

## La prolifération des communautés économiques régionales constitue-t-elle une barrière aux échanges pour les pays d'Afrique Centrale ?

Gislain Stéphane GANDJON FANKEM\*

---

**Résumé** - Cet article examine l'impact de la prolifération des Communautés économiques régionales sur le commerce interne de l'Afrique Centrale ainsi que sur les effets de création et de détournement de commerce de la Communauté Économique des États de l'Afrique Centrale (CEEAC). La méthodologie utilisée s'appuie sur le modèle de gravité et les techniques récentes d'estimations en panel. Nos résultats montrent que la prolifération des Communautés économiques régionales réduit les échanges commerciaux entre les pays de l'Afrique Centrale. En outre, ils révèlent qu'il n'existe aucune création de commerce dans la CEEAC suite à la multiplication des accords d'intégration. La prolifération semble plutôt renforcer le détournement de commerce dans la CEEAC.

---

**Classification JEL**

C23, F15, O55

**Mots-clés**

Prolifération des communautés économiques régionales  
Intégration économique  
Modèle de gravité  
Afrique Centrale

---

*L'auteur remercie le rapporteur anonyme et le directeur éditorial de la revue pour leurs remarques et suggestions qui ont permis d'améliorer les versions antérieures de cet article.*

---

\* LAREA, CEREQ-FSEG, Université de Yaoundé II ; [gandjonstephane@gmail.com](mailto:gandjonstephane@gmail.com)

## 1. INTRODUCTION

Le régionalisme en Afrique Centrale est caractérisé par l'existence de trois Communautés économiques régionales (CER) et par l'appartenance des pays à plusieurs de ces entités à la fois. Ainsi, sur les 11 pays que compte la sous-région<sup>1</sup>, 4 sont membres de deux groupements régionaux, 4 appartiennent à trois groupements et 2 pays sont membres de quatre groupements. Seul 1 pays est membre d'un groupement. Autrement dit, 90 % des États d'Afrique Centrale sont membres d'au moins 2 CER.

Cette profusion d'arrangements et d'institutions ainsi que les appartenances multiples à l'intérieur d'une même région brouillent-elles les objectifs d'intégration commerciale sous-régionale ? C'est vraisemblablement le cas (Commission Économique des Nations Unies pour l'Afrique, 2006, 2010). D'une part, les adhésions multiples ne permettent pas à la plupart des États concernés de respecter leurs obligations financières à l'égard des CER auxquelles ils appartiennent. En conséquence, les pays sont lents à ratifier les traités et n'appliquent pas les programmes intégrateurs dont ils ont convenu. Or l'absence de mise en application de ceux-ci entrave le développement des échanges intra-communautaires (Freund et Rocha 2011 ; Portugal-Perez et Wilson, 2012). D'autre part, l'appartenance des pays à plusieurs CER en même temps influence négativement le commerce intra-zone via la multiplication des procédures d'agrément des produits, des modèles de preuves documentaires de l'origine, des droits compensatoires et surtout des règles d'origine (*cf. infra*). Pourtant, l'expansion du commerce intra-communautaire pourrait favoriser la croissance économique, ce qui contribuerait au développement et à réduire la pauvreté en Afrique Centrale (Avom et Gandjon, 2014).

Depuis Viner (1950), les effets des accords commerciaux régionaux (ACR) sur les flux commerciaux sont controversés. D'un côté, il existe un effet potentiel de détournement de commerce. De l'autre, il y a un effet possible de création de commerce. Une création de commerce apparaît quand une importation se substitue à un bien d'origine nationale car, après la suppression du droit de douane, le bien étranger devient moins cher que le bien domestique. Cette création de commerce est source d'efficacité économique. Le détournement de commerce représente le changement en termes de bien-être provenant de la substitution d'importations provenant d'un pays à faible coût, situé en dehors de l'accord commercial, par un flux d'importations provenant d'un pays à coût plus élevé appartenant à la zone d'accord commercial. En d'autres termes, il y a détournement de commerce quand la nouvelle importation en provenance d'un pays de l'Union remplace une importation en provenance d'un pays tiers qui produit ce bien à un coût inférieur. Dans ce cas, la réorientation de l'approvisionnement en faveur d'une production à coût plus élevé est une source d'inefficacité.

Au départ, la majeure partie de la littérature s'est concentrée sur les effets de création et de détournement de commerce des ACR à la fois sur les pays membres et non membres d'un point de vue théorique [voir par exemple Kemp et Wan (1976), Grossman et Helpman (1995), Krishna (1998) et Ornelas (2005)]. Plus récemment, un nombre élevé d'études empiriques ont étudié les effets réels des ACR sur le commerce [voir par exemple Trefler (2004), Carrère (2004, 2006, 2013), Lee et Shin (2006), Romalis (2007), Baier et Bergstrand (2007, 2009a), Magee (2008), Martinez-Zarzoso, Nowak-Lehmann, et Horsewood (2009), Pomfret et Sourdin (2009), Freund (2010), Vicard (2011), Foster, Poeschl et Stehrer (2011), Geldi (2012), Fugazza et Nicita (2013), Ketterer, Bernhofen et Milner (2014), Kohl (2014)].

<sup>1</sup> Si l'on ajoute le Rwanda.

Bien que cette importante littérature empirique indique de manière générale des effets positifs et importants des ACR sur les flux commerciaux entre les membres (voir par exemple Baier et Bergstrand, 2007, 2009a, et Magee, 2008) il n'y a pas de consensus en ce qui concerne les effets possibles de distorsions. Par exemple, Clausing (2001) et Calvo-Pardo, Freund et Ornelas (2009) trouvent qu'il y a création de commerce et absence de détournement de commerce pour l'accord de libre-échange entre les États-Unis d'Amérique et le Canada et l'accord commercial régional de l'Association des Nations d'Asie du Sud-Est (ANASE). De même, en analysant six accords commerciaux en Amérique latine et en Europe, Freund (2010) ne trouve pas de preuve de détournement de commerce. À l'inverse, plusieurs études mettent en évidence à la fois des effets de création et de détournement de commerce. Par exemple, Trefler (2004) et Romalis (2007) constatent qu'il y a détournement de commerce s'agissant respectivement de l'accord de libre-échange entre les États-Unis d'Amérique et le Canada et l'Accord de Libre Échange Nord-Américain (ALENA). En examinant les effets de sept accords commerciaux régionaux, Carrère (2006) décèle aussi des détournements de commerce. En analysant les accords de libre-échange d'Asie de l'Est, Lee et Shin (2006) trouvent qu'il y a des détournements de commerce bien que dépendant des caractéristiques des pays membres. Cette hétérogénéité des résultats peut dépendre d'une différence de méthodologie empirique (*cf. infra*).

De plus, cette littérature ne prend pas en compte explicitement l'influence du cumul d'accords commerciaux par un même pays sur son commerce ainsi que la concurrence de ceux-ci sur les effets de création et de détournement de commerce<sup>2</sup>. À notre connaissance, au niveau académique, seuls les travaux de Salazar-Xirinachs (2002) et Carrère (2013) abordent spécifiquement cette question. L'article du premier donne un aperçu de la réalité et des raisons de la prolifération des ACR en Amérique latine et dans les Caraïbes et procède à une analyse des questions analytiques et stratégiques clés soulevées par la prolifération dans la région. Plus particulièrement, en ce qui concerne le commerce, l'auteur soutient que, du fait en grande partie de la multiplication des règles d'origine, la prolifération influence négativement les échanges des pays d'Amérique latine et des Caraïbes. Toutefois, comme le rapport de la Commission Économique des Nations Unies pour l'Afrique (voir CEA, 2006), le travail de Salazar-Xirinachs (2002) est descriptif et ne repose pas sur l'utilisation de méthodes économétriques qui permettent de contrôler d'autres déterminants des échanges. En conséquence, il n'établit pas une relation de causalité. À l'opposé, à l'aide d'un modèle de gravité en panel, l'étude de Carrère (2013) cerne les performances en matière de commerce obtenues jusqu'alors au sein de l'UEMOA (Union Économique et Monétaire Ouest-Africaine) et de la CEMAC (Communauté Économique et Monétaire de l'Afrique Centrale). En contrôlant la prolifération des ACR le modèle présenté par Carrère montre qu'en moyenne l'UEMOA et la CEMAC ont engendré un détournement de commerce ; un supplément de commerce intra-régional significatif apparaissant dans le cas de l'UEMOA mais pas dans celui de la CEMAC. Bien qu'utilisant une méthodologie robuste, l'étude de Carrère (2013) semble incomplète, dans la mesure où elle ne permet pas d'identifier si les effets de détournement ou de création de commerce augmentent avec le nombre d'ACR auquel appartient un pays.

<sup>2</sup> La littérature semble plutôt préoccupée à fournir des explications à la prolifération des accords commerciaux régionaux [voir par exemple Baldwin (1997), Ibarra-Yunez (2003), Aghion, Antràs et Helpman (2007)] et aux raisons qui poussent un pays à signer plusieurs accords de libre échange [voir par exemple Xiaoyang et Joshi (2010), Freund (2010), Martin, Mayer et Thoenig (2012), Vicard (2012), Baldwin et Jaimovich (2012)].

