

FRAUDES SUR FACTURES DANS LE COMMERCE TRANSFRONTALIER DU BENIN ET DU NIGERIA : UNE ANALYSE DE LA CAUSALITE

Bessan Eudoxie*, **IGUE Charlemagne Babatoundé**** et **ALINSATO Alastaire*****

* Doctorante /Chaire OMC-CIDI/FASEG, Université d'Abomey-Calavi/ E-mail : eudoxiebessan@gmail.com

** Titulaire de la Chaire OMC-CIDI/Enseignant-Chercheur à la FASEG, Université d'Abomey-Calvi

E-mail : charlyigue@yahoo.fr

*** Secrétaire Scientifique de la Chaire OMC-CIDI/Enseignant-Chercheur à la FASEG, Université d'Abomey-Calvi/ E-mail : alastaires@yahoo.fr

Résumé

Cette étude a deux principaux objectifs. Premièrement, l'étude estime le volume des fraudes sur factures d'importations et d'exportations dans les échanges du Bénin et du Nigéria par la méthode des « statistiques miroirs » sur la période 1998-2015. Les résultats obtenus montrent que la pratique des fraudes sur factures est à la hausse et s'évaluent en moyenne à 23.4 millions\$ et 51.1 millions\$ pour les flux d'importations et d'exportations respectivement entre 1998-2015. Deuxièmement, l'étude analyse la causalité entre fraudes sur factures, le commerce légal et deux déterminants des transactions illégales : les tarifs douaniers (DD et TE) et la prime du marché parallèle de change (BMP) par deux approches : l'approche séquentielle de Granger (1988) et l'approche non séquentielle de Toda et Yamamoto (1995). L'analyse causale montre que, les tarifs, le commerce légal et la prime du marché parallèle de change sont des causes exogènes des fraudes sur factures du commerce entre le Bénin et le Nigéria. Cependant, il existerait, un certain degré d'endogénéité de la prime du marché parallèle de change uniquement pour les flux d'importations. Ainsi, la fraude sur factures dans le commerce joue un rôle macroéconomique significatif et non contrôlé. De ce fait, la réduction sinon la suppression des fraudes sur factures passe non seulement par une mise à disposition de moyens de détection des agents de douane recommandons mais aussi par une marche vers une harmonisation tarifaire et monétaire entre les deux pays.

Mots clés : fraudes sur facture, commerce transfrontalier, causalité, prime du marché parallèle de change, tarifs douaniers

JEL No: F1.010.014

Abstract

This paper has two main objectives. First, it computes mis-invoicing through trade between Benin and Nigeria for the period 1998-2015 by "statistics mirrors" method. We find that mis-invoicing has accelerated on period and particularly sharply on under period 2004-2007. It evaluated at nearly on the average to \$23.4 millions and \$51.1 millions for imports and exports flows respectively. Second, by two approaches: Granger sequential approach (1988) and Toda and Yamamoto non-sequential approach (1995), we examine the linkages between mis-invoicing, legal Trade and two key factors of mis-invoicing: tariffs (DD, TE) and black market premium (BMP). Causality analysis shows that tariffs, legal trade and black market premium are exogenous causes of mis-invoicing in trade between Benin and Nigeria. However, would exist an endogenous degree of black market premium for import flows only. Thus mis-invoicing play a significant and, by its very nature, an uncontrollable macroeconomic role Hence, reducing, if not eliminating mis-invoicing, pass by a setting disposition resources to customs agents and a monetary and tariff harmonization political of both countries.

