat signifie en substance que la stabilité de l'environnement macro-économique (faible fluctuation de l'inflation, harmonisation de la fiscalité) et la stabilité du change avec les autres monnaies, produisent des effets positifs importants

sur la croissance. En fin de compte, il ressort que les pans de l'intégration qui ont les impacts les plus importants sur la croissance économique sont l'union économique et l'union économique totale, bien que les effets induits par le libre échange et l'union douanière ne sont pas à négliger. En effet, même si ces derniers sont de faible amplitude, les IRF permettent de constater que les réponses de la croissance suite à des chocs sur ces composantes sont plus durables.

Conclusion et recommandations

L'évaluation de l'impact de l'intégration sur la croissance économique en Afrique centrale était le principal objectif de ce travail. Partant des recherches préalables sur la construction de l'indice composite d'intégration régionale (Baricako & Dagba, 2013 ; UNECA, 2013) et au regard du grand élan d'intégration régionale lancé à l'échelle continentale par la commission de l'Union Africaine, il a été question de savoir à quel point l'intégration régionale est profitable pour les pays de l'Afrique centrale. En utilisant un Modèle VAR spécifié sur données de panel, il a été possible de déceler la nature, la persistance et l'amplitude de l'impact de l'intégration régionale sur la croissance économique en Afrique centrale.

Les principales conclusions montrent que :

- L'amélioration de l'intégration régionale en Afrique centrale à travers un plus grand respect des critères de convergence et la libéralisation commerciale, augmente fortement la croissance des pays de la zone sur une période relativement longue de 10 années, cette augmentation étant plus forte pour les deux premières années ;
- La contribution globale des pays d'Afrique centrale à l'intégration régionale explique 16,96% de la variation de leur croissance économique ;
- L'union économique et l'union économique totale sont les phases de l'intégration régionale qui contribuent le plus à la croissance économique des pays de la CEEAC à hauteur respective de 3,34% et 7,79% ;
- Les impacts de la libéralisation commerciale et de l'union douanière sur la croissance économique, bien qu'ils soient de moins forte amplitude, sont positifs et persistants sur 10 ans.

Au regard de ces résultats, il est important de faire des recommandations de politique économique, afin que les États d'Afrique centrale tirent un meilleur parti de l'intégration de cette région. Ainsi, aux États membres de la CEMAC, il est recommandé de :

- Booster de manière globale l'intégration régionale dans la région, à travers l'établissement effectif d'une zone de libre échange CEEAC, l'extension du tarif extérieur commun CEMAC à la CEEAC et surtout le respect de l'application des décisions régionales. Car les répercussions sur la croissance sont immédiates et durables, comme le montrent les IRF ;
- Enclencher de manière effective la libre circulation des personnes à l'intérieur de la ré-

- gion. Cette liberté de mouvement produirait un effet de propagation sur les échanges intra-régionaux, qui ont un impact durable sur la croissance économique d'après les IRF ;
- Respecter scrupuleusement les critères de convergence définis pour la CEMAC et les étendre à la CEEAC, de manière à capitaliser les effets bénéfiques sur la croissance induits par la dernière dimension de l'intégration, qui contribue à 7,79% à la variation de la croissance des pays d'Afrique Centrale ;
 - Contribuer régulièrement et dans les proportions prévues au financement de l'intégration régionale, à travers l'acquittement de toutes les taxes dues car ceci a pour conséquence de booster les projets régionaux, notamment le financement des PME/PMI à travers le FODEC.

Quant à la CEMAC et la CEEAC, il est souhaitable de :

- Sensibiliser davantage les opérateurs économiques sur les modalités à remplir pour profiter des taux 0 dans les échanges intra-communautaires ;
- Définir et proposer aux États les modalités de l'extension des critères de convergence et du TEC CEMAC à toute la CEEAC car l'union économique totale est la dimension de l'intégration qui assure une croissance économique plus élevée ;
- Améliorer le recouvrement des contributions étatiques au financement de l'intégration régionale, ce qui aura pour conséquence la disponibilité des ressources nécessaires pour les projets régionaux. Une priorité serait l'amélioration du recouvrement du FODEC, qui est directement destiné à encourager la production des petits et moyens entrepreneurs, ce qui aura pour conséquence d'augmenter le commerce intra-régional
- Rationnaliser les efforts, projets et programmes d'intégration entre la CEMAC et la CEEAC.