Cet article essaye de remédier à ce manque en étudiant systématiquement l'influence directe de la prolifération des CER sur le commerce interne de l'Afrique Centrale ainsi que sur les effets de création et de détournement de commerce dans la CEEAC en adoptant un cadre vinerien. Plus particulièrement, nous testons l'hypothèse selon laquelle la prolifération des CER et les adhésions croisées entraînent les échanges commerciaux entre les pays d'Afrique Centrale.

Les travaux empiriques qui évaluent les effets des accords commerciaux régionaux sur les échanges entre pays membres, et entre pays membres et les pays tiers, utilisent généralement deux types de méthodes. Les modèles relèvent soit d'une approche *ex ante*, soit d'une approche *ex post* (Bair et Bergstrand, 2007, 2009a ; Magee, 2008 ; Kohl, 2014).

Dans les approches *ex ante*, les modèles cherchent à comparer une situation avec intégration à une situation sans intégration. Ils sont par exemple utiles pour évaluer l'opportunité d'aller plus loin dans l'intégration. Les études *ex ante* de création et de détournement de commerce se subdivisent en deux catégories. La première catégorie (voir par exemple Karemera et Ojah, 1998), estime des élasticités de demande d'importation dans des industries avant la formation d'un accord commercial. Ces élasticités sont par la suite utilisées pour prédire les effets d'élimination des tarifs avec un partenaire commercial. Cette approche est sujette à d'importantes critiques. Par exemple, Wylie (1995) soutient que ce procédé néglige l'importance des effets d'équilibre général des accords commerciaux : « le changement de tarif et des élasticités de substitution, et leurs effets stimulateurs macroéconomiques sont probablement potentiellement de moins d'importance dans la stimulation du commerce et la croissance que la réduction de l'incertitude de l'environnement politique » (Wylie, 1995, p. 81). La deuxième catégorie repose sur l'emploi de modèles d'équilibre général calculable du commerce (voir par exemple Kitwivattanaichaia, Nelson, et Reed, 2010). Mais comme le relèvent Clausing (2001) et Wylie (1995), les estimations des modèles d'équilibre général calculable sont très sensibles aux hypothèses et aux paramètres du modèle.

Les modèles reposant sur une approche *ex post* comparent la situation après la formation d'un accord commercial avec la situation qui aurait prévalu sans cet accord. À l'inverse des modèles d'élasticités de demande d'importation et d'équilibre général calculable, les modèles de gravité utilisés sont des modèles empiriques stables et robustes (Head et Mayer, 2015). Cette approche n'est cependant pas exempte de critiques. Par exemple, les coefficients des variables *dummies* d'ACR captent d'autres éléments en plus des effets des accords (Carrère, 2006 ; Bair et Bergstrand, 2007 ; Magee, 2008). Il se peut aussi que « les niveaux élevés du commerce intra-bloc peuvent être dus non à la formation des arrangements commerciaux préférentiels mais plutôt à des relations historiques ou politiques entre les membres du bloc » (Haveman et Hummels, 1998, p. 62). Bayoumi et Eichengreen (1995) ont essayé de résoudre ce problème en estimant un modèle de gravité en différences premières de sorte que les caractéristiques inobservables de paires de pays qui sont constantes au cours du temps soient éliminées. Mais ainsi que le relèvent Haveman et Hummels (1998), cette méthode ne contrôle pas les variables omises qui ne varient pas dans le temps. Les estimations du modèle de gravité des effets des ACR sont également sensibles à l'échantillon de pays inclus dans l'analyse. Haveman et Hummels (1998) montrent que changer l'échantillon de pays a pour conséquence des prédictions différentes du commerce en l'absence d'un ACR.

Dans cet article, nous estimons l'effet de la prolifération des CER sur le commerce interne de l'Afrique Centrale ainsi que sur les effets de création et de détournement de commerce dans la CEEAC à l'aide d'un modèle de gravité inspiré de

celui de Anderson et van Wincoop (2003). D'après Head et Mayer (2015)<sup>3</sup>, ce dernier constitue le meilleur contrefactuel permettant d'identifier la part des flux commerciaux expliquée par l'intégration régionale pour deux raisons. Premièrement, si l'échantillon de pays est convenablement choisi, l'équation de gravité suggère un niveau « normal » de commerce bilatéral. En conséquence, des variables *dummies* peuvent être employées pour capter les niveaux « spécifiques » de commerce résultant d'un ACR. Deuxièmement, grâce à l'introduction des variables *dummies* dans le modèle, on peut isoler les effets de création de commerce et de détournement de commerce d'un ACR. Finalement, nous adoptons une spécification de l'équation de gravité en panel et privilégions l'estimateur Poisson du pseudo-maximum de vraisemblance pour les estimations sur la période 1995-2010, afin de pallier les problèmes méthodologiques rencontrés dans les études empiriques.

Notre étude apporte plusieurs contributions à la littérature. Nous trouvons une concurrence<sup>4</sup> contre-productive entre les schémas de préférence commerciale. Nous constatons que cet effet de concurrence est plus fort sur les flux d'importations. En outre, nous ne trouvons aucune création de commerce dans la CEEAC suite à une multiplication des schémas d'intégration. Nous constatons plutôt que cette dernière ne renforce pas les relations commerciales entre les pays d'Afrique Centrale d'une part et l'Union européenne, les États-Unis et la Chine d'autre part. Nos résultats fournissent ainsi un éclairage sur les conséquences qui peuvent être néfastes du régionalisme, notamment lorsqu'il y a multiplication des accords commerciaux régionaux qui ne sont pas motivés par des considérations économiques, telle que le relève par exemple la littérature récente sur le *third country effect*<sup>5</sup> [Xiaoyang et Joshi (2010), Freund (2010) ou Baldwin et Jaimovich (2012)].

L'article est organisé de la manière suivante. À partir des faits stylisés, nous montrons dans la section 2 comment la prolifération des CER peut nuire à l'expansion des échanges commerciaux entre les pays de l'Afrique Centrale. La section 3 discute de la spécification empirique et de la stratégie d'estimation. La section 4 analyse à partir des résultats du modèle l'effet de la prolifération des CER. La section 5 conclut.

## 2. LA PROLIFÉRATION DES CER EN AFRIQUE CENTRALE : LE CONTEXTE INSTITUTIONNEL ET ÉCONOMIQUE

### 2.1. Inefficiences institutionnelles de la CEMAC, CEEAC et CEPLG

En Afrique Centrale coexistent trois Communautés économiques régionales : la Communauté Économique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC), la Communauté Économique des États de l'Afrique Centrale (CEEAC) et la Communauté Économique des Pays des Grands Lacs (CEPLG).

<sup>3</sup> Voir Head et Mayer (2015) pour une revue approfondie de la littérature sur le modèle de gravité.

<sup>4</sup> Par concurrence, on entend ici la coexistence non coordonnée de plusieurs CER, dont le but ultime est la réalisation de l'intégration régionale. L'absence d'instruments d'harmonisation signifie que chaque communauté a ses propres règles d'origine ou ses propres procédures de certification.

<sup>5</sup> « C'est-à-dire l'interdépendance des ACR » (Baldwin et Jaimovich, 2012, p. 1). Il s'agit d'une théorie, explicative de la diffusion du régionalisme, selon laquelle les ACR sont contagieux en ce sens qu'un nouvel ACR entre les nations A et B augmente la probabilité que la nation C signe un nouvel ACR avec A ou B. D'après cette théorie la diffusion du régionalisme selon un effet domino est en partie conduite par les ACR « défensifs », *i.e.* les ACR signés pour réduire la discrimination créée par les ACR concernant les trois grandes puissances commerciales que sont les États-Unis, l'Union européenne et le Japon.

Si la CEEAC, la CEMAC et la CEPLG ne sont formées que des pays situés en Afrique Centrale, l'ensemble des pays de la CEMAC et les deux tiers des pays de la CEPLG (Burundi et République Démocratique du Congo) appartiennent aussi à la CEEAC. Mais les adhésions des pays d'Afrique Centrale à des CER ne s'arrêtent pas là. Le tableau 1 montre que 6 pays d'Afrique Centrale appartiennent également à d'autres CER situées principalement en Afrique Australe et en Afrique de l'Est. C'est précisément le cas de l'Angola et de la République Démocratique du Congo qui appartiennent au Marché Commun de l'Afrique Orientale et Australe (COMESA) et à la Communauté de Développement de l'Afrique Australe (SADC), du Burundi et du Rwanda qui sont membres de la Communauté de l'Afrique de l'Est (CAE) et de la COMESA, de la République Centrafricaine et du Tchad qui appartiennent à la Communauté des États Sahélo-Sahariens (CEN-SAD). Ces adhésions multiples ainsi que la coexistence en Afrique Centrale de trois CER peuvent induire une inefficience institutionnelle affectant le commerce intra-zone pour au moins deux raisons.