Key-words: border trade, mis-invoicing, causality, Black market premium of change, tariffs

JEL No: F1.F10.F14

1. Introduction

Les fraudes sur factures se définissent comme l'ensemble du commerce illégal qui consiste à faire passer les marchandises à travers les points de passage légaux, tout en contournant le contrôle des douanes soit en soudoyant l'agent des douanes ou soit en dissimulant l'importation sous une forme ou une autre ; on parle de fraude sur facture (Bhagwati, 1964, 1967). Les premiers débats sur les transactions illégales via la fraudes sur factures ont cherché à identifier leurs déterminants (Naya et Morgan, 1969 ; Bhagwati, 1964). Il en ressort, que les restrictions quantitatives et les tarifs mis en place par les pouvoirs publics induit des incitations pour passer soit en contrebande des marchandises par des voies illégales et soit en fraudes par les voies légales. Dans les deux cas, la transaction illégale rapporte des bénéfices. Ce constat pour les pays africains est en ligne avec les résultats obtenus par Berg (1985), qui conclut que les incohérences des statistiques du commerce extérieur africain s'expliquent en grande partie par la contrebande. Une analyse du rapport de divergence entre pays en développement et pays industrialisés montre que la sous-facturation de l'exportation est corrélée positivement non seulement avec les taxes à l'exportation mais aussi avec la prime du marché parallèle de change (McDonald, 1985). En effet, les marchés parallèles de change occasionnent des primes positives ou négatives résultant des restrictions gouvernementales qui empêchent les agents de détenir légalement des devises étrangères et de la non convertibilité de certaines monnaies en monnaies étrangères Les grandes lignes de ce qu'un modèle applicable à ces pays devrait prendre en compte sont ainsi tracées. Azam et Daubrée (1991), émettent la conclusion selon laquelle le taux de change parallèle est une puissante courroie de transmission par laquelle transite la contrebande à travers l'impact de diverses variables sur l'économie, telles la quantité de monnaie, le prix mondial et le prix au producteur de la culture de rente, le prix des biens de consommation importés et les restrictions quantitatives à l'importation (Ogun, 2015 ; Onour, 2017, 2018).. Ainsi pour ces auteurs loin d'être une cause de la contrebande, ils reconnaissent plutôt que les marchés parallèles sont un moyen de facilitation du financement des transactions illégales.

Or longtemps désigné dans bons nombres études empiriques (Amoussouga, 1994 ; McDonald, 1985) comme l'une des principales causes des transactions illégales, ces conclusions viennent remettre en cause le sens du rôle joué par ces déterminants. L'existence de deux prix au même moment pour une même monnaie (taux de change officiel et taux de change parallèle) constitue également un facteur de distorsion pouvant entraîner et /ou intensifier la contrebande (Amoussouga, 1994). Ces facteurs ne définissent pas généralement le mécanisme de fonctionnement des transactions illégales du fait du rôle ambigu joué par ceux-ci dans la coexistence du marché légal et illégal des biens. Par exemple, bon nombre d'auteur considère le marché parallèle de change comme cause des transactions illégales (Amoussouga, 194 ; Boismery, 1996, Dzaka, 2003), d'autres par contre le considère comme seulement un élément de facilitation du commerce illégal, ou un instrument de financement du commerce illégal (Amoussouga, 1994, Bahmani-Oskooee et Goswami, 2003, Golub, 2012a).

L'essentiel du commerce illégal du Bénin se pratique avec le Nigéria, bien que le Bénin et le Nigéria soient des partenaires commerciaux importants, il existe toujours des contraintes majeures aux liens commerciaux formels (différentiels de politiques commerciales). Il est admis que les échanges non enregistrés entre le Bénin et le Nigéria sont susceptibles d'être substantiels et vitaux pour les deux pays. En effet, le Nigéria est le principal partenaire commercial du Bénin avec près de 86% de la valeur des importations illégales, 95% des exportations illégales et 92% des réexportations illégales sur l'ensemble du commerce informel (INSAE, 2010) ; alors qu'il occupe la 9^{ème} place dans le classement officiel. Les fraudes sur factures, à partir des données COMTRADE¹ s'évaluent en moyenne à 23.4 et 51.1 millions de dollars respectivement des flux importation et exportation entre 1998-2015. Les exportations sont plus assujetties aux fraudes

¹ United Nations Commodities Trade Statistics Database (2016)

sur factures que les importations dans les échanges enregistrés du Bénin-Nigéria. Par exemple, sur la même période, les fraudes sur factures représentent en moyenne 238% du commerce légal d'exportations alors que cette proportion n'est évalué qu'à 51% pour le commerce légal d'importation.