Références

- [1] Agence Française de Développement (AFD). *Mesure et évolution récente de l'intégration commerciale en zone franc. Macroéconomie et développement*, (1), Novembre 2010.
- [2] AGHION P. et HOWITT P. *Théorie de la croissance endogène*. Dunod, 2000.
- [3] AKANNI-HONVO A. et LEON A. *La croissance endogène régionalisée*. Revue du tiers monde, 1995.
- [4] AMITY Mary. *New trade theories and industrial location in the EU : a survey of evidence*. Oxford review of economic policy, 1998.
- [5] AMITY Mary. *Specialization Patterns in Europe*. Weltwirtschaftliches archiv, 1999.
- [6] ARELLANO J. et BOVER O. *Another look at the instrumental variable estimation of error-components model*. Journal of econometrics, 1995.
- [7] BAI J. et NG S. *A PANIC attack on unit roots and cointegration*. Boston College, Department of economics, unpublished manuscript, 2001.
- [8] BALASSA B. *Theory of economic integration*. Irwin, Homewood, Illinois, 1961.
- [9] BALASSA B. *Trade Liberalisation and Revealed Comparative Advantage*. Manchester School of Economics and Social Studies, 1965.
- [10] Banque mondiale. *Trade blocs*. Washington D.C., 2000.
- [11] BARICAKO Joseph. *Regional integration, trade and growth*. Université Catholique de Louvain, Département de sciences économiques, 2006.
- [12] BARRO R. *Economic growth in cross-section of countries*. Quaterly journal of economics, 1991.
- [13] BARRO R. *Les facteurs de la croissance économique*. Economica, 2000.
- [14] BERTHELON Matias. *Growth effects of regional integration agreements*. Central Bank of Chile, 2004.
- [15] BEAUMONT C. *Economie géographique et croissance régionale*. Problèmes économiques n^o 2581, 1998.
- [16] BEITONE A., CAZORLA A., DOLLO C., and DRAIA A. M. *Dictionnaire des sciences économiques*. Armand Colin, 2007.

- [17] BELSLEY D. A., KUH E., and WELSCH R. R. *Regression Diagnostics : Identifying influential data and sources of collinearity*. New York : John Wiley, 1980.
- [18] BRULHART Marius. *Growing alike or growing apart ? Industrial specialization of the EU countries*. Oxford university press, 2001.
- [19] BRULHART Marius and TORSTENSSON Jan. *Regional integration, scale economies and industry location in the european union*. Cepr wp, 1996.
- [20] CEA/BSR-AC. *Programme pluriannuel entre la CEA/BSR-AC, la CEEAC et la CEMAC*. Commission Économique pour l'Afrique/ Bureau Sous-Régional pour l'Afrique Centrale, 2007a.
- [21] CEA/BSR-AC. *Convergence économique en Afrique Centrale*. Commission Économique pour l'Afrique/ Bureau Sous-Régional pour l'Afrique Centrale, 2007b.
- [22] CEA/BSR-AC. *Prospectus sur l'état de l'intégration en Afrique Centrale*. Commission Économique pour l'Afrique/ Bureau Sous-Régional pour l'Afrique Centrale, 2008.
- [23] CEA/BSR-AC. *Rapport sur l'Etat d'avancement du processus d'intégration en Afrique Centrale*. Commission Économique pour l'Afrique/ Bureau Sous-Régional pour l'Afrique Centrale, Mars 2011.
- [24] CEMAC. *Communiqué final de la onzième session ordinaire de la conférence des chefs d'État de la CEMAC*. Communauté Économique et Monétaire de l'Afrique Centrale, Juillet 2012.
- [25] CHATTERJEE S., HADI A. S., and PRICE B. *Regression analysis by example*. John Wiley & Sons, 2000.
- [26] CHOI. *Combination unit root tests for cross-sectionally correlated panels*. Mimeo, Hong Kong university of science and technology, 2002.
- [27] Commission de l'Union Africaine. *Programme minimum d'intégration*. Direction des affaires économiques, 2010.
- [28] COULIBALY Dramane et KEMPF Hubert. *Does inflation targeting decrease exchange rate pass-through in emerging countries ?* Banque de France, Paris School of economics, 2010.
- [29] DE GRAUWE. *Conditions for monetary integration : a geometric interpretation*. Weltwirtschaftliches Archiv., 1975.