**Tableau 1. Appartenance des pays d'Afrique Centrale à plusieurs CER**

Pays	CER						Total	
	CEEAC	CEMAC	CEPLG	COMESA	CAE	SEN-SAD		SADC
Angola	×			×			×	3
Burundi	×		×	×	×			4
Cameroun	×	×						2
Congo	×	×						2
Gabon	×	×						2
Guinée Equatoriale	×	×						2
RCA	×	×				×		3
RDC	×		×	×			×	4
Rwanda			×	×	×			3
Sao Tomé et Príncipe	×							1
Tchad	×	×				×		3

Source : Auteur, à partir de CEA (2006).

La première concerne le dédoublement des programmes. Ce dédoublement est surtout visible dans l'intégration des marchés, la facilitation des échanges, la libre circulation des personnes, la paix et la sécurité. On observe également une similitude au niveau des mandats, objectifs, organes de décision, programmes et activités des trois CER d'Afrique Centrale. Cette similitude s'étend aussi à la COMESA, CAE, CEN-SAD et SADC (voir tableau 2) induisant une concurrence entre les CER.

La deuxième raison est sans doute la plus importante. Elle est liée au fonctionnement des CER et à la réalisation de leurs programmes. Ces derniers dépendent essentiellement des contributions financières des États membres. Ceux-ci sont tenus de participer financièrement à toutes les CER auxquelles ils adhèrent. Il s'ensuit que, plus un pays adhère à plusieurs CER, plus sa contribution financière est élevée. Mais en Afrique Centrale, les adhésions multiples ont plutôt pour résultat le non-paiement des contributions financières de la plupart des États vis-à-vis des CER. En conséquence, les pays sont lents à ratifier les traités et n'appliquent pas les programmes convenus (notamment en ce qui concerne les infrastructures, la convergence des politiques macroéconomiques, la libre circulation des personnes et des biens, le droit d'établissement, l'énergie, la paix et la sécurité). Or l'absence de mise en application de ces programmes entrave le développement des échanges intra-communautaires (Freund et Rocha, 2011 ; Portugal-Perez et Wilson, 2012).

À titre d'illustration, en dépit de l'adoption de la taxe communautaire d'intégration (TCI) dans la CEMAC et de la contribution communautaire d'inté-

gration (CCI) dans la CEEAC<sup>6</sup>, l'autonomisation du financement de l'intégration reste encore un objectif à atteindre. En effet, du fait des adhésions multiples, dans la plupart des États de la CEMAC les paramètres d'application de la TCI, notamment le champ d'application matériel, la liste des exonérations, le schéma de recouvrement et la mise à disposition des recettes ne sont pas conformes aux normes adoptées en décembre 2000. En conséquence, le rendement de la taxe s'en trouve fortement affecté. De plus, le transfert des recettes dans le compte CEMAC se fait sur la base du pouvoir discrétionnaire des administrations nationales. Ce qui pourrait conforter l'opinion selon laquelle certains pays, tels que le Tchad et la République Centrafricaine, utiliseraient les revenus de la TCI pour s'acquitter de leur obligation financière à l'égard des autres CER auxquelles ils appartiennent.

**Tableau 2. Similitude des objectifs et programmes des CER**

	CEEAC	CEMAC	CEPLG	COMESA	CAE	SEN-SAD	SADC
Objectifs, définitions générales	×	×	×	×	×	×	×
Règles d'origine	×	×	×	×	×	×	×
Barrières non tarifaires	×	×	×	×	×	×	×
Convergence des pol. macro.		×			×		
Transit et facilités de transit	×	×	×	×	×	×	×
Coopération douanière	×	×	×	×	×	×	×
Fonds de compensation	×	×	×	×	×	×	×
Libre circulation et droit d'établissement	×	×	×	×	×	×	×
Chambre de compensation	×	×	×	×	×	×	×
Agriculture	×	×	×	×	×	×	×
Industrie	×	×	×	×	×	×	×
Transports et communications	×	×	×	×	×	×	×
Sciences et technologies	×	×	×	×	×	×	×
Énergie	×	×	×	×	×	×	×
Ressources naturelles	×	×	×	×	×	×	×
Éducation, formation et culture	×	×	×	×	×	×	×
Tourisme	×	×	×	×	×	×	×
Procédures et doc. commerciaux	×	×	×	×	×	×	×
Investissement		×		×	×	×	×
Paix et sécurité	×		×	×	×	×	×

Source : Auteur.

Cette analyse s'impose également à la CEEAC, où la CCI est encore très peu appliquée – 3 pays sur 10. Les fonds régionaux compensatoires et de développement, qui ont vocation à être les premiers instruments d'intervention des deux communautés, connaissent également des évolutions semblables.

## 2.2. Inefficiences économiques de la CEMAC, CEEAC et CEPLG

Les statistiques récentes montrent que le commerce interne des CER d'Afrique Centrale demeure très faible, tant en volume qu'en valeur. Entre 2000 et 2010, la valeur du commerce intra-CEMAC est passée de 96 à 383 millions USD, soit un accroissement de plus de 200 %. Toutefois, cette valeur est insignifiante par rapport à son commerce total sur l'ensemble de la période puisqu'elle ne représente en moyenne que 1,1 % des exportations totales de la CEMAC. Il en va de même pour le commerce intra-communautaire de la CEEAC et de la CEPLG. Sur la même période, en effet, la valeur moyenne du commerce interne de la CEEAC est d'environ 315 millions USD, soit près de 0,9 % de ses exportations, celle de la CEPLG se situant en moyenne à 33 millions USD, soit 1,2 % de ses exportations.

<sup>6</sup> La TCI et la CCI représentent respectivement un prélèvement de 1 % et de 0,4 % des importations en provenance des États tiers.

Pourtant la formation d'une Communauté économique régionale est sensée accroître substantiellement le commerce entre ses membres. Cet objectif, dans le cas de l'Afrique Centrale, semble fortement contrarié par l'appartenance des pays à plus d'une CER ainsi que la coexistence dans la sous-région de trois CER. En effet, ceux-ci impactent négativement le commerce intra-communautaire à travers par exemple la multiplication des procédures d'agrément des produits, des modèles de preuves documentaires de l'origine, des droits compensatoires et surtout des règles d'origine. Ces dernières sont importantes du fait que les droits et restrictions applicables dépendent dans bien des cas de la provenance des produits importés, et cet aspect mérite d'être précisé pour étayer notre propos.

Les règles d'origine sont les critères permettant de déterminer le pays d'origine d'un produit. Dans le cas de la zone de libre échange (ZLE), chacun des pays reste maître de sa politique douanière avec les pays tiers. En conséquence, il y a un risque que les produits en provenance des pays non membres ne pénètrent dans la ZLE que par le pays où le tarif douanier est le plus faible, quitte à être réexportés par la suite dans un autre pays membre aux conditions préférentielles de la ZLE. C'est pour éviter ce scénario que la plupart des ZLE comprennent des règles d'origine. Cependant, on constate une grande diversité dans la pratique des ZLE en la matière. Si le critère de la transformation substantielle semble universellement accepté, certaines ZLE appliquent le critère du changement de classification tarifaire, d'autres le critère du pourcentage *ad valorem* et d'autres encore le critère de l'opération de fabrication ou d'ouvraison. En Afrique Centrale, chacune des trois CER a ses propres règles d'origine. Il en est de même des quatre autres – COMESA, CAE, CEN-SAD et SADC – auxquelles adhèrent six États de la sous-région. Par exemple, pour bénéficier du taux zéro, les exportateurs doivent justifier d'un taux de valeur ajoutée de 30 % au moins dans la CEMAC contre 35 % dans la CEEAC.

Les règles d'origine se sont ainsi multipliées en Afrique Centrale avec la prolifération des CER et des adhésions multiples. Or les critères détaillés produit par produit qui sont devenus la norme et le chevauchement des règles d'origine différentes dans les pays qui sont membres de plusieurs CER peuvent être considérés comme génératrices de distorsions (Cadot et de Melo, 2008). Par exemple, les exportateurs d'Afrique Centrale doivent encourir beaucoup plus de coûts bureaucratiques pour prouver que les exportations respectent les multiples règles d'origine. En outre, ils peuvent vouloir changer les procédés de production seulement pour respecter les conditions des règles d'origine créant ainsi des distorsions dans la structure du commerce et même des flux d'investissement (Estevadeordal et Suominen, 2005). Ceci pourrait être en partie à l'origine du faible niveau de commerce interne des CER d'Afrique Centrale<sup>7</sup>.

Bien que les faits stylisés ci-dessus permettent de donner le contexte dans lequel se situe le commerce intra-CER, ils ne permettent pas d'évaluer l'effet des CER. De nombreux facteurs influencent les évolutions de parts de commerce comme le développement des infrastructures des pays membres, la croissance économique des pays partenaires ou encore l'évolution de leur compétitivité prix via les fluctuations du taux de change nominal. Il est donc nécessaire, à partir d'un contrefactuel, de contrôler ces facteurs afin d'identifier l'impact propre de chaque CER. C'est ce que nous proposons dans la section qui suit.