Comprendre les causes des transactions illégales est important, étant donné que celles-ci jouent un rôle dominant dans les économies ouest-africaines, en particulier en matière de création d'emplois et de contribution à la formation du revenu.

Cette proposition d'article présente, l'importance et le fonctionnement des fraudes sur facture dans les échanges entre ces deux économies en utilisant la méthodologie des statistiques miroirs à partir des données Comtrade. Malgré les limites de ces estimations officielles, qui sous-estiment le flux du volume commercial échangé entre ces deux nations frontalières, nous utilisons ces statistiques pour montrer l'importance des transactions illégales via les fraudes sur facture malgré la sous-estimation des données. En fait, les statistiques officielles des pays en développement affichent des niveaux de commerce transfrontalier entre les pays voisins très faibles, par exemple les exportations et importations enregistrées au Bénin avec le Nigeria sont très faibles, se situant à environ 5 % du total de ses exportations et importations officielles entre 2000 et 2005 (Golub, 2012). Cette sous-estimation s'explique en premier par la porosité des frontières, l'absence de contrôle de certains points stratégiques qui permettent ainsi le passage des marchandises hors des points de contrôle. Plus clairement, les transactions illégales à travers la contrebande sont plus prisées entre les zones transfrontalières. Normalement la faiblesse des échanges officiellement enregistrés devrait aboutir à une absence ou une faiblesse des transactions illégales via les fraudes sur facture. Le constat est tout autre.

L'importance de ces flux illégaux, nous emmène à vérifier dans le cas du Bénin avec ses échanges avec le Nigéria, les relations causales entre fraudes sur facture et les déterminants par deux approches de l'analyse causale : l'approche VECM ou approche séquentielle de Granger (1988) et l'approche non séquentielle de Toda et Yamamoto (1995). L'utilisation d'un modèle VECM est méthodiquement justifiée par le fait que les modèles VECM autorisent des simulations permettant de saisir les modifications des variables objectifs suite à un choc sur les variables instruments. Alors que l'approche non séquentielle corrige les biais induits dans le VECM à travers les tests préliminaires qui sont de nature non stables (Keho, 2012).

L'objectif de cet article est de faire une analyse de la causalité entre fraudes sur factures le commerce légal et ses déterminants (tarifs douaniers, et prime du marché parallèle de change). Plus spécifiquement, il s'agira (i) d'estimer les fraudes sur factures du commerce entre le Bénin et le Nigéria et (ii) déterminer la causalité entre les fraudes sur factures et ses déterminants. Le reste de cet article est subdivisé en trois 3 sections. La première se charge de décrire le cadre théorique et empirique des transactions illégales. La seconde définit le cadre méthodologique de la relation causale entre fraudes sur facture et leurs déterminants ainsi que le rôle et les effets de ces différentes causes sur ces dernières. Enfin, la troisième section présente les résultats obtenus et les principales recommandations de politique économique.

2. Revue de littérature

2.1.1. Rôle des droits de douane et évasion fiscale

L'étude des fraudes sur factures dans le commerce international a eu un long débat dans la littérature économique. Buehn et Elchler (2011) résume les déterminants microéconomiques des fraudes sur factures et les classifient dans la littérature en deux catégories. La première, développée par Bhagwati et Hansen (1973), analyse les effets sur le bien-être des fraudes sur factures et affirme que le commerce légal et le commerce illégal font face au même prix mondial et que le commerce illégal permet d'éviter le paiement des tarifs. Si les taux des tarifs sont égaux au coût lié aux fraudes sur factures, le commerce légal et illégal pourrait coexister comme c'est le cas dans le monde réel. Dans ce cas, pour ces auteurs, le commerce illégal réduit le revenu du

tarif sans aucune amélioration du bien-être. La seconde catégorie de la littérature, initiée par Pitt(1981), analyse les déterminants des fraudes sur factures.