- [30] DE MELO J. and PANAGARIYA A. *Regional integration, old and new*. World bank policy research working paper, 1992.
- [31] DOMAR E. *Capital expansion rate growth and employment*. *Econometrica*, 1946.
- [32] FMI. *Rapport des services du FMI sur les politiques communes des États membres ; note d'information au public sur les débats du conseil d'administration ; et déclaration de l'administrateur pour la Communauté économique et monétaire d'Afrique centrale*. Fonds monétaire international, 2012.
- [33] GLACHANT J. *La croissance endogène*. L'analyse macroéconomique 2, La découverte, 2000.
- [34] GBETNKOM Daniel et AVOM Désiré. *Intégration par le marché : le cas de l'UEMOA. Région et développement*, (22), 2005.
- [35] GUJARATI Damodar N. *Econométrie*. Ouvertures économiques, De Boeck, 2003.
- [36] HARROD. *Towards a dynamic economics*. Macmillan, 1948.
- [37] HENREKSON M., TORSTENSSON J., and TORSTENSSON R. *Growth effects of european integration*. *European economic review*, 1997.
- [38] HONDA Y. *Testing the error components model with non-normal disturbances*. *Review of economic studies*, 1985.
- [39] HUGON P. *Les économies en développement à l'heure de la régionalisation*. Karthala, Décembre 2002.
- [40] HURLIN Christophe et MIGNON Valérie. *Une synthèse des tests de racine unitaire sur données de panel*. Université d'Orléans, Université de Paris X, Janvier 2005.
- [41] HURVICH C. M. and TSAI C.-L. *Model selection for extended quasi-likelihood models in small samples*. *Biometrics*, 1995.
- [42] IDIR N., KAMALI A., and UNAN E. *Intégration régionale sud-sud et investissements directs étrangers : effet taille de marché*. Laboratoire d'économie d'Orléans.
- [43] IM K.S., PESARAN H.M., and SHIN Y. *Testing for unit roots in heterogenous panels*. revised version of the DAE, working paper 9526, University of Cambridge, 1997.
- [44] IM K.S., PESARAN H.M., and SHIN Y. *Testing for unit roots in heterogenous panels*. revised version of the DAE, working paper 9526, University of Cambridge, 2002.

- [45] IM K.S., PESARAN H.M., and SHIN Y. *Testing for unit roots in heterogenous panels*. Journal of econometrics, 2003.
- [46] IM K.S. et PESARAN H.M. *On the panel unit root tests using nonlinear instrumental variables*. Manuscript, University of southern California, 2003.
- [47] INGRAM J.C. *A proposal for financial integration in the atlantic community*. US. Congress, Joint economic committee, November 1962.
- [48] INGRAM J.C. *Financial integration and optimum currency areas*. AER, March 1962.
- [49] INGRAM J.C. *The case for European monetary integration*. International finance section, Princeton university, 1973.
- [50] ISHIYAMA Y. *The theory of optimum currency area : a survey*. Staff papers, 1975.
- [51] KINDLEBERGER. *European economic integration and the development of a single financial center for long-term capital*. Weltwirtschaft Archiv., 1963.
- [52] KINDLEBERGER. *International economics*. Homewood III, Irwin, 1958.
- [53] KRIEGER-BODEN Christiane and SOLTWEDEL Rüdiger. *European economic integration in econometric modelling - concepts, measures and illustration*. November 2010.
- [54] KRUGMAN P. R. *Is free trade passé ?* Economic perspectives, 1991.
- [55] KRUGMAN P. R. and VENABLES A. J. *Integration, specialization and adjustment*. NBER, Working paper, 1990.
- [56] LAURSEN Keld. *Specialization, trade and growth*. Routhledge, 2000.
- [57] Les Chefs d'État et de Gouvernement des États membres de l'Organisation de l'Unité Africaine. *Traité intituant la Communauté Économique Africaine*. Abuja, Juin 1991.
- [58] LEVIN A., LIN C.F., and CHU C.S.J. *Unit root test in panel data : asymptotic and finite sample properties*. Journal of econometrics, 2002.
- [59] LONGO Robert and SEKKAT Khalid. *Economic obstacles to expanding intra-african trade*. Elsevier, 2004.
- [60] LOVE Inessa et ZICCHINO Lea. *Financial development and dynamic investment behavior : Evidence from panel VAR*. World Bank, Research department, 2006.
- [61] LUCAS R. *On the mechanics of economic development*. Journal of monetary economics, 1988.