---

<sup>7</sup> On peut d'ailleurs noter en ce sens que par exemple, entre 2000 et 2010, pour les CER d'Afrique Centrale la part du commerce interne dans le commerce total en moyenne n'atteint pas 2% alors que, dans les régions où les adhésions multiples sont plus limitées, comme l'UE, l'ALENA et l'ANASE, la part du commerce interne est respectivement de 66,2%, 53,2% et 24,2%.

### 3. STRATÉGIE EMPIRIQUE

#### 3.1. Spécification de l'équation de gravité en panel

Anderson et van Wincoop (2003) montrent que l'équation de gravité théorique, spécifiée en logarithme, prend la forme suivante :

$$\ln M_{ij} = \alpha_0 + \ln Y_i + \ln Y_j - \ln P_i^{1-\sigma} - \ln P_j^{1-\sigma} + (1-\sigma) \ln t_{ij} \quad (1)$$

où  $M_{ij}$  sont les importations<sup>8</sup> du pays  $i$  en provenance du pays  $j$ ,  $Y_i$  et  $Y_j$  leurs revenus nationaux,  $t_{ij}$  le niveau des coûts de commerce, ( $\sigma > 1$ ) l'élasticité de substitution constante entre les biens produits par le pays  $i$  et ceux produits par le pays,  $\alpha_0$ , le terme constant. Enfin,  $P_i$  et  $P_j$  représentent les indices de résistance multilatérale aux échanges des pays  $i$  et  $j$  respectivement.

En suivant Baier et Bergstrand (2009b), Carrère, de Melo et Wilson (2013) et Carrère (2013), nous spécifions la fonction de coûts aux échanges comme suit :

$$t_{ij} = (D_{ij})^{\rho_1} \times (AM_i)^{\rho_2} \times (AM_j)^{\rho_3} \times \exp(\rho_4 B_{ij} + \rho_5 L_{ij} + \rho_6 CER_{ij}) \quad (2)$$

$$\text{avec } AM_i = \left[ \sum_k \frac{Y_k}{Y_w} CER_{ik} \right] \quad \text{et} \quad AM_j = \left[ \sum_k \frac{Y_k}{Y_w} CER_{jk} \right]$$

où  $Y_w$  représente le revenu mondial. Dans l'équation (2),  $\rho_k$ , avec  $k = 1, \dots, 6$ , représentent des paramètres ;  $D_{ij}$  est la distance géographique entre les pays  $i$  et  $j$  ;  $L_{ij}$  la variable muette de langue commune ;  $B_{ij}$  la variable muette de contiguïté ;  $CER_{ij}$  une variable muette égale à l'unité si les pays  $i$  et  $j$  appartiennent à une même communauté économique régionale, et 0 sinon. Les termes multilatéraux  $AM_i$  et  $AM_j$  ainsi introduits représentent nos variables d'intérêt. Ils captent l'influence sur un accord donné de l'appartenance d'un pays à d'autres accords ainsi que la concurrence entre les accords (Carrère, 2013). Ainsi le terme multilatéral propre à la communauté économique régionale  $AM$  permet de tenir compte de la concurrence existant entre les nombreux accords de préférences commerciales signés par un même pays et qui vient réduire l'effet escompté de l'accord considéré.

Après substitution de (2) dans l'équation (1), la forme réduite à estimer est :

$$\ln M_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \ln Y_i + \beta_2 \ln Y_j + \beta_3 \ln AM_i + \beta_4 \ln AM_j + \beta_5 \ln D_{ij} + \beta_6 B_{ij} + \beta_7 L_{ij} + \beta_8 CER_{ij} - \ln P_i^{1-\sigma} - \ln P_j^{1-\sigma} + \varepsilon_{ij}, \quad (3)$$

où  $\varepsilon_{ij}$  est le terme d'erreur,  $\beta_0$  une constante et  $\beta_k$ , avec  $k = 1, \dots, 8$ , les paramètres dont les signes anticipés sont :

$$\beta_1 > 0, \beta_2 > 0, \beta_3 = \rho_2(1-\sigma) < 0, \beta_4 = \rho_3(1-\sigma) < 0, \beta_5 = \rho_1(1-\sigma) < 0, \beta_6 = \rho_4(1-\sigma) > 0, \beta_7 = \rho_5(1-\sigma) > 0, \beta_8 = \rho_6(1-\sigma) > 0.$$

Quelques explications supplémentaires sont nécessaires concernant l'évaluation des effets globaux des CER sur le commerce. Rappelons que des variables *dummies* sont utilisées pour capter des niveaux de commerce qui sont "au-dessus ou au-dessous de la normale" résultant d'un accord commercial régional. Ainsi, si l'ensemble des variables *dummies* est correctement spécifié dans le modèle, les effets de création et de détournement de commerce peuvent alors être isolés.

<sup>8</sup> Nous mesurons le commerce bilatéral par le montant des importations bilatérales de marchandises, parce que les données d'importations bilatérales sont plus complètes que les données d'exportations bilatérales.

À cet effet, nous spécifions la création de commerce et le détournement de commerce comme Carrère, Gourdon et Olarreaga (2012) et Carrère (2013). Tout d'abord, nous décomposons la variable  $CER_{ij}$  de manière à distinguer le commerce intra-CEEAC ; un coefficient positif révélant une augmentation de commerce intra-régional. Ensuite, nous introduisons une variable muette prenant la valeur 1 lorsque le pays importateur appartient à la CEEAC et le pays exportateur au reste du monde ; un coefficient négatif mettant en évidence l'existence de détournement de trafic.

Afin d'éviter les biais d'auto-sélection et de variables omises, nous adoptons une spécification en panel (Wooldridge, 2010). En effet, étant donné la spécification en coupe transversale de l'équation (2), l'introduction de la variable d'accord commercial régional pose trois problèmes sérieux. Le premier, l'auto-sélection, empêche de comparer directement les pays membres d'un accord avec les autres pays de l'échantillon (Persson, 2001 ; Baier et Bergstrand, 2007 et 2009a). Le deuxième problème est l'existence de variables omises inobservables expliquant à la fois l'appartenance de pays à un ACR et des liens commerciaux privilégiés (Vicard, 2011). Le troisième problème résulte de ce que les variables *dummies* d'ACR dans les estimations en coupe captent tout ce qui est spécifique aux pays importateurs ou exportateurs et qui n'est pas saisi par les autres covariantes (Matyas, 1997 ; Carrère, 2006). Baier et Bergstrand (2007) montrent que la solution adéquate pour résoudre ces difficultés réside dans l'utilisation de méthodes d'estimation en panel. En outre, la « méthode de données de panel permet d'identifier les effets spécifiques aux paires de pays et de les isoler » (Carrère, 2006, p. 230).

Toutefois, la difficulté en panel tient à l'estimation des termes de résistances multilatérales, étant donné qu'ils sont variables dans le temps. Pour remédier à ce problème, nous suivons la méthode originale proposée par Baier et Bergstrand (2009b) que nous adaptons, comme Carrère et al. (2013), pour intégrer la dimension temporelle. Elle consiste à procéder à une log-linéarisation puis à un développement de Taylor de premier ordre du système d'équations composé des  $2N$  équations définissant les termes multilatéraux<sup>9</sup> ( $N$  étant le nombre total de pays dans l'échantillon). Cela permet alors de définir une forme réduite du modèle de gravité qui a le mérite de pouvoir être estimée linéairement, et d'être conforme au modèle théorique de Anderson et van Wincoop (2003) avec intégration des termes de résistance multilatérale.

L'équation de gravité spécifiée pour les données de panel est la suivante :

$$\begin{aligned} \ln M_{ijt} = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_{it} + \alpha_2 \ln Y_{jt} + \alpha_3 \ln AM_{it} + \alpha_4 \ln AM_{jt} \\ & + \alpha_5 \ln RM_{it} + \alpha_6 \ln RM_{jt} + \alpha_7 \ln D_{ij} + \alpha_8 \text{intra-CEEAC}_{ijt} \\ & + \alpha_9 \text{extra-CEEAC}_{ijt} + \lambda_t + \lambda_{ij} + \varepsilon_{ijt} \end{aligned} \quad (4)$$

où  $RM_{it} = \left[ \sum_k \frac{Y_{kt}}{Y_{wt}} \ln D_{ikt} \right]$  et  $RM_{jt} = \left[ \sum_k \frac{Y_{kt}}{Y_{wt}} \ln D_{jkt} \right]$  sont les termes de résistance multilatérale. Intuitivement, ils résument la résistance moyenne au commerce entre un pays et l'ensemble de ses partenaires. Autrement dit, à la date  $t$ ,  $RM_{it}$  re-

9

$$P_{it} = \left[ \sum_j \frac{Y_{jt}}{Y_{wt}} \left( \frac{t_{ijt}}{P_{jt}} \right)^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}} \quad \text{et} \quad P_{jt} = \left[ \sum_i \frac{Y_{it}}{Y_{wt}} \left( \frac{t_{ijt}}{P_{it}} \right)^{1-\sigma} \right]^{\frac{1}{1-\sigma}}$$

présente l'ouverture du pays  $i$  à toutes les importations quel que soit le pays d'origine et  $RM_{jt}$  l'ouverture de tous les pays du monde aux exportations du pays  $j$ . Ainsi, un pays est d'autant plus incité à commercer avec un partenaire bilatéral donné que sa résistance au commerce avec tous les autres est élevée. Cet effet de résistance multilatérale se traduit par des différences de prix entre les pays. Comparé à un pays économiquement central, un pays périphérique reçoit une demande agrégée relativement plus faible pour sa production, ce qui peut induire des prix plus faibles et accroître son commerce bilatéral avec un partenaire donné.

