Document generated on 06/05/2025 5:36 a.m.

L'Actualité économique

FRONTIÈRES NATIONALES ET COMMERCE RÉGIONAL : QUELS ENSEIGNEMENTS POUR L'AFRIQUE CENTRALE?

Gislain Stéphane Gandjon Fankem Cereg-Larea-Faseg

Volume 94, Number 2, June 2018

URI: https://id.erudit.org/iderudit/1067935ar
DOI: https://doi.org/10.7202/1067935ar

See table of contents

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)
1710-3991 (digital)

Explore this journal

Cite this article

Gandjon Fankem Cereg-Larea-Faseg, G. S. (2018). FRONTIÈRES NATIONALES ET COMMERCE RÉGIONAL : QUELS ENSEIGNEMENTS POUR L'AFRIQUE CENTRALE? *L'Actualité économique*, *94*(2), 201–235. https://doi.org/10.7202/1067935ar

Article abstract

This paper empirically analyzes and evaluates the effect of the consequences linked to the existence of Central Africa's countries national borders on its internal trade. From the pseudo-maximum likelihood method, we estimate a theoretically grounded gravity equation. Ceteris paribus, on average from 1995 to 2010 in Central Africa, our results show that the bad quality of bilateral infrastructure, the small size of nations and wealth differences between pairs of countries, linked to the existence of national borders, reduce the bilateral trade respectively by 15%, 26% and 19%. They also show that these factors account for part of the level of border effect mentioned in the literature. These results are robust to the type of sector concerned, to diversification, to exchange rate volatility, to armed conflict and the change of distance measure.

Tous droits réservés © HEC Montréal, 2019

This document is protected by copyright law. Use of the services of Érudit (including reproduction) is subject to its terms and conditions, which can be viewed online.

https://apropos.erudit.org/en/users/policy-on-use/

érudit

This article is disseminated and preserved by Érudit.

Érudit is a non-profit inter-university consortium of the Université de Montréal, Université Laval, and the Université du Québec à Montréal. Its mission is to promote and disseminate research.

https://www.erudit.org/en/

L'Actualité économique, Revue d'analyse économique, vol. 94, nº 2, juin 2018

FRONTIÈRES NATIONALES ET COMMERCE RÉGIONAL : QUELS ENSEIGNEMENTS POUR L'AFRIQUE CENTRALE?

Gislain Stéphane GANDJON FANKEM CEREG-LAREA-FASEG*
Université de Yaoundé II-Cameroun

RÉSUMÉ – Cet article analyse et évalue empiriquement l'effet des conséquences liées à l'existence des frontières nationales des pays de l'Afrique centrale sur son commerce interne. À partir de la méthode du pseudo-maximum de vraisemblance, nous estimons une équation de gravité, dérivée d'un modèle fondé théoriquement. Toutes choses égales par ailleurs, en moyenne, sur la période 1995-2010 en Afrique centrale, nos résultats montrent que la mauvaise qualité des infrastructures bilatérales, la petite taille des pays et les différences de richesse entre paires de pays, inhérentes à l'existence de frontières nationales, diminuent le commerce bilatéral de 15 %, 26 % et 19 % respectivement. Nous mettons également en évidence que ces facteurs expliquent une partie de l'effet frontière relevé dans la littérature. Ces résultats sont robustes au type de secteur considéré, à la diversification, à la volatilité des changes, aux conflits armés ainsi qu'au changement de mesure de distance.

ABSTRACT – This paper empirically analyzes and evaluates the effect of the consequences linked to the existence of Central Africa's countries national borders on its internal trade. From the pseudo-maximum likelihood method, we estimate a theoretically grounded gravity equation. Ceteris paribus, on average from 1995 to 2010 in Central Africa, our results show that the bad quality of bilateral infrastructure, the small size of nations and wealth differences between pairs of countries, linked to the existence of national borders, reduce the bilateral trade respectively by 15%, 26% and 19%. They also show that these factors account for part of the level of border effect mentioned in the literature. These results are robust to the type of sector concerned, to diversification, to exchange rate volatility, to armed conflict and the change of distance measure.

*L'auteur remercie Pierre-Carl Michaud et les deux rapporteurs anonymes de la revue pour leurs remarques et suggestions qui ont permis d'améliorer substantiellement les versions antérieures de cet article. Toutefois, il reste seul responsable des erreurs et omissions qui pourraient encore subsister dans le texte.

INTRODUCTION

En Afrique centrale [1], la réforme fiscalo-douanière pendant la période 1994-2000 et l'adoption en janvier 2000 des dispositions sur la libre circulation, en franchise totale des droits et taxes d'entrée pour les produits de l'agriculture, de l'élevage, de l'artisanat et les produits industriels agréés signifient une chose : les consommateurs peuvent, sans aucune difficulté supplémentaire, se tourner vers un producteur hors des frontières nationales pour s'approvisionner. Or, les faits stylisés montrent que le commerce interne de l'Afrique centrale ne dépasse toujours pas 2 % de son commerce total (Conférence des Nations Unies sur le Commerce et le Développement (CNUCED, 2014) [2]. Cela va à l'encontre des évidences empiriques suggérant que les pays proches ont tendance à commercer plus entre eux. Les frontières nationales importent-elles encore ?

L'influence des frontières nationales sur les échanges commerciaux suscite un regain d'intérêt depuis la contribution fondamentale de McCallum (1995). En effet, « avec l'intensification des échanges internationaux de biens et de capitaux et les différents processus de libéralisation commerciale à l'échelle régionale ou multilatérale, il était devenu presque incongru dans les années quatre-vingt-dix de parler du rôle des frontières dans les relations internationales. Le monde semblait "s'intégrer" rapidement et certains pensaient même pouvoir dire que les frontières nationales n'avaient plus de signification économique » (Mayer, 2001, p. 1). Le papier de McCallum (1995) va radicalement à l'encontre d'une telle opinion. Plus précisément, il montre qu'à taille économique et à distance géographique comparables, une région canadienne commerçait 22 fois plus avec une autre région canadienne qu'avec un État américain en 1988; et conclut son article en affirmant « [qu']en règle générale, les frontières nationales ont toujours de l'importance » (McCallum, 1995, p. 622).

---

1. Dans cet article, l'Afrique centrale se résume aux pays appartenant à la Communauté économique des États de l'Afrique centrale (CEEAC) – Cameroun, République Centrafricaine (RCA), Gabon, Congo, Guinée Équatoriale, Tchad, Angola, Burundi, République Démocratique du Congo et Sao Tomé-et-Principe. Elle représente 22 % de la superficie de l'Afrique et sa population est estimée à 13,3 % de celle de ce même continent.

2. L'analyse des données de la CNUCED révèle que moins de 2 % des échanges commerciaux de la CEEAC se font entre ses membres, et cette part est demeurée relativement stable au cours de la période 1995-2010. À titre d'illustration, sur cette même période, la valeur moyenne du commerce interne de la CEEAC est environ de 291 millions $ US, soit près de 0,9 % des exportations totales de la zone. En comparant cette performance à celles des autres groupements commerciaux, sur la même période, il apparaît qu'elle est nettement la plus faible. Par exemple, pour l'année 2010, le commerce intra-CEEAC vaut respectivement, 6,4 %, 5,1 %, 3 % et 10,5 % du commerce interne du Marché commun de l'Afrique orientale et australe (COMESA), de la Communauté économique des États de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO), de la Communauté de développement de l'Afrique australe (SADC) et de l'Union économique et monétaire de l'Afrique de l'Ouest (UEMOA). Toujours la même année, en moyenne, la part du commerce interne dans le commerce total de l'Union européenne (UE), de l'Accord de libre-échange nord-américain (ALENA) et de l'Association des nations d'Asie du Sud-Est (ANASE) sont respectivement de 66,22 %, 53,19 % et 24,15 %. S'agissant des échanges à l'intérieur de la CEEAC, le principal exportateur est le Cameroun, avec plus de la moitié des exportations totales à l'intérieur du groupe, suivi par le Gabon et le Congo. Les importations semblent mieux équilibrées; les principaux importateurs étant la République démocratique du Congo, le Gabon, le Congo et le Tchad.

Ce résultat, plus connu sous le nom d'effet frontière (*border effect*), est déroutant pour les économistes, à telle enseigne que Obstfeld et Rogoff (2000) en ont fait l'une des six grandes énigmes de la macroéconomie internationale. Les économistes s'attendaient, en effet, à un impact presque nul de la frontière séparant les États-Unis et le Canada sur leurs flux commerciaux puisque les deux pays sont proches, partagent la même langue officielle et favorisent leurs échanges par le biais d'accords préférentiels de commerce.

Helliwell (1996), Anderson et Smith (1999), Nitsch (2000), Head et Mayer (2000) et Anderson et Wincoop (2003) sont les premiers à prendre très au sérieux la conclusion de McCallum (1995) et à déployer beaucoup d'efforts pour en illustrer la robustesse, ainsi que documenter et analyser les conséquences sur le plan des politiques. Leurs travaux ainsi que ceux de leurs successeurs (voir par exemple, Balistreri et Hillberry (2007), Garmendia *et al.* (2012), De Sousa (2012), Bergstrand *et al.* (2013) et Aker *et al.* (2014)) confirment, avec des degrés différents dans l'ampleur de l'effet frontière, l'impact négatif des frontières nationales sur les flux commerciaux.

Néanmoins, ces travaux restent limités et cantonnés à des zones géographiques telles que l'Amérique – dont la frontière canado-américaine polarise l'essentiel de l'attention des études –, l'Europe – notamment l'Union européenne et les pays de l'Est – et l'Asie – principalement la Chine et le Japon. Alors que l'Afrique est l'une des régions du monde les plus fragmentées, les analyses sur les conséquences économiques des frontières sont rares. À notre connaissance, à l'exception de Collier (2009) et Aker *et al.* (2014), les contributions les plus récentes sur la thématique des frontières nationales en Afrique relèvent de l'histoire sociale. Ces contributions se sont essentiellement concentrées sur les historicités et les intelligibilités plurielles des questions territoriales qui se sont posées dans les années 1950-1960. Le compte rendu du colloque « Frontières et indépendances en Afrique » de Awenengo (2010) rend parfaitement compte de ce fait.

Pourtant, « la compréhension des causes des effets frontières est d'un intérêt particulier parce qu'elle permettrait une meilleure évaluation de leurs implications en termes de bien-être » (Chen, 2004, p. 94). Cet article se propose de combler ce vide en analysant l'effet des frontières nationales sur le commerce interne de l'Afrique centrale dans un contexte d'intégration régionale. Nous soutenons que les frontières actuelles, héritées de la colonisation, ont un impact négatif sur le commerce intra-Afrique centrale à travers les coûts qu'elles induisent. En effet, conceptuellement, il y a trois mécanismes distincts qui génèrent de tels coûts (Collier, 2009). Le premier concerne la perte de biens publics, car l'échelle de la coopération politique est réduite. Le second concerne la perte des économies d'échelle au niveau du pays. Le troisième est que les avantages naturels risquent d'être distribués de manière inéquitable entre les pays. Notre objectif est alors double. Il s'agit dans un premier temps, à partir de ces mécanismes, de montrer théoriquement pourquoi les frontières nationales devraient avoir un effet sur le commerce intra-Afrique centrale. Puis, dans un deuxième temps, de vérifier em-

piriquement si ces mécanismes contribuent à expliquer l'importance et la persistance des effets frontières entre les pays de la sous-région.

Notre contribution à la littérature est essentiellement empirique. Premièrement, à l'aide d'un modèle de gravité aux fondements théoriques solides – celui d'Anderson et Wincoop (2003) –, nous fournissons une première évaluation quantitative de l'effet frontière en Afrique centrale. Deuxièmement, nous réalisons nos estimations en coupe, année par année, à partir de la méthode du pseudo-maximum de vraisemblance à partir d'une loi de poisson (PPML). Contrairement aux autres estimateurs, l'estimateur PPML présente l'avantage d'être convergent en présence d'hétéroscédasticité et de traiter de manière simple et plus efficacement le problème des flux de commerce nuls (Silva et Tenreyro, 2011).

Nos estimations montrent que les frontières nationales constituent un important frein au développement des échanges commerciaux entre les États de l'Afrique centrale. Toutes choses égales par ailleurs, en moyenne sur l'ensemble de la période 1995-2010, la mauvaise qualité des infrastructures bilatérales, la petite taille des pays et les différences de richesse entre paires de pays, liées à l'existence de frontières nationales, diminuent le commerce bilatéral de 15 %, 26 % et 19 % respectivement. Nous mettons également en évidence que ces facteurs expliquent une partie de l'effet frontière relevé dans la littérature. Ces résultats sont robustes au type de secteur considéré, à la diversification, à la volatilité des changes ainsi qu'aux mesures de distance pondérée développées par De Sousa (2012).

Le reste de l'article est structuré de la manière suivante. Dans une première section, à l'aide de trois mécanismes distincts, nous fournissons des arguments théoriques justifiant l'effet négatif des frontières nationales sur le commerce interne de l'Afrique centrale. Dans la deuxième section, nous procédons à un test empirique de ces mécanismes. L'article se termine par une conclusion.