- [62] MADDALA G.S. et WU S. *A comparative study of unit root tests with panel data and a new simple test*. Oxford bulletin of economics and statistics, special issue, 1999.
- [63] MAGE Sabine. *Intégration régionale et croissance : un modèle d'équilibre général appliqué avec progrès technique endogène*.
- [64] MANKIW G. N., ROMER D., and WEIL D. N. *A contribution to the empirics of economic growth*. Quaterly journal of economics, 1992.
- [65] MARTIJN Jan Kees and TSANGARIDES G. *Trade reform in the CEMAC : developments and opportunities*. International Monetary Fund (IMF), June 2007.
- [66] Mc KINNON R. I. *Monnaie et finance dans l'échange international*. Bonnel édition, 1982.
- [67] MOON K.R. et PERRON B. *Testing for unit root in panels with dynamic factors*. Journal of econometrics, 2004.
- [68] NJOROGE Lucas Kamau. *The impact of regional integration on economic growth : empirical evidence from COMESA, EAC and SADC trade blocs*. Central bank of kenya, research department, 2010.
- [69] OPIMBA OPARA Lambert. *L'impact de la dynamique de l'intégration régionale sur les pays de la SADC : une analyse théorique et empirique*. Université de Montesquieu - Bordeaux IV, Thèse de doctorat, 2009.
- [70] PESARAN H.M. *A simple panel unit root test in the presence of cross section dependence*. Mimeo, University of southern california, 2003.
- [71] PROUDMAN James and REDDING Stephen. *Openness and growth*. The bank of England, 1998.
- [72] ROMER P. *Increasing returns and long-run growth*. Journal of political economy, 1986.
- [73] ROMER P. *Endogenous technological change*. Journal of political economy, 1990.
- [74] SALIN P. *économie internationale, économie financière*. Armand Colin, Tome 1, 1974.
- [75] SAMUELSON A. *économie monétaire internationale*. Dalloz, 1986.
- [76] SAPIR André. *The effect of Europe's internal market program on production and trade : a first assessment*. Weltwirtschaftliches archiv, 1996.
- [77] SEVESTRE Patrick. *Économétrie des données de panel*. Dunod, 2002.

- [78] SCITOVSKY T. *Economic theory and western European integration*. Stanford university press, 1958.
- [79] SCITOVSKY T. *Economic theory and western European integration*. Stanford university press, 1967.
- [80] SOLOW R. *A contribution to the theory of empiric growth*. Quaterly journal of economics, 1956.
- [81] TINBERGEN Jan. *International economic integration*. Elsevier, 1954.
- [82] UNECA. *état de l'intégration régionale en afrique*. Commission économique pour l'Afrique, 2004.
- [83] UNECA. *Les économies de l'Afrique centrale*. Commission économique pour l'Afrique, 2011.
- [84] United Nations. *Human Development Report*. UN, August 2009.
- [85] VAMVAKIDIS A. *Regional integration and economic growth ?* The world bank economic review, 1998.
- [86] VAMVAKIDIS A. *Regional trade agreements or broad liberalization : Which path leads to faster growth ?* IMF staff papers, 1999.
- [87] VENABLES A. J. *International trade : regional economic integration*. International encyclopedia of social and behavioural sciences, 2000.
- [88] VINER Jacob. *The customs union issue*. Stevens and sons, Londres, 1950.
- [89] YOUNES Hossam. *The contribution of trade to growth of the arab countries*. Conference on empirical investigation in trade and investment, Tokyo, March 2010.