Ainsi, l'incitation à éviter de payer des taxes en réponse à une pression fiscale accrue a été reconnu depuis les travaux de Bhagwati (1967, 1973) comme principale cause de l'activité illégale. Le niveau de taux d'imposition est liée à la sécurité de la base d'imposition, donc plus grandes sont les taxes, plus grand est le risque pour la base. Selon Gutmann (1977), des impôts plus élevés proviennent de plus en plus de l'économie souterraine, au-delà du la portée du collecteur d'impôts. De même, pour Norton (1987), l'augmentation du taux de de droit de douane reflètent, non seulement les écarts de prix entre pays transfrontaliers, mais aussi induire un niveau important de contrebande dans l'économie. Le signe de la relation entre le niveau du taux d'imposition et le montant des revenus déclarés par le contribuable, cependant, est la question toujours pas résolue de façon satisfaisante. Dans le modèle pionnier de Allingham et Sandmo (1972), la relation entre les taux d'imposition et l'évasion est ambiguë, et dépend de la dérivée troisième de la fonction d'utilité. Ils montrent que pour une maximisation individuelle neutre au risque de l'utilité espérée implique que l'évasion aura tendance à augmenter avec le taux marginal d'imposition, lorsque l'aversion au risque est permise. Cependant, ils concluent qu'aucune hypothèse claire n'émerge quant à la relation entre le taux d'impôt régulier et le revenu déclaré. En résumé de cette analyse, Yitzhaki (1974) montre que le taux d'imposition du modèle de Allingham et Sandmo (1972) a un effet de substitution favorisant l'évasion et un effet décourageant sur le revenu et que l'effet net est incertain.

Bien que l'ambiguïté théorique de la relation entre les taux d'imposition et l'évasion, Bhagwati (1964) lie explicitement les écarts entre les données d'importation de la Turquie et les données d'exportation de ses pays partenaires et suggère que les écarts entre les importations et les exportations correspondantes de ces pays peuvent être expliqués par la sous-évaluation ou une mauvaise classification des importations à la frontière dans le but de réduire les charges tarifaires. Ainsi, l'auteur en analysant les données du commerce de la Turquie et de ses principaux partenaires commerciaux trouve une forte indication pour la sous-facturation des importations dans les équipements de transport et machines et que ces deux catégories de produits disposent des tarifs élevés.

Pour tester les hypothèses théoriques sur les déterminants de falsifications des transactions commerciales, une littérature théorique a émergé en utilisant principalement l'écart du commerce calculé à partir des données de balance des paiements pour mesurer l'étendue des falsifications des transactions commerciales. Les données commerciales des pays africains indiquent que les activités de contrebande à grande échelle varient en fonction de la catégorie de produit (Yeats, 1990). Plus récemment, Fisman et Wei (2004) examinent l'écart des importations de la Chine en provenance de Hong Kong et conclut que la sous-déclaration des valeurs d'importation et les erreurs d'étiquetage des produits les plus taxés sont très répandues que ceux qui sont moins taxés. Egalement, Fisman et Wei (2007) analysent le commerce illicite de biens culturels et trouvent que les falsifications dans ces produits sont fortement corrélées à l'étendue de la corruption dans le pays exportateur, une constatation confirmée par Berger et Nitsch (2008) en utilisant un ensemble étendu de catégories de produits. Farzanegan (2008) applique une approche de multiples indicateurs, multiples causes (MIMIC) pour étudier les déterminants et l'ampleur du commerce illicite en Iran. Il constate que les falsifications des transactions commerciales en Iran varient entre 6 et 25 % du total des échanges de la période 1970-2002. Cependant, pour les PED, il s'avère que ce type de contrebande bien existant est sous-estimé en raison du manque de données des services des douanes (Golub, 2012, Benjamin et Mbaye, 2012).