La variable intra- $CEEAC_{ijt} = 1$  si les pays  $i$  et  $j$  appartiennent à la CEEAC à la date  $t$ , et 0 sinon, et la variable extra- $CEEAC_{ijt} = 1$  si le pays  $i$  et non le pays  $j$  appartient à la CEEAC à la date  $t$ , et 0 sinon. Le coefficient  $\alpha_8$  mesure la création de commerce et  $\alpha_9$  le détournement de commerce.  $\lambda_{ij}$  représente les effets fixes bilatéraux – ils permettent de contrôler pour toutes les autres caractéristiques spécifiques aux paires de pays et invariantes dans le temps, notamment la proximité des CER, le partage d'une frontière ou d'une langue commune [Bair et Bergstrand (2007) ; Maggee (2008) ; Carrère, Gourdon et Olarreaga (2012)].  $\lambda_t$  et  $\varepsilon_{ijt}$  sont respectivement les effets spécifiques années et le terme d'erreur.

### 3.2. Estimation Poisson du pseudo-maximum de vraisemblance en panel

La spécification en logarithme de la variable d'importation conduit à éliminer les observations pour lesquelles le commerce a une valeur nulle, créant ainsi un biais de sélection. En outre, l'estimation de la forme log-linéaire est biaisée, puisque le terme d'erreur est hétéroscédastique en niveau<sup>10</sup>.

C'est pour pallier ces problèmes que nous réalisons nos estimations en niveau, à partir de l'estimateur de Poisson du pseudo-maximum de vraisemblance (PPML) comme suggérés par Santos Silva et Tenreyro (2006, 2011). En conséquence, l'équation à estimer est :

$$M_{ijt} = \exp\left(\alpha_0 + \alpha_1 \ln Y_{it} + \alpha_2 \ln Y_{jt} + \alpha_3 \ln AM_{it} + \alpha_4 \ln AM_{jt}\right) \\ \times \exp\left(\alpha_5 \ln RM_{it} + \alpha_6 \ln RM_{jt} + \alpha_7 \ln D_{ij} + \lambda_t + \lambda_{ij}\right) \\ \times \exp\left(\alpha_8 \text{intra-}CEEAC_{ijt} + \alpha_9 \text{extra-}CEEAC_{ijt}\right) v_{ijt}, \quad (5)$$

où la variable  $M_{ijt}$  représente les importations du pays  $i$  en provenance du pays  $j$  à l'année  $t$  mesurées en niveau et  $v_{ijt} = \exp[\varepsilon_{ijt}]$  le terme d'erreur.

Cependant, pour effectuer les estimations sur données de panel, nous devons choisir entre l'estimateur Poisson à effets fixes et l'estimateur Poisson à effets aléatoires. Nous privilégions le second estimateur car, contrairement au premier, il permet d'estimer à la fois l'effet de court et de long terme des variables variantes et invariantes dans le temps<sup>11</sup>.

## 4. DONNÉES ET INTERPRÉTATION DES RÉSULTATS

En raison de l'indisponibilité des données, notre étude couvre une période de seize ans (1995 à 2010). L'échantillon comprend 50 pays, et porte sur les flux

<sup>10</sup> Les travaux de Carrère (2006), Egger et Larch (2008) et Baier et Bergstrand (2007, 2009a) ne tiennent pas compte de ces préoccupations.

<sup>11</sup> Contrairement aux « *matching econometrics* » (voir Bair et Bergstrand, 2009a) qui permettent de tenir compte uniquement de l'impact à long terme des variables et non de contrôler les flux d'importations nuls, cet estimateur prend en compte à la fois l'impact de court et de long terme des variables et constitue un traitement efficace des flux nuls de commerce.

agrégés d'importations annuelles bilatérales des 10 pays d'Afrique Centrale à destination des autres pays membres et de 40 de leurs principaux partenaires commerciaux<sup>12</sup>. La description des variables utilisées ainsi que leur source figurent en annexe 1. Pour toutes les estimations, les écarts-types sont robustes à l'hétéroscédasticité et corrigés des effets de cluster au niveau bilatéral.

Nous commençons par discuter des résultats des estimations de l'effet de la prolifération des CER sur les échanges des pays d'Afrique Centrale. Afin de s'intéresser précisément à l'effet du cumul d'accords commerciaux par un même pays sur son commerce, nous n'incluons pas, dans un premier temps, les variables de création et de détournement de commerce dans l'équation (5). Nous procédons ainsi en deux étapes. L'ensemble des résultats obtenus à l'aide de l'estimateur PPML est présenté dans le tableau 3.

**Tableau 3. Effet de la prolifération des CER sur le commerce de l'Afrique Centrale (estimations du modèle en niveau)**

	Variable dépendante : $M_{ijt}$			
	PPML effets fixes		PPML effets aléatoires	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln Y_{it}$	0,79*** (0,00010)	0,93*** (0,00004)	0,79*** (0,00010)	0,92*** (0,00004)
$\ln Y_{jt}$	1,12*** (0,00004)	1,09*** (0,00002)	1,12*** (0,00004)	1,09*** (0,00002)
$\ln AM_{it}$	-0,71*** (0,00031)	-0,82*** (0,00047)	-0,71*** (0,00031)	-0,82*** (0,00047)
$\ln AM_{jt}$	-0,55*** (0,00010)	-0,50*** (0,00070)	-0,55*** (0,00010)	-0,50*** (0,00070)
$\ln RM_{it}$	2,38*** (0,00455)	2,70*** (0,00103)	2,38*** (0,00455)	2,70*** (0,00103)
$\ln RM_{jt}$	0,52*** (0,00080)	0,64*** (0,00044)	0,53*** (0,00080)	0,64*** (0,00044)
$\ln D_{ij}$			-0,95*** (0,00009)	-0,93*** (0,00006)
intra- $CEEAC_{ijt}$				
extra- $CEEAC_{ijt}$				
Effets bilatéraux ( $ij$ )	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre d'observations	4042	7486	4320	7840
Nombre de paires de pays	243	461	270	490
Test effets fixes bilatéraux	28,10***	43,59***		
Prob>F	0,0000	0,0000		
Test effets aléatoires bilatéraux			7008,48***	16602,01***
Prob>chi(2)			0,0000	0,0000

Note : \*\*\* représente la significativité à 1 %. Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité et ajustés pour les effets de cluster au niveau de la paire de pays. Le paramètre estimé de la constante n'est pas reporté.

<sup>12</sup> Il s'agit des 40 principaux partenaires commerciaux des pays d'Afrique Centrale. Ces derniers sont constitués de 17 pays africains (Algérie, Kenya, Nigéria, Tunisie, Côte d'Ivoire, Égypte, Guinée, Mali, Maroc, Benin, Burkina Faso, Rwanda, Gambie, Mauritanie, Niger, Sénégal, Ghana), 16 pays de l'Union européenne (Allemagne, Autriche, Belgique, Espagne, Finlande, France, Irlande, Italie, Luxembourg, Pays-Bas, Portugal, Grèce, Slovénie, Chypre, Malte, Slovaquie et la Grande Bretagne), les États-Unis et les BRICS (Brésil, Russie, Inde, Chine et Afrique du Sud).

- Premièrement, nous estimons l'effet de la prolifération des CER sur le commerce interne de l'Afrique Centrale. Les colonnes (1) et (3) du tableau 3 contiennent les résultats de l'estimation. Dans la colonne (1) nous utilisons l'estimateur de Poisson à effets fixes. Les coefficients des variables traditionnelles, PIB et résistance multilatérale, sont conformes aux effets attendus. S'agissant de nos variables d'intérêt, toutes choses égales par ailleurs, les résultats montrent que la prolifération des CER influence négativement et significativement les échanges entre les pays d'Afrique Centrale.