1. Frontières nationales et commerce interne de l'Afrique centrale : considérations théoriques

Comme le soulignent la plupart des auteurs, les effets frontières constituent une mesure synthétique du niveau global de protection commerciale et ne peuvent donc pas trouver une justification unique. De nombreux travaux ont tenté d'analyser le rôle de différentes sources de détournement commercial en mesurant la part de l'effet frontière total imputable à une explication précise (voir Nitsch et Wolf (2013)). Ainsi, de nombreuses hypothèses ont été proposées et testées pour expliquer l'importance et la persistance des effets frontières. Cependant, il y a absence de consensus sur l'explication de l'origine de ces derniers. Dans ce qui suit, nous

montrons le rôle qu'a pu jouer la taille des pays et les écarts de richesse [3] à travers les coûts qu'ils induisent.

1.1 *Frontières nationales et taille des pays*

La petite taille des pays de l'Afrique centrale ne leur permet pas, en effet, de dégager des économies d'échelle suffisantes pour les faire fonctionner efficacement et donc pour accroître les échanges entre eux. Nous soutenons cette idée dans la présente sous-section à partir de deux arguments. D'abord, nous montrons que la petite taille des économies d'Afrique centrale accroît les coûts de l'offre de biens publics, impliquant que l'offre est à la fois moins adéquate et plus chère. Ensuite, que la petite taille des économies d'Afrique centrale implique que les marchés y sont trop étroits pour être concurrentiels, constituant ainsi un obstacle majeur au développement du commerce.

1.1.1 *Offre inadéquate et onéreuse des biens publics des petits pays*

Par rapport à un petit pays, un grand pays bénéficie des économies d'échelle dans la production de biens publics, car le coût y est inférieur et parce qu'il y a plus de contribuables pour participer à leur financement (Alesina et Spolaore, 2003). Un grand pays a ainsi un avantage sur un petit pays, et cela peut devenir très marqué quand on est dans le cas de petits États, qui sont courants en Afrique centrale. Nous analysons tour à tour la fourniture de deux biens publics qui sont fondamentaux pour les flux commerciaux : les infrastructures de transports et énergétiques.

Du fait qu'il exerce un effet à la fois direct et indirect sur l'intensité des échanges, le coût de transport des marchandises est un indicateur fondamental de la décision de commerce. En effet, l'effet direct tient en ce que le coût de transport est une composante du prix du bien importé. En conséquence, une augmentation de ce coût peut conduire à une réduction des incitations à échanger. En outre, les charges de transport représentent une part importante du coût du commerce, étant donné que les barrières tarifaires sont en moyenne inférieures au taux de fret (Behrens et Picard, 2011). Quant à l'effet indirect, il est lié au temps de transport. Par exemple, d'après les estimations de Hummels et Schauer (2013), 20 jours de transport maritime représenteraient environ 9 % en équivalent tarif.

Or, les petits pays, tels que ceux d'Afrique centrale, semblent avoir des coûts de transport des marchandises plus élevés que les grands pays. En comparant les coûts de transport de marchandises dans les grands et les petits pays, Hummels et Lugovskyy (2006) constatent, en effet, que les grands pays importateurs ont des

3. En complément de ces considérations théoriques, nous soulignons aussi le rôle de deux autres raisons avancées par Nitsch et Wolf (2013) et qui sont en lien direct avec les éléments de notre stratégie d'estimation. La première, les *fondamentaux*, relative au fait que l'effet frontière est le résultat de l'hétérogénéité observée à travers les régions et indépendamment des frontières politiques (exemple, les contraintes ethnolinguistiques, réseau d'affaires et sociaux). La deuxième, l'*artefact*, relative au fait que les effets de frontières existent en raison de la difficulté à dissocier l'impact des barrières commerciales de l'impact de la distance géographique.

coûts de transport inférieurs pour des marchandises comparables. Selon les auteurs, par exemple, si l'on met en regard le Japon et la Côte d'Ivoire qui se trouvent respectivement à égale distance des côtes est et ouest des États-Unis, il apparaît que les coûts de transport des importations des États-Unis en provenance de la Côte d'Ivoire représentent non moins du double des coûts à partir du Japon. Cela reste vrai même après correction des différences de composition des échanges par produits. Plus encore, dans une approche plus systématique, Hummels (2007), à l'aide de données communiquées par de nombreuses paires de pays importateurs-exportateurs, estiment que le doublement des quantités échangées entraîne une réduction de 12 % des coûts de transport. L'origine de ces économies d'échelle dans le transport tient à l'infrastructure construite par chaque pays pour le commerce intérieur (Limao et Venables, 2001; Hummels, 2007). En effet, les infrastructures de transport jouent un rôle important dans les coûts de transport. D'après les estimations de Limao et Venables (2001) par exemple, si les infrastructures d'un pays se détériorent à tel point qu'il passe du groupe médian à celui des 25 % des moins bien dotés, alors son coût de transport augmente de 12 %.

Mais les ports ainsi que les réseaux routiers et ferroviaires nécessaires à l'intérieur du pays pour parvenir aux économies d'échelle dans le transport exigent généralement des investissements lourds et indivisibles. Lakshmanan (2011) montre que si les coûts fixes sont suffisamment élevés, l'augmentation du volume des échanges profitera directement au pays investisseur et à certains de ses partenaires commerciaux parce que les coûts de transport seront moindres. Or, du fait de leur petite taille, les pays d'Afrique centrale sont dans l'incapacité de fournir des infrastructures indispensables aux économies d'échelle dans le transport. Un exemple parlant concerne le réseau routier. Le tableau 1 montre qu'en moyenne, pour un pays type d'Afrique centrale, seulement 14,4 % du réseau routier principal est bitumé.

La production d'électricité en Afrique centrale est aussi plus onéreuse puisque le marché de l'énergie est segmenté politiquement (CEA, 1980). L'offre est dominée par la République démocratique du Congo et le Cameroun, avec un système de production constitué essentiellement de centrales thermiques et hydrauliques. Sur les 6 250 mégawatts (MW) de puissance totale installée dans la sous-région, l'hydroélectricité domine largement avec près de 79 % de la puissance totale (4 730 MW). L'énergie thermique vient ensuite avec 22 % (1 405 MW), le reste, 2 %, représentant les achats locaux et les importations. Cette puissance totale est cependant très insuffisante au regard de la demande prévisionnelle qui s'élève à 13 052 gigawatts-heure (GWh). Pourtant, le seul potentiel de production hydroélectrique de la sous-région est de 653 361 GWh[4]. Ce potentiel de production hydroélectrique est concentré essentiellement en République démocratique du Congo et au Cameroun, mais les montants nécessaires pour l'exploiter dépassent les capacités de ces deux économies (CEA, 1980).

4. Cette production potentielle est la plus élevée d'Afrique puisqu'elle représente 57,7 % du potentiel de production hydroélectrique continentale contre 15,6 %, 13,8 %, 9,2 % et 3,7 % respectivement, pour l'Afrique de l'Est, l'Afrique australe, l'Afrique de l'Ouest et l'Afrique du Nord (CEA, 1980).

TABLEAU 1

LE RÉSEAU ROUTIER DES PAYS D'AFRIQUE CENTRALE

Pays	**Réseau routier (en km)**		**Taux de revêtement (en %)**	**Densité routière totale (en km/100 km^2)**
	Principal (RRP)	**Bitumé (RRB)**		
Angola	22 000	8 000	36	1,8
Cameroun	21 156	4 725	22	4
Congo	5 047	1 000	20	1,5
Gabon	9 170	937	10	2,9
Guinée équatoriale	2 880	291	10	10,3
RCA	9 307	692	7	3
RDC	58 305	2 801	4,8	2,5
Sao Tomé-et-Principe	320	68	21	33,3
Tchad	6 200	537	9	0,5
Total	141 905	20 416	14,4	-

SOURCE : CEA (2005).

Ce n'est pas seulement que la production d'énergie soit soumise aux économies d'échelle, mais les pics non synchrones dans la demande ne peuvent pas être partagés[5] (Xu et Ang, 2014). La volatilité qui en résulte dans la demande conduit à la fois à l'installation de capacités qui sont oisives la plupart du temps et au rationnement de l'énergie. Une illustration saisissante est fournie par la République démocratique du Congo. Le barrage d'Inga sur le fleuve Congo dispose d'une capacité potentielle en hydroélectricité qui se situe entre 40 000 et 45 000 MW, ce qui suffit à couvrir l'ensemble des besoins en électricité de l'Afrique centrale. Trois quarts des turbines de ce barrage sont à l'arrêt, alors que la production effective actuelle oscille seulement entre 650 et 750 MW (CEA, 1980). Pourtant, l'énergie est un intrant fondamental à la fois dans l'extraction de ressources, l'industrie et le commerce. Par exemple, les machines et l'équipement utilisés dans la production, le traitement et le transport des marchandises destinées à l'exportation nécessitent de l'énergie pour fonctionner. Une diminution drastique de la consommation d'énergie, résultant du rationnement de l'énergie par exemple, peut affecter ainsi la capacité à produire ces marchandises et donc réduire les exportations (Sadorsky, 2011).

En dépit de son importance pour le commerce, la production d'électricité en Afrique centrale reste très faible comme le montre le tableau 2. Les coupures

5. En outre, dans la plupart des pays d'Afrique centrale, les marchés de l'énergie sont trop étroits pour bénéficier des économies d'échelle (*cf. infra*). Par exemple, grâce à la technologie actuelle, ce n'est qu'à partir de 400 mégawatt (MW) environ que l'on peut réaliser des économies d'échelle dans la production thermique (Méndez-Piñero et Colon-Vazquez, 2013). Or, ce seuil n'est atteint par les réseaux nationaux que dans deux pays d'Afrique centrale : le Cameroun et la Guinée équatoriale. Dans les autres pays, la capacité des systèmes est tout au plus de 100 MW (CEA, 1980).

d'électricité qui en résultent réduisent les investissements dans l'extraction des ressources et le coût élevé de l'énergie rend probablement l'industrie non compétitive.

TABLEAU 2

TAUX D'ACCÈS À L'ÉLECTRICITÉ EN AFRIQUE CENTRALE, 2009

Pays	**Taux d'accès à l'électricité en % de :**		
	Électricité globale	**Électricité urbaine**	**Électricité rurale**
Angola	26	48	10
Burundi	3	25	1
Cameroun	29	45	9
Congo	30	40	15
Gabon	37	40	18
Guinée équatoriale	27	71	8
RCA	5	15	1
RDC	11	25	4
Sao Tomé-et-Principe	49	62	34
Tchad	4	16	2

SOURCE : Pool énergétique de l'Afrique centrale.

1.1.2 *Marchés étroits et peu concurrentiels des petits pays*

Nous avons considéré ci-dessus les inconvénients, en termes de performance commerciale, d'être un petit pays émanant des activités publiques. Nous considérons à présent ceux qui découlent des activités économiques privées.

Dans leur contribution, qui porte sur la compétitivité des pays, Caves *et al.* (1980) défendent l'idée selon laquelle la petite taille d'une économie constitue un handicap pour ses entreprises à deux niveaux. Le premier niveau concerne l'inefficience dans l'allocation des ressources et le deuxième, l'inefficience dynamique. L'inefficience dans l'allocation des ressources résulte de ce que les petits pays ne peuvent supporter qu'un nombre très restreint d'entreprises dans toutes les branches où l'échelle de la production exerce une influence prépondérante sur le coût moyen. Quant à l'inefficience dynamique, elle est liée à l'incapacité pour les entreprises à adopter de nouvelles technologies et à innover.

Dans cette perspective donc, un petit marché est plus susceptible d'être moins concurrentiel qu'un plus grand dans la mesure où, étant donné certaines économies d'échelle internes à la firme, moins de firmes y seront actives. Les structures de marchés rencontrées dans les petits pays sont en conséquence des monopoles ou des oligopoles. Les petites économies comme celles de l'Afrique centrale sont plus sujettes à des niveaux élevés de pouvoir de monopole. Cela fait d'elles des endroits où l'on réalise peu de nouveaux investissements pour deux raisons. Premièrement, le pouvoir de monopole accroît les prix relatifs. Or, un prix clé dans une économie qui cherche à croître est le prix de l'investissement relativement au prix

du PIB dans son ensemble (Fagerberg, 1998). Étant donné le niveau d'épargne, plus le prix relatif de l'investissement est élevé, moins il achètera de l'équipement physique. Cet effet est quantitativement important, comme le prix relatif de l'investissement peut être trois ou quatre fois plus élevé dans les pays en développement qu'il ne l'est dans les pays à haut revenu (Fagerberg *et al.*, 2007). Collier et Venables (2009) montrent que cette différence de prix est due principalement à l'étroitesse des marchés et au pouvoir de monopole dans l'offre d'équipements et de biens d'investissement en lien avec la taille du pays. En effet, en étudiant l'impact de la taille du pays sur le prix de l'investissement relativement au prix du PIB dans son ensemble, ces auteurs trouvent que l'extrême dépendance vis-à-vis de l'effet d'échelle est claire : accroître la population active par un facteur de 20 réduit le prix relatif de l'investissement de 13 %. Plus encore, lorsqu'ils restreignent l'échantillon aux pays avec une population active de moins de 20 millions, l'effet est quantitativement plus important. Puisqu'en Afrique centrale, plus de la moitié des pays comptent moins de 10 millions de personnes, les implications pour les différences dans le prix du capital sont par conséquent substantielles.