Ces études empiriques suggèrent que les fraudes en raison de droits de douane élevées ne sont pas spécifiques à quelques pays (Lin, 2015 ; Mitaritonna et al.,2017). Toutefois, étant donné la nature des importations et des données d'exportation, l'hypothèse de déficit commercial (fraude douanière) implique que dans les dans pays avec des tarifs élevés, les commerçants auraient

tendance à sous-évaluer la valeur des importations et à signaler la véritable valeur des exportations au pays d'origine (Epaphra, 2015; Jha et Truong, 2015 ; Nistch, 2017).

2.1.2. Rôle de marché parallèle des devises dans les transactions illégales du commerce

La disparité des tarifs douaniers et les facilitations du commerce ne sont pas les seuls éléments déterminant dans l'évolution de la contrebande. Le facteur qui conditionne cette évolution est aujourd'hui d'ordre monétaire (Igué, 1983, Igué et Soulé, 1992, Azam, 2007, Onour, 2017). Tous les pays à monnaie non convertible se trouvent dans une position désavantageuse par rapport à ceux dont les monnaies ont valeur d'échange hors de leur espace territorial. En effet, Barnett (2003) à partir d'un modèle où contrebande et marché parallèle émergent à cause des restrictions gouvernementales qui empêchent les agents de détenir l'également des devises étrangères. L'auteur attribue les mouvements dans les taux parallèles à une incertitude non fondamentale et trouve des résultats intéressants.

Premièrement, le modèle de Barnett engendre des équilibres avec des primes parallèles positives et négatives, et des corrélations entre le commerce illégal et la prime. Deuxièmement, il suggère de façon inédite que la spéculation sur les devises est à la source de la contrebande, et que cela affecte les activités économiques réelles dans tous les secteurs de l'économie. Le BMP (Prime du marché noir) est alors un déterminant important du volume de commerce illégal. Biswas et Marjit (2007) contribuent également à ce volet de la littérature. En utilisant le concept bien établi de statistiques de partenaires commerciaux, ils trouvent une corrélation positive (négative) entre le BMP et l'exportation (importation) sous-facturée des commerçants illégaux qui vendent (achètent) à partir du taux de change de transactions non déclarées sur le marché noir.

D'un autre côté, sachant que l'inconvertibilité de la monnaie se combine avec les restrictions quantitatives sur les importations, et la taxation, implicite ou explicite, des cultures d'exportation, Azam et Daubrée (1991), se servent d'un modèle macro-économique simplifié pour analyser la détermination du taux de change du marché parallèle dans des économies où des distorsions sont imposées à la fois sur le commerce des biens et sur celui des devises. Ils obtiennent des résultats qui confirment pour l'essentiel que le taux de change parallèle est une puissante courroie de transmission par laquelle transite la contrebande à travers l'impact de diverses variables sur l'économie, telles la quantité de monnaie, le prix mondial et le prix au producteur de la culture de rente, le prix des biens de consommation importés et les restrictions quantitatives à l'importation. Un résultat similaire a été retrouvé par Ogun (2015) en faisant la distinction entre déterminants fondamentaux et déterminants nominaux des fraudes sur factures. Ces conclusions contrastent avec les conclusions de Barnett (2003) et Biswas et Marjit (2007) qui justifiaient de la relation causale unidirectionnelle de la prime du marché noir vers la contrebande. Il se pose alors un problème de la relation causale entre contrebande et prime du marché parallèle de change. Les conséquences de ce phénomène sur la conception de la politique macro-économique ont été étudiées par ailleurs, par Azam et Besley (1989a) et Azam (1991a); Shaar et Baharumshah, (2016) ; Hong et Pak (2017). Un autre résultat important de ces auteurs est que l'élasticité des quantités importées en contrebande par rapport aux variations de prix apparaît très forte, due à la faiblesse de la lutte contre la fraude. Une hausse de la quantité de monnaie provoque la dépréciation de la monnaie locale sur le marché intérieur, comme l'établit la théorie macro-économique usuelle pour n'importe quel taux de change flexible, avec les effets inflationnistes que l'on peut en attendre. Enfin, ils trouvent aussi le résultat structuraliste d'après lequel la compression des importations provoque la hausse des prix des devises et des biens de consommation, et par là, la baisse des prix réels au producteur des cultures de rente. On peut retrouver ainsi la relation croissante entre les importations de biens de consommation et la production des cultures d'exportation, sujet de plusieurs études, réalisées sur divers pays africains, et dont Berthélemy et Morrisson (1989) ont fait la synthèse.