Annexes

A.1 Analyse de stationnarité

Elle se fait pour chaque variable en deux étapes. La première consiste à tester pour chacune d'elles l'existence de dépendances entre les individus du panel, ce qui est fait par le test de dépendances individuelles de Pesaran (2004). Les hypothèses de ce test sont les suivantes :

$$\begin{cases} H_0 : \text{indépendance individuelle} \\ H_1 : \text{dépendance individuelle} \end{cases}$$

Ainsi, une p-value supérieure à 0,05 entraîne le non rejet de l'hypothèse nulle. Les résultats de la mise en œuvre de ce test sont renseignés dans le tableau suivant :

TABLE 5 – Résultats des tests de dépendance

Variable	CD-test	p-value	corr	abs(corr)
<i>h_c_tcpibt</i>	0,650	0,516	0,028	0,352
<i>h_c_tinv</i>	-1,790	0,073	-0,077	0,388
<i>h_c_vci</i>	-2,560	0,010	-0,110	0,361
<i>h_c_icle</i>	3,960	0,000	0,170	0,686
<i>h_c_icud</i>	0,250	0,801	0,011	0,604
<i>h_c_icue</i>	-1,980	0,048	-0,085	0,376
<i>h_c_icuet</i>	4,020	0,000	0,173	0,578
<i>h_c_iccie</i>	-1,480	0,139	-0,064	0,394

Source : Calculs des auteurs sur base des données WDI, GDF, UNCTADstat et DOTS

Ces tests sont effectués sur les variables Helmert-transformées et centrées par les moyennes temporelles (préfixées par *h_c_*) car ce sont elles qui serviront pour l'estimation des modèles. *CD-test* représente la statistique du test de dépendance individuelle (Cross-section Dependence) et *corr* (respectivement *abs(corr)*) la moyenne des coefficients de corrélation (respectivement coefficients de corrélation absolus) des séries nationales prises deux à deux. Au seuil de 5%, on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle d'indépendance individuelle pour les variables *h_c_tcpibt*, *h_c_tinv*, *h_c_icud* et *h_c_iccie*. Ainsi, pour ces variables, le test de stationnarité qui sera appliqué est celui de Maddala et Wu (1999). Par contre les résultats du test conduisent à rejeter l'hypothèse d'indépendance individuelle pour les variables : *h_c_vci*, *h_c_icle*, *h_c_icue* et *h_c_icuet*. Ainsi, pour ces variables, le test de stationnarité de Pesaran (2003) est appliqué.

Les tableaux qui suivent présentent les résultats des tests de stationnarité sur les variables du système. Le tableau 4.2 restitue les résultats des tests de stationnarité pour les variables avec dépendances individuelles et le tableau 4.3 présente les résultats pour les variables sans dépendances individuelles.

TABLE 6 – Résultats du test de stationnarité de Pesaran (2003)

Variables	t-bar	cv10	cv5	cv1	Z[t-bar]	P-value
<i>h_c_vci</i>	-2.563	-2.220	-2.370	-2.660	-2.346	0.009
<i>h_c_icle</i>	-3.077	-2.220	-2.370	-2.660	-2.346	0.000
<i>h_c_icue</i>	-1.898	-2.220	-2.370	-2.660	-2.346	0.302
Δh_c_{icue}	-3.560	-2.220	-2.370	-2.660	-5.092	0.000
<i>h_c_icut</i>	-2.519	-2.220	-2.370	-2.660	-2.346	0.013

t-bar et *Z[t-bar]* représentent respectivement la statistique du test et sa valeur normalisée. *cv10*, *cv5* et *cv1* sont respectivement les valeurs critiques du test à 10%, 5% et 1%.

Source : Calculs des auteurs sur base des données WDI, GDF, UNCTADstat et DOTS

TABLE 7 – Résultats du test de stationnarité de Maddala et Wu (1999)

Variables	chi2(18)	Prob>chi2
<i>h_c_tcpibt</i>	107.5969	0.0001
<i>h_c_icie</i>	35.6041	0.0079
<i>h_c_icud</i>	13.6411	0.7522
Δh_c_{icud}	82.2047	0.0000
<i>h_c_tinv</i>	40.7527	0.0016

Source : Calculs des auteurs sur base des données WDI, GDF, UNCTADstat et DOTS

Ainsi l'hypothèse nulle d'existence d'une racine unitaire (commune aux deux tests) est rejetée au seuil de 5% pour les variables *h_c_icle*, *h_c_icut*, *h_c_icie*, *h_c_tcpibt*, *h_c_tinv* et *h_c_vci* qui sont par conséquent stationnaires. Par contre, au seuil de 5%, les tests ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle de racine unitaire pour les variables *h_c_icud* et *h_c_icue*. Ces dernières semblent toutefois stationnaires en différence première. En effet, les tests de stationnarité sur les variables différenciées affichent tous des p-values inférieures à 0.05, ce qui conduit à rejeter l'hypothèse de racine unitaire pour ce seuil. Au final, on dénombre sept (06) variables intégrées d'ordre 0 ($I(0)$) et quatre (02) variables intégrées d'ordre 1 ($I(1)$).