Deuxièmement, des marchés étroits et le pouvoir de monopole créent une incitation pour les entreprises présentes sur le marché à poursuivre activement des stratégies qui découragent l'entrée de nouvelles entreprises (Syverson, 2004). Les stratégies qui consistent à décourager l'entrée peuvent être l'utilisation de prix prédateurs, ou l'achat de l'influence politique. Dans une industrie regroupant de nombreuses entreprises, le problème de passager clandestin est limité. Mais sur un petit marché avec un monopole en exercice, tous les bénéfices pour l'industrie existante sont internalisés de sorte que l'incitation à agir pour maintenir à l'extérieur de nouveaux concurrents est maximisée (Syverson, 2004).

Parce que les investisseurs sont vulnérables au *hold-up* (Wickelgren, 2004), les marchés petits et étroits sont également des places peu attractives pour les investissements. Ici, le *hold-up* fait référence à la possibilité qu'une fois qu'un investissement a été réalisé, l'investisseur fait face à un acheteur monopsonique du produit de l'investissement. Même si l'acheteur et l'investisseur établissent un accord avant que l'investissement ne soit entrepris, l'acheteur peut agir *ex post* de façon opportuniste, violant l'accord et se contentant d'offrir un prix plus bas. L'investisseur, anticipant cette éventualité, peut alors ne pas investir. Cela suggère donc que dans les petites économies telles que celles de l'Afrique centrale, la menace de *hold-up* peut être un facteur majeur décourageant l'investissement.

1.2 *Frontières nationales et distributions inégalitaires des ressources naturelles entre pays*

Alors que le premier effet négatif lié à l'existence des frontières nationales abordée ci-dessus découle des rendements croissants, le deuxième effet a plutôt à voir avec les rendements décroissants. Parce que l'Afrique centrale est morcelée politiquement, les avantages naturels sont distribués de façon inéquitable entre les pays. Nous soutenons ici que les inégalités entre les pays qui en résultent,

induisent une réduction du revenu moyen et donc indirectement, une baisse du commerce interne de la sous-région.

En Afrique centrale, les dotations naturelles telles que les ressources minières et les côtes sont distribuées inégalement entre les pays. Le tableau 3 donne les revenus d'exportation – en pourcentage du produit intérieur brut (PIB) et par tête – provenant des ressources des pays d'Afrique centrale en même temps que leur classification selon Collier (2009) [6]. Ce tableau montre que les revenus d'exportation des ressources par individu d'Afrique centrale se situent en moyenne entre 14 591 $ US par tête et plus de 90 % du PIB (Guinée équatoriale), à 0,3 $ US et moins de 0,3 % du PIB (Burundi). Cette répartition inégale a deux implications. La première est que cela dresse une répartition inégale de la rente par tête issue des ressources. Si au sein d'un État, cette rente a toutes les chances d'être dépensée à travers le pays, tel n'est pas le cas à travers les frontières internationales où la distribution de la rente est nulle (Carmignani et Chowdhury, 2012). La deuxième implication résultant de la répartition inégale des ressources entre pays est la perte d'efficacité. En effet, puisque l'impact économique des recettes issues des ressources dépend vraisemblablement des rendements décroissants, leur inégale répartition conduit également à une perte d'efficacité. Collier et Venables (2009) montrent cela à partir d'un modèle économique simple. Dans ce modèle, chaque pays produit et consomme un seul bien qui est non échangeable. La production du bien utilise des devises (pétrole ou équipement importé) et du travail domestique dans des proportions fixes. La seule source de devises émane des recettes issues des ressources, et l'offre de travail est fixe.

Deux principaux enseignements émergent de ce modèle. D'une part, la pénurie de devises contraint la production dans les économies sans gains des ressources. C'est le cas des pays d'Afrique centrale pauvres en ressources et enclavés dont l'accès aux marchés est particulièrement difficile et qui dépendent fortement de l'aide internationale. Pourtant, s'ils étaient situés dans un seul pays, ils auraient gagné les ressources nécessaires pour financer les importations par le commerce intra-pays puisque les barrières au commerce intra-pays sont d'un ordre de grandeur moins élevé que les barrières au commerce créées par les frontières internationales (Anderson et Wincoop, 2004). D'autre part, il y a des rendements décroissants aux gains de ressources. Cela se produit lorsque l'économie atteint le plein emploi et qu'il n'y a donc plus de travail disponible pour produire davantage de revenu. Les sources des rendements décroissants à la valeur des revenus des ressources dans les pays d'Afrique centrale riches en ressources peuvent provenir des services spécifiques non échangeables. En effet, il y a souvent des contraintes sur l'offre de services particuliers non échangeables, tels que les services de construction ou un d'un type spécifique de travailleurs. La dépense fait donc grimper le prix de ces intrants, mais n'achète pas des services additionnels réels.

6. Collier (2009) classe les pays en deux catégories : riche en ressources/pauvre en ressources et côtier/enclavé.

TABLEAU 3

LA PREMIÈRE NATURE DE L'AFRIQUE CENTRALE : LA GÉOGRAPHIE

Pays	**Carburants, minerais et métaux**		**Classification de Collier**	**Année**
	Valeur des exportations en % du PIB	**Valeur des exportations par tête ($ US)**		
Guinée équatoriale	93,92	14 591	Riche en ressources	2005
Angola	72,16	1471	Riche en ressources	2005
Congo, Rép.	71,46	1182	Riche en ressources	2005
Gabon	55,90	4071	Riche en ressources	2006
Tchad	44,47	258	Enclavé	2005
Congo, Dém. Rep	24,34	34	Riche en ressources	2006
Cameroun	9,4	89	Côtier (ex-riche)[a]	2005
Centrafrique, Rép.	1,62	5	Enclavé	2005
Burundi	0,34	0,3	Enclavé	2005

SOURCE : À partir de Collier et Venables (2009).
NOTE : a. Ex-pays riche en ressources. Les exportations de diamants et d'or sont incluses respectivement dans les calculs pour l'Angola et la République démocratique du Congo (RDC). Tous les pays riches en ressources (Guinée équatoriale, Angola, Congo, Gabon, RDC) selon la classification de Collier (2009) sont également des pays côtiers. Sao Tomé-et-Principe, pays côtier et pauvre en ressources naturelles, ne figure pas dans le tableau.

2. ÉVIDENCE EMPIRIQUE

Dans la section précédente, nous avons montré à partir d'arguments théoriques comment les frontières nationales impactent négativement les échanges commerciaux entre les pays de l'Afrique centrale. L'objet de la présente section est maintenant de fournir une évidence empirique à ces arguments théoriques. Pour cela, nous présentons dans un premier temps la méthodologie utilisée. Dans un deuxième temps, nous communiquons et interprétons les résultats après avoir précisé les données employées ainsi que leurs sources.

2.1 *Modèle empirique et stratégie d'estimation*

2.1.1 *Le modèle de gravité*

Dans sa formulation la plus simple, mise en évidence par Tinbergen (1962), le modèle de gravité est une relation empirique reliant le volume de commerce entre deux pays et à leur taille économique (prise en compte par le produit intérieur brut ou le produit intérieur net par tête) et à la distance les séparant. Il manquait toutefois à ce type de modélisation un fondement théorique permettant d'obtenir

des équations réduites directement estimables (Anderson, 2011; Head et Mayer, 2014).

À l'exception du travail pionnier de Linnemann (1966), il revient à Anderson (1979) et Bergstrand (1985) d'avoir apporté les premières justifications théoriques. Dans les deux cas, c'est l'hypothèse d'Armington (1969) sur la différenciation des produits qui est mobilisée. Deardoff (1998) reprend cette hypothèse en se basant sur la non-égalisation des prix de facteurs dans un modèle classique du commerce international (Heckscher-Ohlin-Samuelson). Mais ce sont probablement les développements de la littérature sur le commerce international en concurrence monopolistique qui ont débouché sur les conclusions les plus fortes (voir Krugman (1980)).

Toutefois, c'est avec les contributions de Eaton et Kortum (2002) et Anderson et Wincoop (2003) que les critiques sur le manque de fondements théoriques microéconomiques des équations de gravité prennent définitivement fin (Head et Mayer, 2014). Finalement, Chaney (2008) et Helpman *et al.* (2008) peaufinent un peu plus les fondements théoriques de l'équation de gravité à partir de l'hétérogénéité des firmes en termes de productivité.

Parce que le modèle théorique d'Anderson et Wincoop (2003) est construit à l'origine pour évaluer adéquatement l'influence des frontières nationales sur les flux commerciaux, nous le retenons pour dériver notre spécification économétrique.

2.1.2 *Une spécification à la Anderson et Wincoop (2003)*

Le modèle de gravité d'Anderson et Wincoop (2003) est construit sur la base d'une critique de l'étude de McCallum (1995). Ces auteurs montrent que l'équation de gravité prend la forme suivante :

$$X_{ij} = \frac{Y_i Y_j}{Y^W} \left(\frac{t_{ij}}{P_i P_j} \right)^{1-\sigma} \tag{1}$$

où X_{ij} sont les exportations du pays i vers le pays j, Y_i et Y_j leurs revenus nationaux, Y^W le revenu mondial, t_{ij} le niveau des coûts de commerce entre i et j, $\sigma > 1$ l'élasticité de substitution constante entre les biens produits par le pays i et ceux produits par le pays j. P_i et P_j représentent les indices de résistance multilatérale aux échanges des pays i et j respectivement. Considérés par Head et Mayer (2014) comme l'apport fondamental de leur modèle, Anderson et Wincoop (2003) qualifient ces derniers d'indices de résistance multilatérale aux échanges entrant P_j et sortant P_i. Intuitivement, selon les auteurs, ils représentent la résistance moyenne au commerce entre un pays et l'ensemble de ses partenaires. 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.

Dans le modèle originel d'Anderson et Wincoop (2003), t_{ij} dépend uniquement de la distance géographique entre les partenaires commerciaux D_{ij} et d'une

variable indicatrice de l'effet frontière b_{ij} ($t_{ij} = b_{ij} Dij^{\rho}$, où ρ est un paramètre réel). Comme l'objectif spécifique de notre étude est différent de celui de ces auteurs, nous modélisons une fonction de coûts aux échanges différente de la leur. Plus précisément, nous spécifions ces coûts comme une fonction log-linéaire de plusieurs facteurs observables :

$$t_{ij} = D_{ij}^{\rho} \exp[\alpha_1 B_{ij} + \alpha_2 L_{ij} + \alpha_3 F_{ij}] I_{ij}^{\alpha_4} N_{ij}^{\alpha_5} ER_{ij}^{\alpha_6}. \tag{2}$$

Dans l'équation (2), D_{ij} représente la variable de distance bilatérale. Elle approxime usuellement les coûts indépendants de la frontière, tels que les coûts de transport. Son coefficient ρ est négatif puisque, toutes choses égales par ailleurs, des partenaires plus distants commercent moins. Le commerce est d'autant plus facilité que les partenaires commerciaux parlent la même langue L (Egger et Lassmann, 2012). L_{ij} est donc une variable muette qui prend la valeur 1 lorsque le couple (i, j) parlent la même langue, et 0 sinon. Son coefficient α_2 est positif. Nous introduisons également une variable muette B_{ij} qui capte l'influence positive de la contiguïté sur le commerce $(\alpha_1 > 0)$. En suivant De Sousa et Lamotte (2009), l'effet frontière, dénommé F_{ij}, représente une variable muette égale à 1 pour le commerce entre les États de l'Afrique centrale, et 0 autrement. Son coefficient α_3 est négatif si le commerce entre les États de l'Afrique centrale est moins intense que leur commerce avec des pays tiers, toutes choses égales par ailleurs. Enfin, les coûts liés à l'existence des frontières nationales, exposés dans la section précédente, accroissent également les coûts du commerce bilatéral. Ainsi, N_{ij} approxime la taille des pays liée à l'existence des frontières nationales. Cette variable est définie comme le produit des populations de l'exportateur i et de l'importateur j. Son coefficient α_5 est négatif. I_{ij} capte l'influence de la qualité des infrastructures bilatérales liée à l'existence des frontières nationales sur le commerce. Cette variable est définie comme le produit des indices de développement des infrastructures des pays i et j. Son coefficient α_4 est négatif. ER_{ij} est la valeur absolue des écarts de richesse entre paires de pays. Elle mesure l'impact des différences de richesse liées à l'existence des frontières nationales sur les flux de commerce. Son coefficient α_6 est aussi négatif.

En appliquant à (1) une transformation logarithmique et en remplaçant les coûts aux échanges par (2), nous obtenons l'équation de gravité théorique :

$$\begin{aligned} \ln X_{ij} = & \alpha_0 + \ln Y_i + \ln Y_j - (1-\sigma)\ln P_i - (1-\sigma)\ln P_j + \rho(1-\sigma)\ln D_{ij} \\ & + \alpha_1(1-\sigma)B_{ij} + \alpha_2(1-\sigma)L_{ij} + \alpha_3(1-\sigma)F_{ij} + \alpha_4(1-\sigma)\ln I_{ij} \\ & + \alpha_5(1-\sigma)\ln N_{ij} + \alpha_6(1-\sigma)\ln ER_{ij}, \end{aligned} \tag{3}$$

où α_0 est une constante.