Bahmani-Oskooee et Goswami (2003) montrent par contre que la contrebande induit des écarts de taux de change par rapport à la parité du pouvoir d'achat (PPA); en particulier, une

appréciation du taux de change réel nuit à l'économie (perte la compétitivité de l'économie). Par exemple, c'est le cas du Franc CFA qui est actuellement la monnaie la plus sûre et plus recherchée dans la zone franc, en dépit de la vigueur de l'économie nigériane, comparée à celle de la plupart des Etats membres de l'UEMOA. Les avantages de cette monnaie reposent sur sa libre circulation non seulement à l'intérieur des États de l'UEMOA, mais aussi dans les pays d'Afrique centrale francophone et dans toute l'Europe à travers l'Euro.

En ce qui concerne les taux de change et la convertibilité des monnaies, pour Golub (2012b), les variations de taux de change ne devraient pas en soi beaucoup modifier les prix relatifs des biens importables en provenance d'Asie ou d'Europe au Bénin par rapport au Nigeria, puisque ces prix sont fixés sur le marché international, et un changement du taux de change FCFA /naira devrait se refléter sur les mouvements correspondant des prix en monnaies locales au Bénin et au Nigeria. Elles pourraient cependant affecter la compétitivité des biens produits localement et inciter l'importation à partir de la réexportation des produits en provenance du Bénin. La grande stabilité du FCFA par rapport au naira nigérien joue un rôle important dans le renforcement du Bénin comme plate-forme commerciale régionale. Contrairement au FCFA, arrimé à l'euro et librement convertible en devises, le naira est hautement volatile et sujet à un contrôle de change strict, avec beaucoup de marché noir.

3. Méthodologie de la causalité entre fraudes sur factures et déterminants

3.1. Calcul des fraudes sur factures à partir des « statistiques miroirs »

La technique statistique proposée pour détecter la fraude sur facture est les « statistiques miroir ». En fait, sur la base des statistiques miroirs, nous comparons les importations CAF du pays source aux exportations FOB du pays partenaire pour déduire de la fraude sur facture dans le pays source. Normalement s'il n'y a pas de transactions illégales, cette comparaison ne laisserait paraître aucune disparité mais dans le cas contraire, c'est qu'il y a présomption² de fraudes sur facture. Selon Bhagwati (1967), ce n'est que lorsque ces explications alternatives ont été examinées et rejetées comme inapplicables à l'analyse empirique spécifique et aux grandeurs relatives de la prime sur le marché noir des devises et du tarif d'importation (ou de la subvention à l'exportation) que nous pouvons considérer avoir produit des éléments de preuve «raisonnables» à l'appui de l'hypothèse de la sous-facturation des importations ou de surfacturation des exportations. Et même alors, il est toujours possible de soulever l'objection méthodologique que l'on peut avoir négligé soit une évidence à l'appui des explications alternatives examinées et rejetées, soit plus explicitement une autre explication.

La «preuve» est donc impossible; seule la «plausibilité» peut être obtenue par la méthode si la valeur CAF en moyenne est environ 10% plus élevé que la valeur FOB car il comprend le transport et les coûts d'assurance (FMI, 1993 ; Kar et le Blanc, 2013).