**Tableau 4. Effet de la prolifération des CER sur la création et le détournement de commerce dans la CEEAC (échantillon de pays africains)**

	Variable dépendante : $M_{ijt}$			
	PPML effets fixes		PPML effets aléatoires	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln Y_{it}$	0,81*** (0,00033)	0,83*** (0,00053)	0,81*** (0,00033)	0,83*** (0,00053)
$\ln Y_{jt}$	1,42*** (0,00006)	1,50*** (0,00017)	1,43*** (0,00006)	1,50*** (0,00017)
$\ln AM_{it}$		-0,78*** (0,00021)		-0,78*** (0,00021)
$\ln AM_{jt}$		-0,60*** (0,00012)		-0,60*** (0,00012)
$\ln RM_{it}$	2,00*** (0,0040)	2,29*** (0,0039)	2,00*** (0,0040)	2,29*** (0,0039)
$\ln RM_{jt}$	0,63*** (0,00071)	0,54*** (0,00022)	0,633*** (0,00071)	0,54*** (0,00022)
$\ln D_{ij}$			-0,92*** (0,00010)	-0,97*** (0,00002)
intra- $CEEAC_{ijt}$	0,54 (1,21278)	0,28 (0,39178)	0,54 (1,21278)	0,28 (0,39178)
extra- $CEEAC_{ijt}$	-1,24*** (0,09042)	-1,70*** (0,10003)	-1,24*** (0,09042)	-1,70*** (0,10003)
Effets bilatéraux ( $ij$ )	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre d'observations	4042	4042	4320	4320
Nombre de paires de pays	243	243	270	270
Test effets fixes bilatéraux	27,07***	27,07***		
Prob>F	0,0000	0,0000		
Test effets aléatoires bilatéraux			50023,25***	50023,25***
Prob>chi(2)			0,0000	0,0000

Note : \*\*\* représente la significativité à 1 %. Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité et ajustés pour les effets de cluster au niveau de la paire de pays. Le paramètre estimé de la constante n'est pas reporté.

Dans la colonne (3) nous utilisons l'estimateur de Poisson à effets aléatoires. Le test du multiplicateur de Lagrange de Breusch-Pagan confirme la présence des effets aléatoires bilatéraux. La statistique de ce test ( $\chi^2=7008,48$ ) montre, en effet, que les effets aléatoires sont globalement significatifs au seuil de 1 %.

Les résultats sont semblables à ceux du modèle de Poisson à effets fixes. Ils mettent en évidence l'impact négatif de la concurrence entre les schémas de préférence commerciale à la fois sur les importations et les exportations des pays d'Afrique Centrale. En effet, le coefficient estimé de la variable de prolifération de CER du pays importateur est négatif et statistiquement significatif ; ce qui implique

qu'en Afrique Centrale, un pays importe d'autant moins en provenance d'un autre qu'il est membre d'accords concurrents. Toutes choses égales par ailleurs, un accroissement de 1 % de la pluralité de CER se traduit par une réduction des importations de plus de 0,7 %.

De même, le coefficient estimé pour la variable de prolifération de CER du pays exportateur est négatif et significativement différent de zéro. Autrement dit, plus un pays de la CEEAC est membre d'un accord concurrent moins il exporte vers un autre pays d'Afrique Centrale. Ces résultats confortent la conclusion de l'analyse descriptive de Salazar-Xirinachs (2002) selon laquelle l'adhésion d'un pays à plusieurs accords commerciaux régionaux affecterait sa performance commerciale dans lesdits accords. Ils sont également conformes à l'étude récente de Carrère (2013) qui analyse les performances commerciales de l'UEMOA et de la CEMAC.

**Tableau 5. Effet de la prolifération des CER sur la création et le détournement de commerce dans la CEEAC (échantillon global)**

	Variable dépendante : $M_{ijt}$			
	PPML effets fixes		PPML effets aléatoires	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln Y_{it}$	0,95*** (0,00006)	0,96*** (0,00005)	0,95*** (0,00006)	0,96*** (0,00005)
$\ln Y_{jt}$	1,01*** (0,00009)	1,14*** (0,00001)	1,01*** (0,00009)	1,14*** (0,00001)
$\ln AM_{it}$		-0,91*** (0,00062)		-0,91*** (0,00062)
$\ln AM_{jt}$		-0,58*** (0,00041)		-0,58*** (0,00041)
$\ln RM_{it}$	2,92*** (0,0022)	2,89*** (0,00200)	2,92*** (0,0022)	2,89*** (0,00200)
$\ln RM_{jt}$	0,72*** (0,00015)	0,59*** (0,00040)	0,72*** (0,00015)	0,59*** (0,00040)
$\ln D_{ij}$			-0,91*** (0,00010)	-0,92*** (0,00011)
intra- $CEEAC_{ijt}$	0,53 (1,21368)	0,29 (0,39188)	0,53 (1,21368)	0,29 (0,39188)
extra- $CEEAC_{ijt}$	-1,25*** (0,08010)	-1,77*** (0,10001)	-1,25*** (0,08010)	-1,77*** (0,10001)
Effets bilatéraux ( $ij$ )	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre d'observations	7486	7486	7840	7840
Nombre de paires de pays	461	461	490	490
Test effets fixes bilatéraux	52,08***	52,08***		
Prob>F	0,0000	0,0000		
Test effets aléatoires bilatéraux			15087,33***	15087,33***
Prob>chi(2)			0,0000	0,0000

Note : voir tableau 4.

- Deuxièmement, nous estimons l'effet de la prolifération des CER sur les échanges impliquant les pays de l'Afrique Centrale et leurs principaux partenaires commerciaux. Les résultats, obtenus respectivement à l'aide des estimateurs de Poisson à effets fixes et de Poisson à effets aléatoires, figurent dans les colonnes (2) et (4) du tableau 3. Les coefficients estimés sont statistiquement significatifs et ont les mêmes signes que dans les colonnes (1) et (3).

Nous évaluons ensuite l'effet de la prolifération des CER sur la création et le détournement de commerce dans la CEEAC. Nous estimons donc l'équation (5) sans et avec les termes multilatéraux de prolifération des CER. Ce qu'il importe d'analyser dans ces régressions est la variation des coefficients des variables de création de commerce et de détournement de commerce suite à l'introduction des variables multilatérales de prolifération des CER. Le tableau 4 reporte les résultats des estimations PPML avec effets fixes dans les colonnes (1) et (2) et effets aléatoires dans les colonnes (3) et (4) obtenus à partir de l'échantillon incluant des pays africains. À nouveau, les coefficients sont très proches dans les deux estimations. Les colonnes (1) et (3) du tableau 4 reportent les résultats des estimations sans les termes multilatéraux  $AM_{it}$  et  $AM_{jt}$ .

Ces résultats montrent que la CEEAC n'a pas permis de stimuler le commerce intra-régional sur la période 1995-2010. En effet, le coefficient estimé de la variable de création de commerce n'est pas statistiquement différent de zéro bien que bénéficiant d'un signe positif. En revanche, le coefficient estimé de la variable de détournement de commerce est négatif et statistiquement significatif au seuil de 1 %. Il montre que les importations en provenance des pays hors de la CEEAC sont inférieures de 71 % ( $=|\exp(-1,241) - 1|$ ) à celles prédites par le modèle.

**Tableau 6. Variation du détournement de commerce avec le nombre de CER auquel un pays appartient**

	Variable dépendante : $M_{ijt}$			
	PPML effets fixes		PPML effets aléatoires	
	(1)	(2)	(3)	(4)
extra- $CEEAC_{ijt}$	-1,23*** (0,30805)	-1,30*** (0,21700)	-1,23*** (0,30805)	-1,30*** (0,21700)
extra- $CEEAC_{ijt} \times \ln AM_{it}$	-0,14** (0,06995)	-0,15** (0,07045)	-0,14** (0,06995)	-0,15** (0,07045)
Effets bilatéraux ( $ij$ )	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre d'observations	4042	7486	4320	7840
Nombre de paires de pays	243	461	270	490
Test effets fixes bilatéraux	25,48***	51,13***		
Prob>F	0,0000	0,0000		
Test effets aléatoires bilatéraux			50008,02***	15045,14***
Prob>chi(2)			0,0000	0,0000

Note : \*\*\* et \*\* représentent respectivement la significativité à 1 % et 5%. Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité et ajustés pour les effets de cluster au niveau de la paire de pays. Seules les variables d'intérêt sont reportées, les autres variables ayant des coefficients très proches de ceux donnés dans les tableaux 4 et 5.

Les colonnes (2) et (4) du tableau 4 reportent les résultats des estimations avec les termes multilatéraux de prolifération des CER. Les signes et la significativité des variables de création et de détournement de commerce sont identiques à ceux obtenus précédemment. Cependant on note une augmentation sensible du détournement de commerce dans la CEEAC. Cet effet est le même quel que soit l'échantillon utilisé (voir le tableau 5 pour l'échantillon global). Ainsi contrôler le niveau de prolifération conduit à une diminution des importations en provenance des pays hors CEEAC. En considérant par exemple l'échantillon global, les importa-

tions en provenance des pays hors de la CEEAC sont inférieures de 83 % ( $=|\exp(-1,776)-1|$ ) à celles prédites par le modèle<sup>13</sup>.