2.2 *La méthode du pseudo-maximum de vraisemblance à partir d'une loi de Poisson*

L'estimation de l'équation (3) soulève deux problèmes méthodologiques. Le premier tient au fait que les indices P_i et P_j ne sont pas directement observables. Pour les approximer, plusieurs solutions ont été proposées. Une première consiste à utiliser des indices d'éloignement relatif (*remoteness*). Cependant, de tels indices sont « athéoriques » et incompatibles avec le modèle d'Anderson et Wincoop (2003) (Baldwin et Taglioni, 2007). Une seconde solution est l'utilisation d'indices de prix (Baier et Bergstrand, 2001). Cette approche reste limitée puisque l'utilisation d'indices de prix publiés sous-estime les coûts d'échange de nature non pécuniaire. Une troisième solution, préconisée par Anderson et Wincoop (2003), est l'estimation non linéaire de P_i et P_j. Mais cette solution, qui requiert une programmation complexe, s'avère difficile à mettre en œuvre (Head et Mayer, 2014). Une quatrième solution est proposée par Baier et Bergstrand (2009). Elle consiste à procéder à une log-linéarisation, puis une expansion de série de Taylor de premier ordre du système d'équation composé des 2N équations définissant les termes multilatéraux (équation (9) – N étant le nombre total de pays dans l'échantillon). Bien que cette méthode fournisse d'assez bons résultats, des doutes subsistent tout de même sur l'approximation du terme d'erreur (Anderson, 2011). Enfin, une solution simple et efficace consiste à introduire des effets fixes de pays à la fois pour l'exportateur et pour l'importateur (Anderson, 2011). C'est cette dernière solution que nous privilégions ici. Cependant, dans la mesure où la résistance multilatérale varie dans le temps (Baldwin et Taglioni, 2007) et que les effets fixes ne permettent pas de capter cette variation temporelle, nous réalisons nos estimations en coupe transversale pour chaque année de l'échantillon.

En introduisant les effets fixes de pays exportateur et importateur dans l'équation (3), nous obtenons :

$$\begin{aligned}\ln X_{ij} =& \beta_0 + \varphi_i + \varphi_j + \beta_1 \ln D_{ij} + \beta_2 B_{ij} + \beta_3 L_{ij} + \beta_4 F_{ij} + \beta_5 \ln I_{ij} + \beta_6 \ln N_{ij} \\ &+ \beta_7 \ln ER_{ij} + \varepsilon_{ij},\end{aligned} \tag{4}$$

où φ_i et φ_j sont des variables muettes représentant les effets fixes de pays respectivement pour l'exportateur i et pour l'importateur et j, avec $k = 0, ..., 7$, des coefficients à estimer ($\beta_0 = \alpha_0, \beta_1 = \rho(1-\sigma), \beta_2 = \alpha_1(1-\sigma), \beta_3 = \alpha_2(1-\sigma), \beta_4 = \alpha_3(1-\sigma), \beta_5 = \alpha_4(1-\sigma), \beta_6 = \alpha_5(1-\sigma), \beta_7 = \alpha_6(1-\sigma)$). φ_i et φ_j et sont supposés capter les effets des termes de résistance multilatérale. Parce que nous travaillons avec des données en coupe et que la spécification de l'équation de gravité inclut maintenant les effets fixes importateur et exportateur, les élasticités de revenu ne peuvent pas être identifiées. C'est pourquoi les variables de PIB ne figurent pas dans l'équation (4) [7]. En outre, l'estimation en coupe avec des effets

7. On n'a donc pas besoin d'imposer des restrictions aux élasticités revenu, comme c'est le cas par exemple d'Anderson et Wincoop (2003), qui les contraignent à prendre leur valeur unitaire en

fixes de pays permet de contrôler le niveau de développement économique de chaque partenaire ou leur participation à un conflit (De Sousa et Lamotte, 2009, p. 894). Enfin, ε_{ij} représente le terme d'erreur usuel. Ce dernier est supposé non corrélé aux variables explicatives et suit une loi normale de moyenne nulle et de variance constante.

Le deuxième problème méthodologique est lié à la technique utilisée pour estimer l'équation (4). La méthode classique d'estimation de l'équation (4) en coupe transversale est celle des moindres carrés ordinaires (MCO). Or, en présence d'hétéroscédasticité, la forme log-linéaire de cette équation invalide l'hypothèse d'espérance conditionnelle nulle du terme d'erreur de la régression linéaire du fait de l'inégalité de Jensen (Silva et Tenreyro, 2006). Les estimations MCO ne sont alors pas convergentes. Afin de pallier à ce problème, Silva et Tenreyro (2006, 2011) recommandent d'estimer l'équation de gravité sous sa forme non linéaire à l'aide d'un estimateur Poisson du pseudo-maximum de vraisemblance (PPML). En plus d'être convergent en présence d'hétéroscédasticité, l'estimateur PPML présente également l'avantage de traiter de manière simple le problème des valeurs nulles de la variable expliquée (Silva et Tenreyro, 2006, 2011). En effet, la transformation en logarithme de la variable d'exportations conduit à éliminer les observations pour lesquelles le commerce a une valeur nulle. Or, en utilisant les exportations mesurées en niveau, l'estimateur Poisson intègre ces observations et évite ainsi un biais potentiel de sélection. Ce biais est d'autant plus probable que, dans notre échantillon, les valeurs nulles du commerce concernent toujours au moins un pays de l'Afrique centrale. Finalement, nous estimons l'équation suivante en utilisant l'estimateur Poisson du pseudo-maximum de vraisemblance :

$$\begin{aligned} X_{ij} = & \exp[\beta_0 + \varphi_i + \varphi_j + \beta_1 \ln D_{ij} + \beta_2 B_{ij} + \beta_3 L_{ij} + \beta_4 F_{ij} + \beta_5 \ln I_{ij} + \beta_6 \ln N_{ij} \\ & + \beta_7 \ln ER_{ij}] \upsilon_{ij}, \end{aligned} \tag{5}$$

où la variable X_{ij} représente les exportations du pays i vers le pays j mesurées en niveau et $\upsilon_{ij} = \exp[\varepsilon_{ij}]$, le terme d'erreur.

2.3 *Données et résultats*

L'équation de gravité à estimer étant bien spécifiée, nous présentons maintenant les données utilisées ainsi que les résultats économétriques de l'estimation de l'effet frontière.

2.3.1 *Les données*

Notre étude couvre une période de seize ans (1995 à 2010). Notre échantillon comprend 50 pays, incluant les dix pays d'Afrique centrale. Suivant la méthodolo-

---

employant comme variable dépendante le logarithme des exportations divisé par le produit des PIB des pays. D'ailleurs, Silva et Tenreyro (2006) font remarquer que rapporter le commerce bilatéral au produit des PIB pourrait conduire à accroître les problèmes d'hétéroscédasticité.

gie de McCallum (1995), notre échantillon comprend les relations commerciales entre les dix États d'Afrique centrale et leur commerce avec les 40 autres pays[8]. Toutefois, l'estimation en coupe transversale, avec effets fixes pays, requiert aussi l'introduction des relations commerciales entre les 40 autres pays afin d'estimer l'effet frontière. À défaut, la variable muette F_{ij} est assimilée à un effet fixe pays et n'est pas identifiable (De Sousa et Lamotte, 2007, 2009). Nos estimations sont donc réalisées sur une base annuelle de 2450 observations (50 exportateurs $\times$ 49 importateurs). Nous travaillons ainsi sur une base de données cylindrée, ce qui nous permet de comparer d'une manière plus rigoureuse les coefficients estimés année par année.

Comme le soulignent Baldwin et Taglioni (2007), l'équation de gravité (1) est exprimée en valeur. Par conséquent, nous estimons notre équation (5) en valeur. Ainsi, les statistiques sur les exportations bilatérales X_{ij}, extraites de la base *United Nation Conference on Trade and Development Statistics* (UNCTADSTAT) de la Conférence des Nations Unies sur le Commerce et le Développement (CNUCED), sont en dollars courants (USD). Nous utilisons la distance kilométrique entre la capitale du pays i et la capitale du pays j (« discap ») calculée par le Centre d'Études Prospectives et d'Informations Internationales (CEPII). Nous entendons par langue commune L_{ij}, la langue officielle ou nationale commune au couple de pays (i, j). Cette variable muette est obtenue à partir de la base de données du CEPII. La variable muette de contiguïté B_{ij}, qui rend compte du fait que l'existence d'une frontière commune peut faciliter considérablement le commerce entre deux pays, est aussi obtenue à partir de la base de données du CEPII. En suivant la méthodologie de Carrère *et al.* (2013), nous compilons les données sur la qualité des infrastructures bilatérales I_{ij} à partir de la base de données *World Development Indicators* (WDI) de la Banque mondiale. Les statistiques sur la taille N_{ij} et sur les écarts de richesse ER_{ij} entre paires de pays sont également compilées à partir du WDI de la Banque mondiale. Enfin, nous construisons la variable muette d'effet frontière F_{ij}. Le tableau 8, en annexe, présente en détails les données et leur construction.

2.3.2 *Les résultats économétriques*

Pour toutes les estimations, les écarts-types sont robustes à l'hétéroscédasticité et corrigés des effets de *cluster* au niveau bilatéral. Comme De Sousa (2012), nous considérons que les effets de *cluster* au niveau de la paire de pays (i, j) sont les mêmes que celles au niveau de la paire (j, i) étant donné qu'un choc peut affecter les deux directions du commerce.

8. 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 pays du BRICS (Brésil, Russie, Inde, Chine et Afrique du Sud).

Nous commençons d'abord par estimer l'équation de gravité sans prendre en compte la qualité des infrastructures bilatérales, la taille et les écarts de richesse entre paires de pays. La partie supérieure du tableau 4 donne les résultats de l'estimation de l'équation (4) réalisés à l'aide de l'estimateur des MCO. Ces résultats sont robustes quelle que soit l'année étudiée. En ce qui concerne les variables habituelles des équations de gravité, les résultats sont conformes à la littérature. L'élasticité des exportations bilatérales par rapport à la distance est négative. Son accroissement provoque, toutes choses égales par ailleurs, une réduction du commerce bilatéral. Son ampleur est en accord avec l'éventail des estimations des élasticités du commerce bilatéral par rapport à la distance, de la forme log-linéaire de l'équation de gravité, reportées dans la méta-analyse de Disdier et Head (2008). La contiguïté favorise les exportations bilatérales. Le fait de parler la même langue augmente le commerce bilatéral. À cet effet, nos estimations sont en accord avec l'éventail des estimations des coefficients de la variable de langue commune reportées dans la méta-analyse de Egger et Lassmann (2012).

Les résultats obtenus pour la variable d'effet frontière sont conformes à nos attentes. En effet, le coefficient estimé β_4 est négatif et statistiquement significatif quelle que soit l'année considérée. L'exponentielle du coefficient β_4, reporté au bas du tableau 4 (partie supérieure), précise le niveau de l'effet frontière. Ce niveau indique une intensité commerciale très faible entre les pays d'Afrique centrale. Par exemple, en 2008, un pays d'Afrique centrale commerce en moyenne cinq fois plus avec un pays tiers qu'avec un autre pays d'Afrique centrale. Le niveau d'effet frontière est relativement stable sur l'ensemble de la période. Les effets estimés en 2002, 2003, 2004 et 2006 apparaissent moins élevés, mais ne sont pas statistiquement différents des autres années (voir graphique 1 en annexe).

La partie inférieure du tableau 4 présente les résultats de l'estimation de l'équation (5), à l'aide de la méthode Poisson du pseudo-maximum de vraisemblance (PPML). À nouveau, les résultats sont statistiquement significatifs quelle que soit l'année étudiée et ont les signes attendus. Cependant, ces résultats diffèrent quelque peu de ceux obtenus à partir de l'estimateur des MCO. Les coefficients de distance, de contiguïté et de langue commune sont moins élevés en valeur absolue avec l'estimateur PPML qu'avec l'estimateur des MCO. Ces résultats sont comparables à ceux de Silva et Tenreyro (2006) ainsi qu'aux études ultérieures qui utilisent l'estimateur PPML pour estimer les équations de gravité (voir par exemple De Sousa et Lamotte (2009) et De Sousa (2012)) [9].

En ce qui concerne l'effet frontière, les résultats sont reportés au bas du tableau 4 (partie inférieure). Leur niveau indique également une intensité commerciale relativement faible entre les pays d'Afrique centrale, mais contrairement aux MCO, sur l'ensemble de la période 1995-2010, un pays d'Afrique centrale commerce en

9. En particulier, nos régressions annuelles montrent que l'énigme de la distance (*distance putzzle*), analysé par Disdier et Head (2008), selon lequel le rôle de la distance géographique comme frein au commerce s'accroît au fil du temps dépend également du choix des estimateurs. Voir De Sousa (2012) pour un résultat similaire.

moyenne 2,4 fois plus avec un pays tiers qu'avec un autre pays d'Afrique centrale. L'effet à partir des MCO tend, effectivement, à être plus élevé en valeur absolue. À contrario, l'effet à partir du PPML tend à être moins élevé en valeur absolue. Cette différence illustrée par le graphique 1 en annexe signifie que le choix de l'estimateur importe [10] (*cf. supra*).

Selon Head et Mayer (2002) : « *Une bonne mesure de la distance se doit de prendre explicitement en compte les différentes surfaces des pays et le fait que l'activité économique à l'intérieur des pays est répartie de manière très inégale* » (p. 76).