Supposons les Exportations (E) et les importations (M) du pays i et de son partenaire commercial le pays j. on obtient les fraudes sur factures par les équations suivantes :

$$\text{Simports du pays } i = (M_j)/1.1 - E_j$$

$$\text{Sexports du pays } j = E_i - (M_j)/1.1$$

3.2. Test de causalité: l'approche séquentielle et l'approche non séquentielle

² Présomption, parce qu'on ne peut directement déduire de la fraude sur facture car il existe d'autres causes aux divergences des données telles que : la mauvaise affectation des produits, la mauvaise conversion entre les devises, la forte différenciation des produits développée ces dernières années, les coûts d'assurance et de transports contenus dans les frais d'importations etc...

Il existe deux types de procédures de test de causalité au sens de Granger : les procédures séquentielles (Granger, 1988) et les procédures non séquentielles (Toda et Yamamoto, 1995). Les procédures de tests séquentielles imposent l'obligation d'étudier de manière précise la stationnarité et la cointégration avant d'appliquer le test de causalité. Lorsque les variables sont effectivement cointégrées, l'analyse de la causalité se fait sur un modèle à correction d'erreurs. Cependant cette approche souffre de plusieurs insuffisances, dont les principales relèvent de biais qui peuvent être introduits dans l'analyse par l'intermédiaire des tests préliminaires. D'une part, on sait que la puissance des tests de racine unitaire est faible pour des petits échantillons et rien n'indique que l'on élimine totalement les biais au niveau de ces tests par une combinaison de tests de racine unitaire (Dejong et al. 1992). D'autre part, la distribution asymptotique de la statistique de la trace pour le test de cointégration s'écarte de la vraie distribution dans le cas d'échantillons de tailles réduites (Boswijk et Franses, 1992 ; Cheung et Lai, 1993 ; Toda, 1995). Le test de cointégration de Johansen sur échantillon réduit est très sensible au choix d'un certain nombre de paramètres de nuisance. Il s'agit notamment du nombre de retards et de la présence ou non de tendances déterministes dans l'espace de cointégration et dans le VAR. Le risque d'une sous paramétrisation du VAR sous-jacent à la procédure de test et la perte de degrés de liberté introduisent des distorsions de niveau qui affaiblissent l'efficacité du test de cointégration en dimension finie. Il en résulte un risque de biais supplémentaire qui s'ajoute à celui des tests de racine unitaire et qui rend moins incertains les résultats de l'inférence causale (Toda et Yamamoto, 1995; Zapata et Rambaldi, 1997, Leshoro, 2017). C'est à la lumière de ces incertitudes que la validité des résultats d'études empiriques utilisant l'approche séquentielle de la causalité de Granger peut être questionnée.

Selon le raisonnement de Toda et Yamamoto (1995), ce qui importe fondamentalement pour l'économiste n'est pas de savoir si les variables sont intégrées voire cointégrées, mais de tester des restrictions matérialisant des hypothèses théoriques. En suivant ce raisonnement, on entrevoit que les procédures de tests de causalité peuvent s'abstraire des tests préliminaires de cointégration. Les procédures non séquentielles consistent à effectuer des estimations corrigées de VAR pour tenir compte d'éventuelles relations de cointégration, sans pour autant étudier explicitement cette cointégration. Ce faisant, ces techniques permettent, en un unique test, de valider l'existence d'une causalité globalement sur le court et le long terme. L'approche du test de causalité proposée par Toda et Yamamoto (1995) permet d'étudier la causalité dans un système de variables non stationnaires éventuellement cointégrées. Le modèle à partir duquel se fait l'inférence causale est un modèle VAR impliquant les variables en niveau³. La nécessité d'étudier la cointégration est outrepassée via une surparamétrisation non optimale du VAR⁴.