Forts des résultats de stationnarité précédents, les deux modèles sont estimés sur les vecteurs de variables endogènes suivants :

$$\begin{cases} Y_{it} = (h_c_iccie, h_c_vci, h_c_tin, h_c_tcpibt)' \\ Y_{it} = (h_c_icle, \Delta h_c_icud, \Delta h_c_icue, h_c_icuet, h_c_pci, h_c_tin, h_c_tcpibt)' \end{cases}$$

A.2 Tests de spécification

Étant donné que la transformation de Helmert a été implémentée pour éliminer les effets individuels, aucun test de spécification ne sera fait en ce qui concerne la détection, la nature et même le type de ces effets. Par contre, le test d'homogénéité des paramètres du modèle est mis en œuvre.

L'hypothèse implicite qui est faite pour l'estimation des modèles est celle selon laquelle les coefficients des variables sont homogènes pour tous les individus du panel. Un test qui permet de vérifier cette hypothèse est le "*poolability-test*" basé sur les statistiques de Fisher, qui permet de déceler si pour une régression donnée, les individus du panel ont des paramètres similaires pour chaque variable (hypothèse nulle du test). Les résultats de ce test sont présentés dans le tableau 8 ci-dessous.

Le constat qui ressort de ce tableau est celui selon lequel au seuil de 5%, l'hypothèse nulle d'homogénéité des paramètres des différentes équations ne peut être gardée pour toutes les équations des modèles. Par contre, l'alternative qui consiste dans ce cas de figure à implémenter chacun de ces modèles de manière individuelle pour chaque pays du panel n'est pas non plus conseillée. En effet, compte tenu du faible horizon temporel (16 années), des régressions pour chaque individu du panel ne seraient pas pertinentes dans l'optique de la validation des résultats asymptotiques. Ainsi, l'hypothèse d'homogénéité des paramètres des variables est étendue à toutes les équations des modèles. Cette hypothèse a pour unique but de garantir une relative robustesse des estimations pour chaque modèle considéré et peut s'interpréter comme une homogénéité de comportement pour l'ensemble des pays du panel.

TABLE 8 – Poolability test

<i>Variable dépendante</i>	Modèle 1		Modèle 2	
	<i>F(32, 99)</i>	<i>Prob > F</i>	<i>F(72, 54)</i>	<i>Prob > F</i>
<i>h_c_tcpibt</i>	1,52	0,0607	2,43	0,0004
<i>h_c_tinv</i>	0,82	0,7269	2,03	0,0024
<i>h_c_vci</i>	1,69	0,0258	0,63	0,5825
<i>h_c_icle</i>	-	-	2,13	0,0013
Δh_c_{icud}	-	-	1,03	0,4517
Δh_c_{icue}	-	-	1,27	0,1628
<i>h_c_icuet</i>	-	-	4,53	0,0000
<i>h_c_iccie</i>	3,54	0,0000	-	-

Source : Calculs des auteurs sur base des données WDI, GDF, UNCTADstat et DOTS

A.3 Analyse de multicolinéarité

La structure de corrélation des variables utilisées pour l'estimation des deux modèles est renseignée dans le tableau suivant¹¹ :

TABLE 9 – Structure de corrélation des différentes variables

	<i>h_c_tcpibt</i>	<i>h_c_tinv</i>	<i>h_c_vci</i>	<i>h_c_icle</i>	Δh_c_{icud}	Δh_c_{icue}	<i>h_c_icuet</i>	<i>h_c_iccie</i>
<i>h_c_tcpibt</i>	1							
<i>h_c_tinv</i>	0,2088	1						
<i>h_c_vci</i>	-0,0096	0,0736	1					
<i>h_c_icle</i>	0,0868	-0,0952	-0,0130	1				
Δh_c_{icud}	-0,0079	0,0498	-0,1813	-0,0473	1			
Δh_c_{icue}	-0,1180	-0,1069	-0,1203	-0,0192	-0,0555	1		
<i>h_c_icuet</i>	0,0224	-0,0240	-0,1296	-0,1804	-0,0184	-0,0842	1	
<i>h_c_iccie</i>	0,0085	-0,0161	0,0008	0,2867	0,0642	0,2544	0,4576	1