Afin de s'assurer que les résultats du tableau 4 (partie inférieure) ne dépendent pas de la mesure de distance utilisée, nous effectuons deux tests de robustesse. Nous utilisons deux types de distances employées récemment par De Sousa *et al.* (2012) pour mesurer les effets frontières dans le monde. Celles-ci sont des distances pondérées et proviennent également de la base de données du CEPII. La distance pondérée « *considère plusieurs villes par pays afin de prendre en compte la répartition géographique de l'activité économique* » (Mayer et Zignago, 2011, p. 5). Plus précisément, nous retenons la distance « distw » et la distance « distwces » dans la base de données du CEPII [11]. Les résultats obtenus en utilisant la distance « distw » sont présentés dans la partie supérieure du tableau 9 et ceux obtenus en employant la distance « distwces » dans la partie inférieure du tableau 9 (en annexe). À nouveau, les résultats sont statistiquement et économiquement significatifs et similaires à ceux obtenus en utilisant la distance simple « discap ». Cela montre que l'effet frontière ne dépend pas du type de distance utilisée. Ce fait particulièrement important est bien illustré par le graphique 2 en annexe.

Comme nous l'avons relevé dans la section précédente, l'explication de la faiblesse du commerce interne de l'Afrique centrale pourrait être liée à l'existence des frontières nationales. Nous explorons cette hypothèse en testant dans les données les mécanismes évoqués dans la première section. Nous procédons en deux étapes. Premièrement, nous testons individuellement chaque mécanisme. Le tableau 7 en annexe reporte les résultats de l'estimation de l'équation (5) intégrant alternativement les variables de qualité des infrastructures bilatérales (première partie du tableau), de taille (deuxième partie du tableau) et d'écarts de richesse (troisième partie du tableau) entre paires de pays. Quelle que soit l'année, la qualité des infrastructures bilatérales, la taille et les différences de richesse entre paires de pays contribuent à la baisse du commerce. En outre, l'introduction de

10. Lorsque nous effectuons les régressions en MCO en excluant les valeurs nulles de commerce nous obtenons des résultats divergents. La plupart des résultats présentent des coefficients estimés d'effet frontière mais non statistiquement significatifs, indiquant de ce fait un biais de sélection important. Nous ne les avons pas reportés.

11. La formule générale utilisée pour calculer ces distances est $d_{ij} = \left(\sum_{k\in i}(pop_k/pop_i)\sum_{l\in j}(pop_l/pop_j)d_{kl}^{\theta}\right)^{1/\theta}$ où pop_k est la population de l'agglomération k appartenant au pays i. Le paramètre θ mesure la sensibilité des flux commerciaux à la distance bilatérale d_{kl}. Pour le calcul de « distw », θ est égal à 1. Pour le calcul de « distwces », θ est égal à -1. Pour plus de détails, voir Mayer et Zignago (2011).

chacune de ces variables vient réduire sensiblement en valeur absolue la magnitude du coefficient de l'effet frontière, qui demeure toutefois statistiquement significatif. Deuxièmement, nous estimons l'équation (5) en intégrant l'ensemble de ces variables. Les résultats sont consignés dans le tableau 5. Sur l'ensemble de la période, les coefficients estimés de ces variables sont toujours économiquement et statistiquement significatifs. Toutes choses égales par ailleurs, en moyenne, la qualité des infrastructures bilatérales, la taille et les différences de richesse entre paires de pays diminuent le commerce bilatéral de 15 %, 26 % et 19 % respectivement. Nos résultats confortent ainsi les arguments théoriques développés dans la première section. Les valeurs prises par ces variables peuvent être liées à la fragmentation politique de ces pays. Trois raisons peuvent expliquer cela. D'abord, les avantages naturels sont distribués de façon inéquitable entre les pays puisque l'Afrique centrale est fragmentée politiquement. Les inégalités qui en découlent impliquent des inefficacités : le revenu moyen et donc le commerce interne est réduit par la fragmentation. Cela se produit puisqu'il y a des rendements décroissants à disposer d'un avantage naturel. Aussi, les bénéfices agrégés de la nature seraient d'autant plus grands que ces avantages sont également répartis.

Ensuite, la petite taille des pays de l'Afrique centrale ne leur permet pas de dégager des économies d'échelle suffisantes pour les faire fonctionner efficacement et donc d'accroître les échanges entre eux. Enfin, la fragmentation politique accroît les coûts de l'offre de biens publics indispensables pour les flux commerciaux, impliquant que l'offre est à la fois moins adéquate et plus chère.

TABLEAU 4

EFFETS FRONTIÈRES DE L'AFRIQUE CENTRALE (1995-2010) : ESTIMATIONS MCO ET PPML (N = 2450)

	Variable dépendante : $\ln(X_{ij})$															
Année	**1995**	**1996**	**1997**	**1998**	**1999**	**2000**	**2001**	**2002**	**2003**	**2004**	**2005**	**2006**	**2007**	**2008**	**2009**	**2010**
$\ln(D_{ij})$	−1,16*	−0,94*	−1,10*	−0,88*	−0,85*	−0,97*	−0,88*	−0,76*	−0,94*	−0,92*	−1,04*	−0,96*	−1,24*	−1,23*	−1,26*	−1,28*
	(0,10)	(0,09)	(0,10)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)
B_{ij}	1,61*	3,09*	1,95*	2,37*	2,25*	1,99*	2,30*	2,67*	2,28*	2,37*	2,15*	2,21*	1,70*	1,54*	1,28*	1,23*
	(0,29)	(0,42)	(0,44)	(0,43)	(0,43)	(0,41)	(0,42)	(0,42)	(0,43)	(0,40)	(0,41)	(0,55)	(0,32)	(0,23)	(0,21)	(0,20)
L_{ij}	1,44*	1,09*	1,16*	1,12*	0,96*	1,14*	1,05*	0,98*	1,21*	1,19*	1,21*	1,16*	1,28*	1,24*	1,20*	0,93*
	(0,24)	(0,21)	(0,21)	(0,21)	(0,21)	(0,20)	(0,21)	(0,20)	(0,20)	(0,19)	(0,20)	(0,21)	(0,21)	(0,20)	(0,20)	(0,21)
F_{ij}	−0,11*	−1,41*	−1,42*	−1,47*	−0,72*	−0,86*	−0,85*	−1,94*	−2,13*	−2,01*	−1,66*	−1,90*	−1,31*	−1,54*	−0,89*	−1,57*
	(0,24)	(0,21)	(0,21)	(0,21)	(0,21)	(0,20)	(0,21)	(0,20)	(0,20)	(0,19)	(0,20)	(0,21)	(0,21)	(0,20)	(0,20)	(0,21)
EF exp.	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
EF imp.	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet front.	0,89	0,24	0,24	0,23	0,49	0,42	0,43	0,14	0,12	0,13	0,19	0,15	0,27	0,21	0,41	0,28
	Variable dépendante : X_{ij}															
$\ln(D_{ij})$	−0,50*	−0,59*	−0,59*	−0,59*	−0,60*	−0,63*	−0,64*	−0,64*	−0,64*	−0,57*	−0,57*	−0,62*	−0,58*	−0,61*	−0,59*	−0,61*
	(0,08)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,08)	(0,08)	(0,07)	(0,08)	(0,07)	(0,07)	(0,07)
B_{ij}	0,54*	0,51*	0,48*	0,46*	0,45*	0,46*	0,46*	0,46*	0,46*	0,46*	0,46*	0,41*	0,44*	0,40*	0,40*	0,38*
	(0,29)	(0,42)	(0,44)	(0,43)	(0,43)	(0,41)	(0,42)	(0,42)	(0,43)	(0,40)	(0,41)	(0,55)	(0,32)	(0,23)	(0,21)	(0,20)
L_{ij}	0,27*	0,36*	0,33*	0,33*	0,33*	0,33*	0,34*	0,31*	0,31*	0,42*	0,42*	0,42*	0,47*	0,50*	0,49*	0,50*
	(0,09)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,10)
F_{ij}	−0,56*	−1,05*	−0,54*	−0,43*	−0,59*	−0,74*	−0,71*	−0,82*	−0,83*	−0,87*	−1,12*	−1,39*	−0,68*	−1,28*	−0,96*	−0,85*
	(0,09)	(0,10)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,11)	(0,11)	(0,09)	(0,11)	(0,10)	(0,10)

TABLEAU 4 (suite)

EFFETS FRONTIÈRES DE L'AFRIQUE CENTRALE (1995-2010) : ESTIMATIONS MCO ET PPML (N = 2450)

	Variable dépendante : $\ln(X_{ij})$															
Année	**1995**	**1996**	**1997**	**1998**	**1999**	**2000**	**2001**	**2002**	**2003**	**2004**	**2005**	**2006**	**2007**	**2008**	**2009**	**2010**
EF exp.	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
EF imp.	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet front.	0,57	0,35	0,58	0,65	0,55	0,47	0,49	0,44	0,43	0,42	0,33	0,25	0,51	0,28	0,38	0,43

NOTE : * représente la significativité à 1 %. Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité à l'aide de la méthode de White (1980) et ajustés à la corrélation intra-groupe au niveau de la paire de pays. Les paramètres estimés pour chaque effet fixe exportateur et chaque effet fixe importateur et la constante ne sont pas reportés. Pour les estimations par MCO, nous avons remplacé les valeurs nulles des exportations bilatérales par 1. L'effet frontière est calculé comme l'exponentielle du coefficient de F_{ij} (e^{β_4}). EF signifie effets fixes.

TABLEAU 5

IMPACT DES COÛTS INHÉRENTS AUX FRONTIÈRES NATIONALES SUR LE COMMERCE INTERNE DE L'AFRIQUE CENTRALE (1995-2010) : ESTIMATIONS PPML (N = 2450)

	Variable dépendante : X_{ij}															
Année	**1995**	**1996**	**1997**	**1998**	**1999**	**2000**	**2001**	**2002**	**2003**	**2004**	**2005**	**2006**	**2007**	**2008**	**2009**	**2010**
$\ln(D_{ij})$	−0,45*	−0,50*	−0,50*	−0,50*	−0,51*	−0,53*	−0,55*	−0,55*	−0,55*	−0,51*	−0,52*	−0,54*	−0,51*	−0,55*	−0,50*	−0,55*
	(0,08)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,08)	(0,08)	(0,07)	(0,08)	(0,07)	(0,07)	(0,07)
B_{ij}	0,53*	0,50*	0,48*	0,45*	0,44*	0,45*	0,45*	0,45*	0,45*	0,45*	0,45*	0,40*	0,43*	0,40*	0,40*	0,37*
	(0,11)	(0,09)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,08)	(0,08)	(0,10)	(0,11)	(0,11)	(0,11)	(0,09)
L_{ij}	0,26*	0,34*	0,31*	0,31*	0,31*	0,31*	0,33*	0,31*	0,31*	0,42*	0,42*	0,42*	0,46*	0,49*	0,49*	0,49*
	(0,09)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,10)
F_{ij}	−0,25*	−0,70*	−0,22*	−0,16*	−0,30*	−0,39*	−0,40*	−0,54*	−0,51*	−0,56*	−0,78*	−1,03*	−0,33*	−0,96*	−0,62*	−0,50*
	(0,09)	(0,11)	(0,08)	(0,06)	(0,10)	(0,10)	(0,11)	(0,12)	(0,12)	(0,13)	(0,14)	(0,13)	(0,10)	(0,13)	(0,11)	(0,11)
$\ln(I_{ij})$	−0,18*	−0,21*	−0,19*	−0,20*	−0,20*	−0,20*	−0,20*	−0,17*	−0,17*	−0,15*	−0,15*	−0,15*	−0,14*	−0,14*	−0,15*	−0,15*
	(0,03)	(0,04)	(0,03)	(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,03)	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,02)
$\ln(N_{ij})$	−0,29*	−0,25*	−0,29*	−0,34*	−0,33*	−0,34*	−0,31*	−0,31*	−0,29*	−0,26*	−0,26*	−0,29*	−0,29*	−0,32*	−0,32*	−0,32*
	(0,07)	(0,04)	(0,01)	(0,03)	(0,09)	(0,10)	(0,08)	(0,07)	(0,07)	(0,06)	(0,06)	(0,09)	(0,10)	(0,10)	(0,09)	(0,09)
$\ln(ER_{ij})$	−0,17*	−0,20*	−0,21*	−0,23*	−0,20*	−0,17*	−0,21*	−0,15*	−0,15*	−0,25*	−0,23*	−0,23*	−0,23*	−0,24*	−0,24*	−0,24*
	(0,02)	(0,03)	(0,02)	(0,01)	(0,04)	(0,02)	(0,01)	(0,03)	(0,03)	(0,05)	(0,04)	(0,04)	(0,06)	(0,04)	(0,05)	(0,04)
EF exp.	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
EF imp.	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet front.	0,78	0,49	0,80	0,85	0,74	0,68	0,67	0,58	0,60	0,57	0,46	0,36	0,72	0,38	0,54	0,60

NOTE : * représente la significativité à 1 %. Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité à l'aide de la méthode de White (1980) et ajustés à la corrélation intra-groupe au niveau de la paire de pays. Les paramètres estimés pour chaque effet fixe exportateur et chaque effet fixe importateur et la constante ne sont pas reportés. L'effet frontière est calculé comme l'exponentielle du coefficient de F_{ij} (e^{β_4}). EF signifie effets fixes.