Afin de savoir si les effets de détournement augmentent avec le nombre de CER auquel appartient un pays, nous interagissons la variable muette de détournement de commerce avec l'indicateur de prolifération de CER de chaque pays importateur. Les résultats des estimations de l'équation 5 dans laquelle nous avons introduit cette variable croisée sont présentés dans le tableau 6. Le coefficient associé à la variable de détournement de commerce est significativement négatif et le paramètre estimé de la variable d'interaction du pays importateur est aussi négatif et significativement différent de zéro. Autrement dit, plus un pays multiplie des adhésions à des CER, plus il subit de détournement de commerce. Et nos résultats semblent suggérer que la prolifération des CER ne renforce pas les relations commerciales qu'entretiennent les pays de la CEEAC avec leurs principaux partenaires commerciaux que sont notamment l'Union européenne, les États-Unis et la Chine.

## 5. CONCLUSION

Cet article a analysé l'influence de la prolifération des Communautés économiques régionales sur le commerce interne de l'Afrique Centrale ainsi que sur les effets de création et de détournement de commerce de la CEEAC. Sur la base de Carrère (2013), nous avons construit des indices originaux de prolifération de CER. L'application empirique repose sur la spécification gravitaire de Anderson et van Wincoop (2003) et utilise les développements récents de la littérature empirique sur les effets des accords commerciaux régionaux sur le commerce. Les estimations sont réalisées sur données de panel par la méthode du pseudo-maximum de vraisemblance à effets fixes et à effets aléatoires.

Plusieurs résultats émergent de cette étude. Premièrement, nous trouvons une concurrence contre-productive des diverses CER établissant des schémas de préférence commerciale : *ceteris paribus*, en Afrique Centrale, plus un pays est membre d'accords concurrents, moins il exporte vers un autre pays. Cet effet de concurrence est encore plus fort sur les flux d'importations : toutes choses égales par ailleurs, un accroissement de 10 % de la prolifération de CER se traduit par une réduction des importations de plus de 7 %. Deuxièmement, nous ne trouvons aucune création de commerce dans la CEEAC suite à une multiplication des schémas d'intégration. Les relations commerciales entre les pays d'Afrique Centrale d'une part et l'Union européenne, les États-Unis et la Chine d'autre part ne sont pas renforcées. Nos résultats invitent ainsi les pays d'Afrique Centrale à mettre fin aux adhésions croisées et à rationaliser les CER afin d'améliorer les flux commerciaux entre eux. La rationalisation consisterait à fusionner la CEEAC, la CEMAC et la CEPLG pour former une seule Communauté économique régionale. Cette forme d'accord est également soutenue par l'Union Africaine, car elle offre à l'Afrique la meilleure perspective d'une intégration complète (CEA, 2006).

---

<sup>13</sup> Pour les estimations effectuées à partir du modèle log-linéaire (voir annexe 2) nous retrouvons les mêmes résultats que précédemment mais avec des coefficients estimés plus élevés en valeur absolue. Cela peut traduire l'importance du biais de sélection dû à l'approximation des observations pour lesquelles le commerce a une valeur nulle.

## RÉFÉRENCES

- Aghion, P., Antràs, P., Helpman, E.**, 2007, « Negotiating Free Trade », *Journal of International Economics*, 73, pp. 1-30.
- Anderson, J.E.**, 2011, « The Gravity Model », *Annual Review of Economics*, 3, pp. 133-160.
- Anderson, J.E., Van Wincoop, E.**, 2003, « Gravity with Gravitas: A Solution to the Border Puzzle », *American Economic Review*, 93, pp. 170-192.
- Avom, D., Gandjon, F.G.S.**, 2014, « Qualité du cadre juridique, corruption et commerce international : le cas de la CEMAC », *Revue d'économie politique*, 124, pp. 101-128.
- Baier, S.L., Bergstrand, J.H.**, 2007, « Do Free Trade Agreements Actually Increase Members' International Trade? », *Journal of International Economics*, 71, pp. 72-95.
- Baier, S.L., Bergstrand, J.H.**, 2009a, « Estimating the Effects of Free Trade Agreements on International Trade Flows Using Matching Econometrics », *Journal of International Economics*, 77, pp. 63-76.
- Baier, S.L., Bergstrand, J.H.**, 2009b, « Bonus Vetus OLS: A Simple Method for Approximating International Trade-cost Effects Using the Gravity Equation », *Journal of International Economics*, 77, pp. 77-85.
- Baldwin, R.**, 1997, « The Causes of Regionalism », *World Economy*, 20, pp. 865-888.
- Baldwin, R., Jaimovich, J.**, 2012, « Are Free Trade Agreements Contagious? », *Journal of International Economics*, 88, pp. 1-16.
- Baldwin, R., Taglioni, D.**, 2007, « Trade Effects of the Euro: A Comparison of Estimators », *Journal of Economic Integration*, 22, pp. 780-818.
- Bayoumi, T., Eichengreen, B.**, 1995, « Is Regionalism Simply a Diversion? Evidence from the Evolution of the EC and EFTA », *NBER Working Paper*, pp. 52-83.
- Cadot, O., De Melo, J.**, 2008, « Why OECD Countries Should Reform Rules of Origin », *World Bank Research Observer*, 23, pp. 77-105.
- Calvo-Pardo, H., Freund, C., Ornelas, E.**, 2009, « The ASEAN Free Trade Agreement: Impact on Trade Flows and External Trade Barriers », in Barro, R., Jong-Wha, L. (Eds.), *Costs and Benefits of Regional Economic Integration*, Oxford University Press.
- Carrère, C.**, 2004, « African Regional Agreements: Impact on Trade with or without Currency Unions », *Journal of African Economies*, 13, pp. 199-239.
- Carrère, C.**, 2006, « Revisiting the Effects of Regional Trading Agreements on Trade Flows with Proper Specification of the Gravity Model », *European Economic Review*, 50, pp. 223-247.
- Carrère, C.**, 2013, « UEMOA, CEMAC : quelle performance en matière de commerce ? », *Revue d'Économie du Développement*, 27, pp. 33-60.
- Carrère, C., De Melo, J., Wilson, J.**, 2013, « The Distance Effect and the Regionalization of the Trade of Low-Income Countries », *Journal of Economic Survey*, 27, pp. 717-742.
- Carrère, C., Gourdon, J., Olarreaga, M.**, 2012, « Regional Integration and Natural Resources: Who Benefits? Evidence from MENA », *International Economics*, 131, pp. 23-41.
- Clausing, K.**, 2001, « Trade Creation and Trade Diversion in the Canada-United States Free Trade Agreement », *Canadian Journal of Economics*, 34, pp. 678-696.
- Commission Economique pour l'Afrique (CEA)**, 2006, *État de l'intégration régionale II, Rationalisation des communautés économiques régionales*, Addis-Abeba, Éthiopie.
- Commission Economique pour l'Afrique (CEA)**, 2010, *État de l'intégration régionale IV, Développer le commerce intra-africain*, Addis-Abeba, Éthiopie.
- Egger, P., Larch, M.**, 2008, « Interdependent Preferential Trade Agreement Memberships: An Empirical Analysis », *Journal of International Economics*, 76, pp. 384-399.
- Estevadeordal, A., Suominen, K.**, 2005, « Rules of Origin in Preferential Trading Arrangements: Is All Well with the Spaghetti Bowl in the Americas? », *Economica*, 5, pp. 63-92.
- Foster, N., Poeschl, J., Stehrer, R.**, 2011, « The Impact of Preferential Trade Agreements on the Margins of International Trade », *Economic Systems*, 35, pp. 84-97.
- Freund, C.**, 2010, « Third-country Effects of Regional Trade Agreements », *World Economy*, 33, pp. 1589-1605.
- Freund, C., Rocha, N.**, 2011, « What Constrains Africa's Exports? », *World Bank Economic Review*, 25, pp. 361-386.