Source : Calculs des auteurs sur base des données WDI, GDF, UNCTADstat et DOTS

Cette matrice de corrélation illustre le fait que les liaisons entre les variables utilisées dans chacun des modèles ne sont pas très élevées. En effet, dans chaque modèle, aucune corrélation entre les variables n'est supérieure à 0,5. On conclut dès lors qu'il n'y a pas de problème de multicolinéarité (Belsley, Kuh et Welsch, 1980). L'absence de multicolinéarité est confirmée par le calcul des Variance Inflation Factors (VIF). Pour chaque modèle, chacune des variables explicatives est régressée sur les autres. On peut dès lors savoir quelle part de la variance d'une variable

11. Tel qu'il a été mentionné précédemment, les indices primaires d'intégration ont été construits pour chaque dimension, en mesurant ce que les dimensions précédentes ne prenaient pas déjà en compte. Ceci justifie les faibles corrélations entre les différentes composantes de l'intégration régionale.

explicative est indépendante des autres variables explicatives, le calcul du ratio $1/(1 - R^2)$ permettant d'obtenir une statistique VIF pour chaque variable. Un problème de multicollinéarité est relevé dès lors qu'un VIF présente une valeur supérieure ou égale à 10 et/ou la moyenne des VIF est supérieure ou égale à 2. Si aucune de ces deux valeurs n'est atteinte, l'impact de la multicollinéarité n'est pas inquiétant et toutes les variables explicatives peuvent être conservées (Chatterjee, Hadi et Price, 2000). Les VIF calculés sur les retards d'ordre 1 des variables de chaque modèle sont renseignés dans le tableau suivant :

TABLE 10 – Variance Inflation Ratios (VIF)

	Modèle 1		Modèle 2	
	VIF	1/VIF	VIF	1/VIF
<i>h_c_tcpibt(t-1)</i>	1,03	0,97	1,14	0,88
<i>h_c_tinv(t-1)</i>	1,03	0,97	1,14	0,88
<i>h_c_yci(t-1)</i>	1,03	0,97	1,14	0,88
<i>h_c_icle(t-1)</i>	-	-	1,07	0,93
$\Delta h_c_{icud}(t-1)$	-	-	1,14	0,88
$\Delta h_c_{icue}(t-1)$	-	-	1,15	0,87
<i>h_c_icuet(t-1)</i>	-	-	1,14	0,88
<i>h_c_iccie(t-1)</i>	1,03	0,97	-	-

Source : Calculs des auteurs sur base des données WDI, GDF, UNCTADstat et DOTS

Le tableau qui précède illustre le fait que dans chacun des modèles, les VIF sont inférieurs à 2 pour chaque variable, ce qui corrobore l'hypothèse d'absence de multicollinéarité. Par ailleurs, dans chacun des modèles, au moins 86% de la variance de chaque variable explicative est indépendante des autres variables explicatives. Ceci permet de conclure que le problème de multicollinéarité ne risque pas d'affecter significativement les estimations des modèles.

A.4 Choix du nombre optimal de retards

Les critères d'information permettant d'effectuer le choix du nombre optimal de retards sont renseignés dans le tableau suivant :

TABLE 11 – Choix du nombre optimal de retards

Retard	LogL	FPE	AIC	SC	HQ
Modèle 1					
1	-453,8805	0,03618	8,032146	8,409879*	8,185501
2	-421,9804	0,027590*	7,760349*	8,515815	8,067059*
Modèle 2					
1	456,273	1,25e-12*	-7,542092*	-6,325199*	-7,048686*
2	495,8152	1,51E-12	-7,366947	-4,933162	-6,380136

* indique le retard sélectionné par le critère d'information ; FPE est l'erreur finale de prédiction, AIC est le critère d'information d'Akaike, SC est le critère d'information de Schwarz et HQ est le critère d'information d'Hannan-Quinn