Cependant, plus intéressante est l'influence de la qualité des infrastructures bilatérales, de la taille et des différences de richesse entre paires de pays sur l'effet frontière, dont le coefficient estimé est toujours statistiquement significatif. En effet, contrôler pour ces facteurs conduit à une baisse relative de l'intensité commerciale entre un pays d'Afrique centrale et un pays tiers. Ces variables apparaissent donc comme des facteurs explicatifs de l'effet frontière. Ainsi, sur l'ensemble de la période considérée, un pays d'Afrique centrale commerce en moyenne 1,7 fois plus avec un pays tiers qu'avec un autre pays d'Afrique centrale, contre 2,4 fois lorsque ces variables sont omises.

TABLEAU 6

ESTIMATIONS SELON LES SECTEURS (N = 2450)

	Variable dépendante : X_{ij}					
Secteur	**Agricole**		**Manufacturier**		**Pétrolier et minier**	
Année	**1995**	**2010**	**1995**	**2010**	**1995**	**2010**
$\ln(D_{ij})$	$-0,42^*$	$-0,48^*$	$-0,58^*$	$-0,61^*$	$-0,38^*$	$-0,40^*$
	$(0,09)$	$(0,08)$	$(0,07)$	$(0,07)$	$(0,09)$	$(0,09)$
B_{ij}	$0,43^*$	$0,47^*$	$0,50^*$	$0,52^*$	$0,37^*$	$0,35^*$
	$(0,14)$	$(0,12)$	$(0,10)$	$(0,10)$	$(0,11)$	$(0,10)$
L_{ij}	$0,39^*$	$0,61^*$	$0,35^*$	$0,47^*$	$0,26^*$	$0,28^*$
	$(0,11)$	$(0,12)$	$(0,10)$	$(0,09)$	$(0,10)$	$(0,10)$
F_{ij}	$-0,26^*$	$-0,21^*$	$-0,29^*$	$-0,38^*$	$-0,37^*$	$-0,30^*$
	$(0,10)$	$(0,06)$	$(0,11)$	$(0,12)$	$(0,13)$	$(0,11)$
$\ln(I_{ij})$	$-0,27^*$	$-0,25^*$	$-0,20^*$	$-0,21^*$	$-0,24^*$	$-0,22^*$
	$(0,05)$	$(0,04)$	$(0,05)$	$(0,07)$	$(0,06)$	$(0,05)$
$\ln(N_{ij})$	$-0,14^*$	$-0,20^*$	$-0,17^*$	$-0,24^*$	$-0,15^*$	$-0,17^*$
	$(0,03)$	$(0,07)$	$(0,03)$	$(0,05)$	$(0,03)$	$(0,04)$
$\ln(ER_{ij})$	$-0,15^*$	$-0,18^*$	$-0,23^*$	$-0,25^*$	$-0,22^*$	$-0,26^*$
	$(0,05)$	$(0,06)$	$(0,06)$	$(0,07)$	$(0,05)$	$(0,06)$
Effets fixes exportateur	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets fixes importateur	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet frontière	$0,77$	$0,81$	$0,74$	$0,68$	$0,69$	$0,74$

NOTE : * représente la significativité à 1 %. Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité à l'aide de la méthode de White (1980) et ajustés à la corrélation intra-groupe au niveau de la paire de pays. Les paramètres estimés pour chaque effet fixe exportateur et chaque effet fixe importateur et la constante ne sont pas reportés. L'effet frontière est calculé comme l'exponentielle du coefficient de F_{ij} (e^{β_4}).

Nous effectuons quatre tests de robustesse pour analyser la sensibilité de nos résultats [12]. D'abord, nous effectuons les mêmes régressions pour trois grands secteurs d'activité : produits agricoles, produits manufacturiers et produits issus de l'industrie extractive et minière. Les résultats sont consignés dans le tableau 6. Les

12. Plusieurs variables indicatrices de différents accords régionaux africains ont été testées, n'étant pas significatives, elles n'ont pas été prises en compte. Cela semble s'expliquer par le fait que, si les échanges des pays de la CEEAC avec les autres pays africains ont augmenté au cours de la période, passant de 2,5 % en 1995 à près de 5 % en 2010, les échanges avec les accords régionaux africains restent très faibles.

coefficients estimés gardent les mêmes signes que précédemment et sont statistiquement significatifs. Néanmoins l'ampleur des coefficients varient du fait sans doute du nombre important de zéros dans la base [13].

Ensuite, il est fréquemment avancé que les pays de l'Afrique centrale commercent moins entre eux parce qu'ils ont, pour la plupart, pratiquement les mêmes productions agricoles et les mêmes ressources naturelles. Nous contrôlons pour la diversification des économies d'Afrique centrale à partir des données de la CNUCED sur les indices de concentration bilatéraux des exportations de marchandises H_{ij}. D'autre part, l'utilisation de monnaies nationales distinctes au sein des pays de la CEEAC pourrait également constituer une barrière commerciale. En effet, l'emploi de monnaies différentes crée une entrave additionnelle au commerce puisque les transactions transfrontalières nécessitent une conversion monétaire et, dans certains cas, la couverture du risque de change. En outre, les écarts de prix sont moins visibles et l'arbitrage se fait donc plus difficilement. Ces coûts seraient proportionnels à la volatilité du taux de change (Helliwell et Schembri, 2005). Aussi, nous contrôlons pour la volatilité du taux de change nominal bilatéral. À cet effet, nous suivons Rose (2000) en prenant la variance de la différence première des taux de change nominaux mensuels de l'année précédente V_{ij}. Enfin, Glick et Taylor (2010) ont montré l'effet prolongé des guerres sur le niveau de commerce entre pays. Les liens entre le Burundi et la RDC ont pu, par exemple, être affectés par le conflit qui les touchait à la fin des années 1990. Pour contrôler pour cet effet, nous introduisons une variable indicatrice C_{ij} qui vaut 1 les années durant lesquelles certaines paires de pays sont en guerre et 0 sinon. Les résultats sont reportés dans les colonnes (1), (2), (3) et (4) du tableau 7. Les coefficients estimés de H_{ij}, V_{ij} et C_{ij} sont négatifs et significatifs. Une faible diversification, une plus grande volatilité du taux de change bilatéral et les conflits armés diminuent les flux de commerce entre les deux pays.

Cependant, notre principal intérêt dans ces régressions est la variation du coefficient de la variable d'effet frontière suite à l'introduction de ces variables. Le tableau 7 montre une légère différence dans le coefficient d'effet frontière, relativisant ainsi le poids de la diversification et de volatilité des changes.

Le fait que, même après contrôle pour la diversification, la volatilité des changes et les guerres, les pays d'Afrique centrale commercent toujours moins entre eux qu'avec des pays tiers semble suggérer que les réseaux d'affaires et sociaux n'ont pas encore dépassé les frontières. Pourtant, ces réseaux sont créateurs de commerce à travers la réduction des coûts d'information et la diffusion des préférences (Combes *et al.*, 2005; Garmendia *et al.*, 2012). Une autre explication peut provenir de la diversité ethnique. L'étude récente de Aker *et al.* (2014) montre, à partir de l'exemple du Niger et du Nigéria, que l'effet frontière entre deux ethnies est d'un ordre de grandeur équivalent à celui de deux États séparés par une frontière, ce

13. Ce sont 42 % et 29 % des flux de biens agricoles, 23 % et 11 % des flux de biens manufacturiers et 55 % et 41 % des flux de biens issus de l'industrie extractive et minière pour les années 1995 et 2010, respectivement.

TABLEAU 7

RÔLE DE LA DIVERSIFICATION, DE LA MONNAIE ET DES GUERRES
(N = 2450)

	Variable dépendante : X_{ij}							
	(1)		**(2)**		**(3)**		**(4)**	
Année	**1995**	**2010**	**1995**	**2010**	**1995**	**2010**	**1995**	**2010**
H_{ij}	$-0,15^*$	$-0,11^*$					-0.09^*	-0.08^*
	$(0,007)$	$(0,009)$					$(0,005)$	$(0,008)$
V_{ij}			$-0,09^*$	$-0,08^*$			$-0,06^*$	$-0,06^*$
			$(0,003)$	$(0,005)$			$(0,004)$	$(0,005)$
C_{ij}					$-0,17^*$	$-0,06^*$	$-0,12^*$	$-0,05^*$
					$(0,002)$	$(0,004)$	$(0,002)$	$(0,004)$
F_{ij}	$-0,22^*$	$-0,47^*$	$-0,24^*$	$-0,49^*$	$-0,22^*$	$-0,48^*$	$-0,15^*$	$-0,41^*$
	$(0,08)$	$(0,12)$	$(0,09)$	$(0,11)$	$(0,08)$	$(0,11)$	$(0,07)$	$(0,13)$
Effet frontière	$0,80$	$0,62$	$0,78$	$0,61$	$0,80$	$0,62$	$0,86$	$0,66$
EF exportateur	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
EF importateur	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui

NOTE : * représente la significativité à 1 %. Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité à l'aide de la méthode de White (1980) et ajustés à la corrélation intra-groupe au niveau de la paire de pays. Les paramètres estimés pour chaque effet fixe exportateur et chaque effet fixe importateur et la constante ne sont pas reportés. L'effet frontière est calculé comme l'exponentielle du coefficient de F_{ij} (e^{β_4}). EF signifie effets fixes.

qui suggère qu'une ethnie commune peut réduire les coûts de transaction associés au commerce.

CONCLUSION

Nous avons dans cet article analysé les conséquences liées à l'existence des frontières nationales sur le commerce interne et évalué son influence sur le niveau et l'évolution de l'effet frontière de l'Afrique centrale. Notre étude empirique utilise la spécification de l'équation de gravité d'Anderson et Wincoop (2003) et nos estimations sont réalisées à l'aide de l'estimateur Poisson du pseudo-maximum de vraisemblance.

Notre analyse vient enrichir la littérature existante sur plusieurs points. Premièrement, nous montrons que la qualité des infrastructures bilatérales, la taille et les différences de richesse entre paires de pays sont un important frein au développement des échanges commerciaux entre les États de l'Afrique centrale. Deuxièmement, nous mettons en évidence que ces facteurs expliquent une partie du niveau de l'effet frontière. Cela semble suggérer que les réseaux d'affaires et sociaux n'ont pas encore dépassé les frontières et confirmer le rôle de la diversité ethnique dans l'explication de la faiblesse de l'effet frontière (Aker *et al.*, 2014). Sur ce point, nos résultats viennent compléter les études qui reportent une forte désintégration commerciale suite à une désintégration politique (Djankov et Freund, 2002; Fidrmuc et Fidrmuc, 2003; Nitsch et Wolf, 2013). L'ensemble de

nos résultats sont robustes au type de secteur considéré, à la diversification, à la volatilité des changes ainsi qu'aux mesures de distance pondérée développées par De Sousa *et al.* (2012).

ANNEXE

TABLEAU 8

DESCRIPTION DES VARIABLES UTILISÉES

Variable	Description	Source
X_{ij}	Exportations du pays i vers le pays j, en termes FOB et en dollars courants ($ US).	Base de données UNCTADSTAT de la CNUCED disponible à http ://www.unctad.org.
D_{ij}	Distance kilométrique entre la capitale du pays i et la capitale du pays j.	Base de données « distance » du CEPII, disponible à http ://www.cepii.fr.
L_{ij}	Variable muette égale à 1 si les deux pays partagent une langue commune, et 0 sinon.	Base de données « distance » du CEPII, disponible à http ://www.cepii.fr.
B_{ij}	Variable muette égale à 1 si les deux pays partagent une frontière commune, et 0 sinon.	Base de données « distance » du CEPII, disponible à http ://www.cepii.fr.
F_{ij}	Variable muette égale à 1 si les deux pays appartiennent à l'Afrique centrale, et 0 sinon.	Construit par l'auteur.
I_{ij}	Produit des indices de développement des infrastructures (moyenne simple de la densité de rail, routes, routes pavées et lignes téléphoniques) des pays i et j.	Construit suivant Carrère *et al.* (2013) à partir de la base de données *World Development Indicators* (WDI) de la Banque mondiale.
N_{ij}	Produit des populations de l'exportateur i et de l'importateur j.	Base de données WDI de la Banque mondiale.
ER_{ij}	Valeur absolue de la différence entre les PIB en dollars courants ($ US) des pays i et j.	Base de données WDI de la Banque mondiale.
H_{ij}	Indice (de Herfindahl-Hirschmann) de concentration des exportations de marchandises du pays j vers le pays j compris entre 0 et 1 (concentration maximale).	Base de données UNCTADSTAT de la CNUCED disponible à http ://www.unctad.org.
V_{ij}	Variance de la différence première des taux de change nominaux bilatéraux mensuels de l'année précédente.	Compilé suivant Rose (2000).
C_{ij}	Variable indicatrice qui vaut un les années durant lesquelles des paires de pays sont en guerre, et 0 sinon.	Construit par l'auteur.