- Fugazza, M., Nicita, A.**, 2013, « The Direct and Relative Effects of Preferential Market Access », *Journal of International Economics*, 89, pp. 357-368.
- Geldi, H.K.**, 2012, « Trade Effects of Regional Integration: A Panel Cointegration Analysis », *Economic Modelling*, 29, pp. 1566-1570.
- Grossman, G., Helpman, E.**, 1995, « The Politics of Free-trade Agreements », *American Economic Review*, 85, pp. 667-690.
- Haveman, J., Hummels, D.**, 1998, « Trade Creation and Trade Diversion: New Empirical Results », *Journal of Transnational Management Development*, 3, pp. 47-72.
- Head, K., Mayer, T.**, 2015, « Gravity Equations: Workhorse, Toolkit, and Cookbook », in Gopinath, G.E., Helpman, E., Rogoff, K. (Eds.), *The Handbook of International Economics*, Elsevier vol. 4, pp. 131-195.
- Ibarra-Yunez, A.**, 2003, « Spaghetti Regionalism or Strategic Foreign Trade: Some Evidence for Mexico », *Journal of Development Economics*, 72, pp. 567-584.
- Karemera, D., Ojah, K.**, 1998, « An Industrial Analysis of Trade Creation and Diversion Effects of NAFTA », *Journal of Economic Integration*, 13, pp. 400-425.
- Kemp M., Wan H.**, 1976, « An Elementary Proposition Concerning the Formation of Customs Unions », *Journal of International Economics*, 6, pp. 95-98.
- Ketterer, T.D., Bernhofen, D., Milner, C.**, 2014, « Preferences, Rent Destruction and Multilateral Liberalization: The Building Block Effect of CUSFTA », *Journal of International Economics*, 92, pp. 63-77.
- Kitwivattanachaia, A., Nelson, D., Reed, G.**, 2010, « Quantitative Impacts of Alternative East Asia Free Trade Areas: A Computable General Equilibrium (CGE) Assessment », *Journal of Policy Modeling*, 32, pp. 286-301.
- Kohl, T.**, 2014, « Do we Really Know that Trade Agreements Increase Trade? », *Review of World Economics*, 150, pp. 443-469.
- Krishna, P.**, 1998, « Regionalism and Multilateralism: A Political Economy Approach », *Quarterly Journal of Economics*, 113, pp. 227-251.
- Lee, J.W., Shin, K.**, 2006, « Does Regionalism Lead to more Global Trade Integration in East Asia? », *North American Journal of Economics and Finance*, 17, pp. 283-301.
- Magee, C.**, 2008, « New Measures of Trade Creation and Trade Diversion », *Journal of International Economics*, 75, pp. 340-362.
- Martin, P., Mayer, T., Thoenig, M.**, 2012, « The Geography of Conflicts and Free Trade Agreements », *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4, pp. 1-35.
- Martinez-Zarzoso, I., Nowak-Lehmann, D.F., Horsewood, N.**, 2009, « Are Regional Trading Agreements Beneficial? Static and Dynamic Panel Gravity Models », *North American Journal of Economics and Finance*, 20, pp. 46-65.
- Matyas, L.**, 1997, « Proper Econometric Specification of the Gravity Model », *World Economy*, 20, pp. 363-368.
- Ornelas, E.**, 2005, « Trade Creating Free Trade Areas and the Undermining of Multilateralism », *European Economic Review*, 49, pp. 1717-1735.
- Persson, T.**, 2001, « Currency Union and Trade: How Large is the Treatment Effect? », *Economic Policy*, 16, pp. 435-448.
- Pomfret, R., Sourdin, P.**, 2009, « Have Asian Trade Agreements Reduced Trade Costs? » *Journal of Asian Economics*, 20, pp. 255-268.
- Portugal-Perez, A., Wilson, J.S.**, 2012, « Export Performance and Trade Facilitation Reform: Hard and Soft Infrastructure », *World Development*, 40, pp. 1295-1307.
- Romalís, J.**, 2007, « NAFTA's and CUSFTA's Impact on International Trade », *Review of Economics and Statistics*, 89, pp. 416-435.
- Salazar-Xirinachs, J.M.**, 2002, « Proliferation of Sub-regional Trade Agreements in the Americas: An Assessment of Key Analytical and Policy Issues », *Journal of Asian Economics*, 13, pp. 181-212.
- Santos Silva, J., Tenreyro, S.**, 2006, « The Log of Gravity », *Review of Economics and Statistics*, 88, pp. 641-658.
- Santos Silva, J., Tenreyro, S.**, 2011, « Further Simulation Evidence on the Performance of the Poisson-PML Estimator », *Economics Letters*, 112, pp. 220-222.

- Soloaga, I., Winters, L.A.**, 2001, « Regionalism in the Nineties: What Effect on Trade? », *North American Journal of Economics and Finance*, 12, pp. 1-29.
- Trefler, D.**, 2004, « The Long and Short of the Canada-U.S. Free Trade Agreement », *American Economic Review*, 94, pp. 870-895.
- Vicard, V.**, 2011, « Determinants of Successful Regional Trade Agreements », *Economics Letters*, 111, pp. 188-190.
- Vicard, V.** 2012, « Trade, Conflicts and Political Integration: Explaining the Heterogeneity of Regional Trade Agreements », *European Economic Review*, 56, pp. 54-71.
- Viner, J.**, 1950, *The Customs Union Issue*, New York, Carnegie Endowment for International Peace.
- Wooldridge, J.**, 2010, *Econometric Analysis of Cross-section and Panel Data*, second edition, The MIT press, Cambridge, MA.
- Wylie, P.**, 1995, « Partial Equilibrium Estimates of Manufacturing Trade Creation and Diversion Due to NAFTA », *North American Journal of Economics and Finance*, 6, pp. 65-84.
- Xiaoyang, C.M., Joshi, S.**, 2010, « Third-country Effects on the Formation of Free Trade Agreements », *Journal of International Economics*, 82, pp. 238-248.

### Annexe 1. Description des variables utilisées

Variable	Description	Source
$M_{ijt}$	A la date $t$ , importations du pays $i$ en provenance du pays $j$ , en termes FOB et en dollars courants (USD)	Base de données UNCTADSTAT de la CNUCED disponible à <a href="http://www.unctad.org">http://www.unctad.org</a>
$Y_{i(j)t}$	A la date $t$ , produit intérieur brut du pays $i$ ou $j$ , en dollars courants	World Development Indicators, World Bank
$D_{ij}$	Distance géographique entre les pays $i$ et $j$	Base de données "distance" du CEPII, disponible à <a href="http://www.cepii.fr">http://www.cepii.fr</a>
intra- $CEEAC_{ijt}$	Variable muette égale à 1 si les pays $i$ et $j$ appartiennent à la CEEAC à la date $t$ , et 0 sinon	Construit par l'auteur
extra- $CEEAC_{ijt}$	Variable muette égale à 1 si le pays $i$ et non le pays $j$ appartient à la CEEAC à la date $t$ , et 0 sinon	Construit par l'auteur
$AM_{i(t)t}$	Terme multilatéral capturant l'influence sur un accord donné de l'appartenance d'un pays $i$ ( $j$ ) à d'autres accords ainsi que la concurrence entre les accords à la date $t$	Construit par l'auteur sur la base de Carrère (2013)
$RM_{i(t)t}$	A la date $t$ , résistance multilatérale du pays $i$ ou $j$	Construit par l'auteur sur la base de Carrère, de Melo et Wilson (2013)

**Annexe 2. Effet de la prolifération des CER sur la création et le détournement de commerce dans la CEEAC (modèle log-linéaire)**

	Variable dépendante : $\ln(M_{ijt})$			
	PPML effets fixes		PPML effets aléatoires	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln Y_{it}$	1,40*** (0,00100)	1,52*** (0,00082)	1,40*** (0,00101)	1,52*** (0,00082)
$\ln Y_{jt}$	1,80*** (0,00593)	1,80*** (0,00117)	1,79*** (0,0059)	1,80*** (0,00117)
$\ln AM_{it}$	-1,99*** (0,01808)	-2,42*** (0,00987)	-1,99*** (0,0180)	-2,42*** (0,00987)
$\ln AM_{jt}$	-1,50*** (0,07610)	-1,85*** (0,02712)	-1,50*** (0,07610)	-1,85*** (0,02712)
$\ln RM_{it}$	4,96*** (0,00071)	5,22*** (0,00010)	4,96*** (0,00071)	5,22*** (0,00010)
$\ln RM_{jt}$	2,67*** (0,00033)	3,08*** (0,00070)	2,67*** (0,00033)	2,67*** (0,00033)
$\ln D_{ij}$			-1,84*** (0,00520)	-1,73*** (0,00020)
intra- $CEEAC_{ijt}$	0,95 (1,19000)	1,40 (1,75501)	0,95 (1,19000)	1,40 (1,75501)
extra- $CEEAC_{ijt}$	-3,11** (1,27265)	-3,37*** (0,05934)	-3,11** (1,27265)	-3,37*** (0,05934)
Effets bilatéraux (ij)	Oui	Oui	Oui	Oui
Nombre d'observations	4320	7840	4320	7840
Nombre de paires de pays	270	490	270	490
Test effets fixes bilatéraux	32,02***	38,36***		
Prob>F	0,0000	0,0000		
Test effets aléatoires bilatéraux			11969,2***	22500,7***
Prob>chi(2)			0,0000	0,0000

*Note : \*\*\* et \*\* représentent respectivement la significativité à 1 % et 5%. Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité et ajustés pour les effets de cluster au niveau de la paire de pays. Le paramètre estimé de la constante n'est pas reporté.*

**Is the proliferation of regional economic communities a trade barrier for Central Africa countries?**

**Abstract** - This paper examines the impact of the proliferation of the Regional Economic Communities on the Central Africa's internal trade like on trade creation and trade diversion effects of the Economic Community of Central African States (ECCAS). Methodology used is based on the gravity model and the recent techniques of estimates in panel data. Our results show that the proliferation of the Regional Economic Communities reduces trade flows between Central Africa countries. Moreover, they reveal that there is not any trade creation within the ECCAS following a multiplication of economic integration agreements. Rather, the proliferation seems to reinforce trade diversion within the ECCAS.

**Key-words**

Proliferation of regional economic communities  
Economic integration  
Gravity model  
Central Africa