Source : Calculs des auteurs sur base des données WDI, GDF, UNCTADstat et DOTS

A.5 Tests sur les résidus

La méthode d'estimation des modèles VAR qui est proposée ici est celle des moments généralisés d'Arellano et Bond, qui considère les variables du système prises en différence première. Par ailleurs, cette procédure, en introduisant les erreurs prises en différence première, introduit une structure d'autocorrélation d'ordre 1 qui disparaît à l'ordre 2. Toutefois, cette autocorrélation n'affecte pas les coefficients ni les estimations de leurs écarts-types, à cause d'une estimation en deux étapes qui permet de corriger l'autocorrélation et l'hétéroscédasticité. Par conséquent, la robustesse des résultats repose principalement sur le choix pertinent des instruments qui sont introduits. La validité de ces derniers est éprouvée par le test de Sargan/Hansen, qui vérifie si les conditions suridentifiantes induites par les instruments sont valides.

A.5.1 Test de validité des instruments de Sargan/Hansen

L'hypothèse nulle de ce test est celle selon laquelle les conditions suridentifiantes induites par les instruments sont valides. Les résultats sont présentés dans le tableau suivant :

TABLE 12 – Test de Sargan/Hansen

variable dépendante	Modèle 1		Modèle 2	
	Chi2(74)	Prob>Chi2	Chi2(68)	Prob>Chi2
<i>h_c_tcpibt</i>	83,96150	0,20070	76,81182	0,21720
<i>h_c_tinv</i>	82,39712	0,23570	75,69667	0,24410
<i>h_c_vci</i>	82,56520	0,23180	75,10996	0,25900
<i>h_c_icie</i>	104,6469	0,0110	-	-
<i>h_c_icuet</i>	-	-	90,07156	0,03790
Δh_c_{icue}	-	-	88,63115	0,04720
Δh_c_{icud}	-	-	75,97274	0,23720
<i>h_c_icle</i>	-	-	82,79899	0,14060

Source : Calculs des auteurs sur base des données WDI, GDF, UNCTADstat et DOTS

On constate ainsi qu'à l'exception de l'équation sur l'indice composite dans le modèle 1 et des équations sur les indices de contribution à l'union économique et à l'union économique totale, on ne peut rejeter au seuil de 5% l'hypothèse nulle de validité des instruments introduits dans le modèle. Ceci démontre que de manière générale, les instruments des modèles ont été bien choisis.

A.5.2 Test d'autocorrélation des résidus

Le tableau qui suit présente les résultats des tests d'autocorrélation des résidus obtenus après la première étape de l'estimation. On constate ainsi que l'hypothèse nulle de non autocorrélation des résidus est systématiquement rejetée à l'ordre 1 au seuil de 5% pour toutes les équations des modèles, tandis que celle-ci ne peut être rejetée à l'ordre 2. Ceci confirme les postulats du modèle d'Arellano et Bond.

TABLE 13 – Test d'autocorrélation des résidus

variable dépendante	Ordre d'autocorrélation	Modèle 1		Modèle 2	
		z	Prob>z	z	Prob>z
<i>h_c_tcpibt</i>	1	-4,87480	0,00000	-4,80980	0,00000
	2	0,21580	0,82910	0,07060	0,94370
<i>h_c_tinv</i>	1	-5,36160	0,00000	-5,29310	0,00000
	2	-0,25761	0,79670	-0,12382	0,90150
<i>h_c_vci</i>	1	-6,57800	0,00000	-6,27230	0,00000
	2	1,39340	0,16350	1,51950	0,12860
<i>h_c_iccie</i>	1	-3,12720	0,00180	-	-
	2	-1,42720	0,15350	-	-
<i>h_c_icuet</i>	1	-	-	-4,21070	0,00000
	2	-	-	0,89112	0,37290
Δh_c_{icue}	1	-	-	-4,84490	0,00000
	2	-	-	0,66809	0,50410
Δh_c_{icud}	1	-	-	-6,91780	0,00000
	2	-	-	-0,81214	0,41670
<i>h_c_icle</i>	1	-	-	-3,57780	0,00030
	2	-	-	-4,7808	0,00000

Source : Calculs des auteurs sur base des données WDI, GDF, UNCTADstat et DOTS