TABLEAU 9

EFFETS FRONTIÈRES DE L'AFRIQUE CENTRALE (1995-2010) : ROBUSTESSE À LA DISTANCE (ESTIMATIONS PPML) (N = 2450)

	Variable dépendante : X_{ij}															
Année	**1995**	**1996**	**1997**	**1998**	**1999**	**2000**	**2001**	**2002**	**2003**	**2004**	**2005**	**2006**	**2007**	**2008**	**2009**	**2010**
$\ln(distw_{ij})$	−0,71*	−0,69*	−0,69*	−0,69*	−0,71*	−0,73*	−0,74*	−0,75*	−0,76*	−0,65*	−0,64*	−0,69*	−0,66*	−0,67*	−0,66*	−0,67*
	(0,07)	(0,06)	(0,06)	(0,06)	(0,07)	(0,08)	(0,08)	(0,08)	(0,08)	(0,06)	(0,06)	(0,06)	(0,06)	(0,05)	(0,05)	(0,05)
B_{ij}	0,26*	0,29*	0,27*	0,34*	0,23*	0,23*	0,23*	0,22*	0,18*	0,27	0,28*	0,23*	0,27*	0,24*	0,24*	0,21*
	(0,08)	(0,09)	(0,08)	(0,10)	(0,08)	(0,08)	(0,08)	(0,08)	(0,06)	(0,08)	(0,11)	(0,08)	(0,09)	(0,08)	(0,08)	(0,08)
L_{ij}	0,27*	0,38*	0,35*	0,34*	0,34*	0,34*	0,36*	0,33*	0,40*	0,43*	0,43*	0,42*	0,48*	0,51*	0,49*	0,50*
	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,10)	(0,09)	(0,09)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)
F_{ij}	−0,38*	−0,40*	−0,10*	−0,17*	−0,19*	−0,28*	−0,30*	−0,43*	−0,42*	−0,48*	−0,71*	−0,92*	−0,34*	−0,82*	−0,55*	−0,36*
	(0,09)	(0,09)	(0,03)	(0,03)	(0,04)	(0,09)	(0,09)	(0,10)	(0,09)	(0,10)	(0,10)	(0,11)	(0,09)	(0,10)	(0,10)	(0,09)
EF exp.	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
EF imp.	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet front.	0,68	0,67	0,90	0,84	0,82	0,75	0,74	0,65	0,66	0,62	0,49	0,40	0,71	0,44	0,57	0,69
$\ln(distwces_{ij})$	−0,61*	−0,62*	−0,62*	−0,62*	−0,64*	−0,66*	−0,67*	−0,68*	−0,69*	−0,60*	−0,60*	−0,64*	−0,61*	−0,63*	−0,62*	−0,63*
	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,07)	(0,08)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,08)	(0,08)	(0,08)
B_{ij}	−0,61*	−0,62*	−0,62*	−0,62*	−0,64*	−0,66*	−0,67*	−0,68*	−0,69*	−0,60*	−0,60*	−0,64*	−0,61*	−0,63*	−0,62*	−0,63*
	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,07)	(0,08)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,08)	(0,08)	(0,08)
L_{ij}	−0,61*	−0,62*	−0,62*	−0,62*	−0,64*	−0,66*	−0,67*	−0,68*	−0,69*	−0,60*	−0,60*	−0,64*	−0,61*	−0,63*	−0,62*	−0,63*
	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,07)	(0,08)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,08)	(0,08)	(0,08)
F_{ij}	−0,55*	−0,67*	−0,23*	−0,14*	−0,33*	−0,46*	−0,47*	−0,59*	−0,60*	−0,67*	−0,90*	−1,52*	−0,51*	−1,03*	−0,73*	−0,59*
	(0,10)	(0,11)	(0,09)	(0,05)	(0,07)	(0,09)	(0,09)	(0,10)	(0,11)	(0,10)	(0,11)	(0,13)	(0,10)	(0,12)	(0,11)	(0,10)

TABLEAU 9 (suite)

EFFETS FRONTIÈRES DE L'AFRIQUE CENTRALE (1995-2010) : ROBUSTESSE À LA DISTANCE (ESTIMATIONS PPML) (N = 2450)

	Variable dépendante : X_{ij}															
Année	**1995**	**1996**	**1997**	**1998**	**1999**	**2000**	**2001**	**2002**	**2003**	**2004**	**2005**	**2006**	**2007**	**2008**	**2009**	**2010**
EF exp.	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
EF imp.	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet front.	0,57	0,51	0,79	0,87	0,72	0,63	0,62	0,55	0,54	0,51	0,40	0,21	0,60	0,36	0,49	0,55

NOTE : * représente la significativité à 1 %. Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité à l'aide de la méthode de White (1980) et ajustés à la corrélation intra-groupe au niveau de la paire de pays. Les paramètres estimés pour chaque effet fixe exportateur et chaque effet fixe importateur et la constante ne sont pas reportés. L'effet frontière est calculé comme l'exponentielle du coefficient de F_{ij} (e^{β_4}). EF signifie effets fixes.

TABLEAU 10

COÛT D'EXISTENCE DE FRONTIÈRES NATIONALES ET COMMERCE INTERNE DE L'AFRIQUE CENTRALE (1995-2010) : ESTIMATIONS PPML (N = 2450)

	Variable dépendante : X_{ij}															
Année	**1995**	**1996**	**1997**	**1998**	**1999**	**2000**	**2001**	**2002**	**2003**	**2004**	**2005**	**2006**	**2007**	**2008**	**2009**	**2010**
$\ln(D_{ij})$	−0,48*	−0,58*	−0,57*	−0,58*	−0,59*	−0,61*	−0,63*	−0,63*	−0,63*	−0,55*	−0,56*	−0,60*	−0,57*	−0,59*	−0,58*	−0,59*
	(0,08)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,08)	(0,08)	(0,07)	(0,08)	(0,07)	(0,07)	(0,07)
B_{ij}	0,53*	0,51*	0,47*	0,46*	0,44*	0,45*	0,46*	0,46*	0,46*	0,46	0,46*	0,40*	0,43*	0,40*	0,40*	0,37*
	(0,11)	(0,09)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,08)	(0,08)	(0,10)	(0,11)	(0,11)	(0,11)	(0,09)
L_{ij}	0,27*	0,35*	0,33*	0,33*	0,33*	0,33*	0,33*	0,31*	0,31*	0,42*	0,42*	0,42*	0,46*	0,49*	0,49*	0,49*
	(0,09)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,10)
F_{ij}	−0,49*	−0,98*	−0,48*	−0,36*	−0,50*	−0,68*	−0,64*	−0,75*	−0,76*	−0,74*	−1,01*	−1,28*	−0,58*	−1,19*	−0,89*	−0,76*
	(0,11)	(0,12)	(0,10)	(0,10)	(0,11)	(0,11)	(0,11)	(0,12)	(0,12)	(0,12)	(0,10)	(0,10)	(0,11)	(0,13)	(0,12)	(0,12)
$\ln(I_{ij})$	−0,21*	−0,25*	−0,23*	−0,22*	−0,22*	−0,22*	−0,22*	−0,20*	−0,20*	−0,19*	−0,18*	−0,18*	−0,17*	−0,16*	−0,17*	−0,17*
	(0,03)	(0,04)	(0,03)	(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,04)	(0,03)	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,02)	(0,03)	(0,02)	(0,02)	(0,02)
EF exp.	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
EF imp.	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet front.	0,61	0,37	0,61	0,69	0,61	0,51	0,53	0,47	0,46	0,47	0,36	0,28	0,56	0,30	0,41	0,47
$\ln(D_{ij})$	−0,46*	−0,51*	−0,51*	−0,52*	−0,55*	−0,59*	−0,61*	−0,61*	−0,61*	−0,49*	−0,49*	−0,57*	−0,51*	−0,53*	−0,51*	−0,57*
	(0,08)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,08)	(0,08)	(0,07)	(0,08)	(0,07)	(0,07)	(0,07)
B_{ij}	0,53*	0,50*	0,48*	0,45*	0,45*	0,45*	0,45*	0,45*	0,45*	0,45	0,45*	0,41*	0,43*	0,40*	0,40*	0,36*
	(0,11)	(0,09)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,08)	(0,08)	(0,10)	(0,11)	(0,11)	(0,11)	(0,09)
L_{ij}	0,25*	0,36*	0,32*	0,32*	0,32*	0,32*	0,32*	0,31*	0,31*	0,40*	0,40*	0,41*	0,45*	0,48*	0,48*	0,48*
	(0,09)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,10)
F_{ij}	−0,39*	−0,87*	−0,38*	−0,26*	−0,42*	−0,60*	−0,57*	−0,65*	−0,67*	−0,70*	−0,91*	−1,22*	−0,51*	−1,08*	−0,79*	−0,68*
	(0,10)	(0,12)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,11)	(0,10)	(0,11)	(0,12)	(0,12)	(0,12)	(0,12)	(0,10)	(0,13)	(0,11)	(0,11)

TABLEAU 10 (suite)

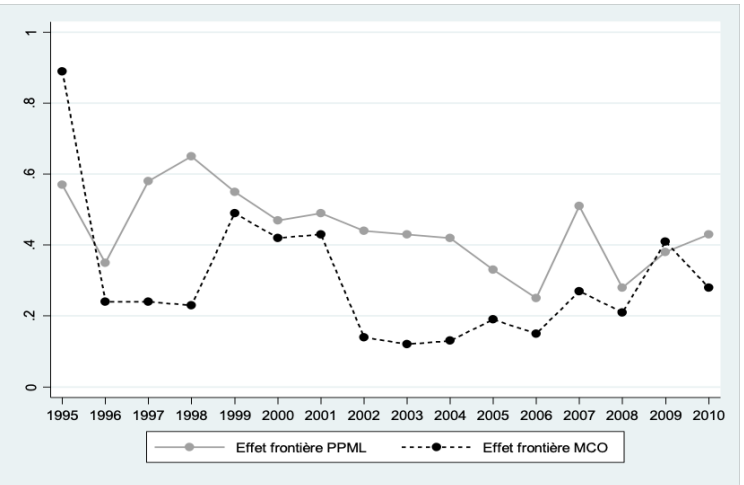
COÛT D'EXISTENCE DE FRONTIÈRES NATIONALES ET COMMERCE INTERNE DE L'AFRIQUE CENTRALE (1995-2010) : ESTIMATIONS PPML (N = 2450)

	Variable dépendante : X_{ij}															
Année	**1995**	**1996**	**1997**	**1998**	**1999**	**2000**	**2001**	**2002**	**2003**	**2004**	**2005**	**2006**	**2007**	**2008**	**2009**	**2010**
$\ln(N_{ij})$	−0,33*	−0,29*	−0,35*	−0,40*	−0,38*	−0,41*	−0,37*	−0,37*	−0,36*	−0,30*	−0,31*	−0,34*	−0,35*	−0,39*	−0,38*	−0,38*
	(0,07)	(0,04)	(0,01)	(0,03)	(0,09)	(0,10)	(0,08)	(0,07)	(0,07)	(0,06)	(0,06)	(0,09)	(0,10)	(0,10)	(0,09)	(0,09)
EF exp.	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
EF imp.	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet front.	0,67	0,41	0,68	0,77	0,65	0,55	0,56	0,52	0,51	0,49	0,40	0,29	0,60	0,34	0,45	0,51
$\ln(D_{ij})$	−0,48*	−0,53*	−0,53*	−0,53*	−0,57*	−0,58*	−0,60*	−0,60*	−0,60*	−0,50*	−0,50*	−0,54*	−0,53*	−0,56*	−0,52*	−0,56*
	(0,08)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,08)	(0,08)	(0,07)	(0,08)	(0,07)	(0,07)	(0,07)
B_{ij}	0,54*	0,51*	0,47*	0,46*	0,44*	0,45*	0,45*	0,46*	0,46*	0,46	0,45*	0,41*	0,43*	0,39*	0,39*	0,38*
	(0,11)	(0,09)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,08)	(0,08)	(0,10)	(0,11)	(0,11)	(0,11)	(0,09)
L_{ij}	0,26*	0,36*	0,32*	0,33*	0,32*	0,32*	0,34*	0,30*	0,30*	0,40*	0,41*	0,42*	0,47*	0,49*	0,49*	0,49*
	(0,09)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,10)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,09)	(0,10)
F_{ij}	−0,45*	−0,93*	−0,42*	−0,33*	−0,48*	−0,60*	−0,58*	−0,71*	−0,74*	−0,76*	−1,03*	−1,28*	−0,57*	−1,17*	−0,82*	−0,73*
	(0,11)	(0,13)	(0,11)	(0,10)	(0,11)	(0,13)	(0,12)	(0,13)	(0,14)	(0,13)	(0,15)	(0,15)	(0,12)	(0,14)	(0,12)	(0,12)
$\ln(ER_{ij})$	−0,23*	−0,27*	−0,29*	−0,31*	−0,26*	−0,24*	−0,28*	−0,21*	−0,21*	−0,32*	−0,34*	−0,34*	−0,32*	−0,30*	−0,29*	−0,30*
	(0,02)	(0,03)	(0,02)	(0,01)	(0,04)	(0,02)	(0,01)	(0,03)	(0,03)	(0,05)	(0,04)	(0,04)	(0,06)	(0,04)	(0,05)	(0,04)
EF exp.	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
EF imp.	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet front.	0,64	0,39	0,66	0,72	0,62	0,55	0,60	0,49	0,47	0,46	0,35	0,28	0,56	0,31	0,44	0,48

NOTE : * représente la significativité à 1 %. Les chiffres entre parenthèses sont les écarts-types corrigés de l'hétéroscédasticité à l'aide de la méthode de White (1980) et ajustés à la corrélation intra-groupe au niveau de la paire de pays. Les paramètres estimés pour chaque effet fixe exportateur et chaque effet fixe importateur et la constante ne sont pas reportés. L'effet frontière est calculé comme l'exponentielle du coefficient de F_{ij} (e^{β_4}). EF signifie effets fixes.

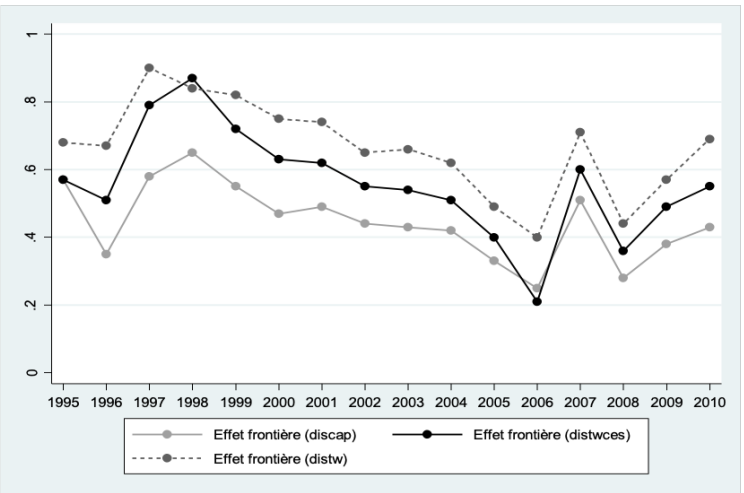
GRAPHIQUE 1

ÉVOLUTION DE L'EFFET FRONTIÈRE DE L'AFRIQUE CENTRALE (1995-2010) : ESTIMATIONS MCO ET PPML



GRAPHIQUE 2

ÉVOLUTION DE L'EFFET FRONTIÈRE DE L'AFRIQUE CENTRALE (1995-2010) : ROBUSTESSE À LA DISTANCE



BIBLIOGRAPHIE

AKER, J. C., M. W. KLEIN, S. A. O'CONNELL et M. YANG (2014) : « Borders, Ethnicity and Trade », *Journal of Development Economics*, 107, 1–16.

ALESINA, A. et E. SPOLAORE (2003) : *The Size of Nations*. MIT Press.

ANDERSON, J. E. (1979) : « A Theoretical Foundation for the Gravity Equation », *American Economic Review*, 69, 106–116.

——— (2011) : « The Gravity Model », *Annual Review of Economics*, 3, 133–160.

ANDERSON, J. E. et E. V. WINCOOP (2003) : « Gravity with Gravitas : A Solution to the Border Puzzle », *American Economic Review*, 93, 170–192.

——— (2004) : « Trade Costs », *Journal of Economic Literature*, 42, 691–751.

ANDERSON, M. A. et S. L. S. SMITH (1999) : « Do National Borders Really Matter ? A Reconsideration of Canada-US Regional Trade », *Review of International Economics*, 7, 219–227.

ARMINGTON, P. S. (1969) : « A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production », *Staff Papers - International Monetary Fund*, 16, 159–178.

AWENENGO, D. S. (2010) : « Frontières et indépendances en Afrique Subsaharienne, Compte rendu de colloque », *Afrique Contemporaine*, 3, 73–83.

BAIER, S. L. et J. H. BERGSTRAND (2001) : « The Growth of World Trade : Tariffs, Transport Costs, and Income Similarity », *Journal of International Economics*, 53, 1–27.

——— (2009) : « Bonus Vetus OLS : A Simple Method for Approximating International Trade-cost Effects Using the Gravity Equation », *Journal of International Economics*, 77, 77–85.

BALDWIN, R. et D. TAGLIONI (2007) : « Trade Effects of the Euro : A Comparison of Estimators », *Journal of Economic Integration*, 22, 780–818.

BALISTRERI, E. J. et R. H. HILLBERRY (2007) : « Structural Estimation and the Border Puzzle », *Journal of International Economics*, 72, 451–463.

BEHRENS, K. et P. M. PICARD (2011) : « Transportation, Freight Rates, and Economic Geography », *Journal of International Economics*, 85, 280–291.

BERGSTRAND, J. H. (1985) : « The Gravity Equation in International Trade : Some Microeconomic Foundations and Empirical Evidence », *Review of Economics and Statistics*, 67, 474–481.

BERGSTRAND, J. H., P. EGGER et M. LARCH (2013) : « Gravity Redux : Estimation of Gravity-equation Coefficients, Elasticities of Substitution, and General Equilibrium Comparative Statics under Asymmetric Bilateral Trade Costs », *Journal of International Economics*, 89, 110–121.

CARMIGNANI, F. et A. CHOWDHURY (2012) : « The Geographical Dimension of the Development Effects of Natural Resources », *Environmental and Resource Economics*, 52, 479–498.

CARRÈRE, C., J. DE MELO et J. WILSON (2013) : « The Distance Effect and the Regionalization of the Trade of Low-Income Countries », *Journal of Economic Survey*, 27, 717–742.

CAVES, R. E., M. E. PORTER et A. M. SPENCE (1980) : *Competition in the Open Economy – A Model Applied to Canada*. Harvard University Press.

CEA (1980) : *Les économies de l'Afrique centrale 2012. Les défis énergétiques en Afrique centrale*. Je Publie.

——— (2005) : *Les infrastructures de transport et l'intégration régionale en Afrique centrale*. Maisonneuve & Larose.

CHANEY, T. (2008) : « Distorted Gravity : The Intensive and Extensive Margins of International Trade », *American Economic Review*, 98, 1707–1721.

CHEN, N. (2004) : « Intra-National versus International Trade in the European Union : Why Do National Borders Matter ? », *Journal of International Economics*, 63, 93–118.

COLLIER, P. (2009) : *Wars, Guns and Votes : Democracy in Dangerous Places*. Harper Collins.

COLLIER, P. et A. VENABLES (2009) : « Commerce et performance économique : la fragmentation de l'Afrique importe-t-elle ? », *Revue d'Économie du Développement*, 17, 5–39.

COMBES, P.-P., M. LAFOURCADE et T. MAYER (2005) : « The Trade-creating Effects of Business and Social Networks : Evidence from France », *Journal of international Economics*, 66, 1–29.

DE SOUSA, J. (2012) : « The Currency Union Effect on Trade is Decreasing over Time », *Economics Letters*, 11, 917–920.

DE SOUSA, J. et O. LAMOTTE (2007) : « Does Political Disintegration Lead to Trade Disintegration ? Evidence from Transition Countries », *Economics of Transition*, 15, 825–843.

——— (2009) : « Séparation politique et désintégration commerciale », *Revue économique*, 60, 891–904.

DE SOUSA, J., T. MAYER et S. ZIGNAGO (2012) : « Market Access in Global and Regional Trade », *Regional Science and Urban Economics*, 42, 1037–1052.

DEARDOFF, A. (1998) : « Determinants of Bilateral Trade : Does Gravity Work in a Neoclassical World ? », dans *The Regionalisation of the World Economy*, ed. J. A. Frankel. University of Chicago Press.

DISDIER, A.-C. et K. HEAD (2008) : « The Puzzling Persistence of the Distance Effect on Bilateral Trade », *Review of Economics and Statistics*, 90, 37–48.

DJANKOV, S. et C. FREUND (2002) : « Trade Flows in the Soviet Union – 1987 to 1996 », *Journal of comparative Economics*, 30, 76–90.

EATON, J. et S. KORTUM (2002) : « Technology, Geography, and Trade », *Econometrica*, 70(5), 1741–1779.

EGGER, P. H. et A. LASSMANN (2012) : « The Language Effect in International Trade : A Meta-analysis », *Economics Letters*, 116, 221–22.

FAGERBERG, J. (1998) : « International Competitiveness », *Economic Journal*, 98, 355–374.

FAGERBERG, J., M. SRHOLEC et M. KNELL (2007) : « The Competitiveness of Nations : Why Some Countries Prosper While Others Fall Behind », *World Development*, 35, 1595–1620.

FIDRMUC, J. et J. FIDRMUC (2003) : « Disintegration and Trade », *Review of International Economics*, 11, 811–829.

GARMENDIA, A., C. LLANO, M. MINONDO et F. REQUENA (2012) : « Networks and the Disappearance of the Intranational Home Bias », *Economics Letters*, 116, 178–182.

GLICK, R. et A. M. TAYLOR (2010) : « Collateral Damage : Trade Disruption and the Economic Impact of War », *Review of Economics and Statistics*, 92, 102–127.

HEAD, K. et T. MAYER (2000) : « Non-Europe : the Magnitude and Causes of Market Fragmentation in the EU », *Review of World Economics*, 136, 284–314.

——— (2002) : « Effet frontière, intégration économique et forteresse Europe », *Economie et Prévision*, 152-153, 71–92.

——— (2014) : « Gravity Equations : Workhorse, Toolkit, and Cookbook », dans *The Handbook of International Economics*, ed. G. E. Gopinath, E. Helpman, et K. Rogoff, vol. 4. North Holland.

HELLIWELL, J. F. (1996) : « Do National Boundaries Matter for Quebec's Trade ? », *Canadian Journal of Economics*, 29, 507–522.

HELLIWELL, J. F. et L. L. SCHEMBRI (2005) : « Borders, Common Currencies, Trade, and Welfare : What Can We Learn from the Evidence ? », *Bank of Canada Review*, Spring 2005, 19–33.

HELPMAN, E., M. MELITZ et Y. RUBINSTEIN (2008) : « Estimating Trade Flows : Trading Partners and Trading Volumes », *Quarterly Journal of Economics*, 123, 441–487.

HUMMELS, D. (2007) : « Transportation Costs and International Trade in the Second Era of Globalization », *Journal of Economic Perspectives*, 21, 131–154.

HUMMELS, D. et V. LUGOVSKYY (2006) : « Are Matched Partner Trade Statistics a Usable Measure of Transportation Costs ? », *Review of International Economics*, 14, 69–86.

HUMMELS, D. et G. SCHAUER (2013) : « Time as a Trade Barrier », *American Economic Review*, 103, 1–27.

KRUGMAN, P. (1980) : « Scale Economies, Product Differentiation and the Pattern of Trade », *American Economic Review*, 70, 950–959.

LAKSHMANAN, T. R. (2011) : « The Broader Economic Consequences of Transport Infrastructure Investments », *Journal of Transport Geography*, 19, 1–12.

LIMAO, N. et A. J. VENABLES (2001) : « Infrastructure, Geographical Disadvantage, Transport Costs and Trade », *World Bank Economic Review*, 15, 451–479.

LINNEMANN, H. (1966) : *An Econometric Study of International Trade Flows*. North-Holland.

MAYER, T. (2001) : « Les frontières nationales comptent... mais de moins en moins », *Problèmes économiques*, 2751, 29–32.

MAYER, T. et S. ZIGNAGO (2011) : « Notes on CEPII's distances measures : The GeoDist database », Working Papers 2011-25, CEPII.

MCCALLUM, J. (1995) : « National Border Matters : Canada –U.S. Regional Trade Patterns », *American Economic Review*, 85, 615–623.

MÉNDEZ-PIÑERO, M. I. et M. COLON-VAZQUEZ (2013) : « Economic Analysis of Alternatives for Optimizing Energy use in Manufacturing Companies », *Energy Economics*, 40, 146–154.

NITSCH, V. (2000) : « National Borders and International Trade : Evidence from the European Union », *Canadian Journal of Economics*, 33, 1091–1105.

NITSCH, V. et N. WOLF (2013) : « Tear Down this Wall : On the Persistence of Borders in Trade », *Canadian Journal of Economics*, 46, 154–179.

OBSTFELD, M. et K. ROGOFF (2000) : « The Six Major Puzzles in International Macroeconomics : Is there a Common Cause ? », *NBER Macroeconomics Annual 2000*, pp. 339–390.

ROSE, A. K. (2000) : « One money, One market : the Effect of Common Currencies on Trade », *Economic Policy*, 30, 9–45.

SADORSKY, P. (2011) : « Trade and Energy Consumption in the Middle East », *Energy Economics*, 33, 739–749.

SILVA, J. S. et S. TENREYRO (2006) : « The Log of Gravity », *Review of Economics and Statistics*, 88, 641–658.

——— (2011) : « Further Simulation Evidence on the Performance of the Poisson-PML Estimator », *Economics Letters*, 112, 220–222.

SYVERSON, C. (2004) : « Market Structure and Productivity : A Concrete Example », *Journal of Political Economy*, 112, 1181–1222.

TINBERGEN, J. (1962) : *Shaping the World Economy : Suggestions for an International Economic Policy*. The Twentieth Century Fund.

WHITE, H. (1980) : « A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity », *Econometrica*, 48, 817–838.

WICKELGREN, A. L. (2004) : « Innovation, Market Structure and the Holdup Problem : Investment Incentives and Coordination », *International Journal of Industrial Organization*, 22, 693–713.

XU, X. Y. et B. W. ANG (2014) : « Analysing Residential Energy Consumption Using Index Decomposition Analysis », *Applied Energy*, 113, 342–351.