³ La procédure du test de causalité de Toda et Yamamoto procède en quatre étapes. Il s'agit de déterminer dans une première étape l'ordre d'intégration maximal (max d) des variables. Cette étape est réalisée en utilisant les tests de stationnarité. La seconde étape consiste à déterminer le nombre de retards optimal (k) du processus VAR en niveau. A ce niveau on peut utiliser les critères d'information. La troisième étape consiste à estimer un VAR en niveau d'ordre $k' = k + d_{\max}$. Si les séries sont stationnaires, aucun retard additionnel n'est introduit dans le VAR et la procédure de test suit l'approche standard. En revanche, si les séries sont intégrées d'ordre un, alors un seul retard supplémentaire est introduit dans le modèle. Dans la quatrième étape, on réalise sur le modèle augmenté des tests de restrictions uniquement sur les k premiers coefficients ; les max d derniers coefficients, en réalité nuls, sont une surparamétrisation volontaire qui sert à incorporer dans le VAR la dimension potentiellement cointégrée des séries. Les restrictions sont testées à l'aide de la statistique de Wald qui suit asymptotiquement une distribution du chi-deux dont le nombre de degrés de liberté est égal au nombre de coefficients contraints. La procédure de test est robuste même si les variables sont intégrées d'ordres différents. L'unique condition reste toutefois que l'ordre maximal d'intégration des variables n'excède pas l'ordre AR du VAR. Nous adoptons les deux procédures dans notre travail.

⁴ Nombreux travaux portant sur la causalité de long terme entre le commerce et plusieurs thématiques de recherche comme le tourisme, la productivité, la consommation d'énergie, les IDE, le développement financier, ont confirmé

3.3.Choix des variables et spécifications des modèles VECM

L'analyse de la causalité entre les fraudes sur factures et leurs déterminants fait appel à plusieurs variables dont nous retenons sept compte tenu de la contrainte de l'existence de données fiables. Parmi ces variables par flux commercial (importation et exportation), quatre sont des variables d'intérêts (fraudes sur factures, le commerce légal, tarifs douaniers et la prime du marché parallèle de change) et trois des variables de contrôle (PIBh, Répression et l'ouverture commerciale).

Fraudes sur factures (S) : est la variable de base du modèle. Comme développé ci-dessus la facturation truquée est mise en œuvre dans le commerce légal c'est-à-dire commerce enregistré. De ce fait, le niveau de contrebande n'est pas obtenu à partir de la disparité des prix comme préconisé dans le modèle de Pitt (1981), mais plutôt à partir des statistiques miroirs. En effet, les exportations du Bénin vers son partenaire commercial le Nigéria représentent les importations de ceux-ci venant du Bénin. En comparant ces valeurs, normalement elles doivent être égales à 10% près de la valeur des importations représentant les frais d'assurance et fret incorporés dans celles-ci. S'il y a donc un écart supérieur à 10%, on fait l'hypothèse qu'il s'agit de fraudes sur factures où le commerçant utilise le commerce légal pour camoufler le commerce illégal. Si cet écart est positif on parle de surfacturation des exportations/importations et s'il est négatif, on parle de sous-facturation des exportations/importations. On note (Sexport), les exportations illégales et (legalexport) les exportations légales. On note (Simports) les importations illégales et (legalimport) les importations légales.

Tarif douanier : Face à des taxes commerciales élevées ou à des restrictions, les commerçants ont souvent recours à des moyens illégaux pour faire du commerce, telles que la contrebande et les fraudes sur facture des exportations et importations. Nous définissons le tarif douanier comme taxe à l'exportation (TE) lorsqu'il s'agit du flux des exportations et droits de douane sur l'importation (DD) lorsqu'il s'agit des flux d'importations. Outre le signe positif du tarif douanier sur la facturation truquée, nous attendons par contre un signe négatif de cette variable sur le commerce. Plus le tarif douanier est élevé plus le commerce légal se réduire au profit de l'illégal.

Prime du Marché parallèle des devises (BMP) : A partir d'un modèle détaillé, Macedo (1987) construit une relation entre les taxes sur le commerce, la contrebande et le marché noir des devises. Le comportement des importateurs et exportateurs, et leur choix entre le commerce légal et la contrebande est la base de cette analyse. Ainsi, le montant des exportations sous facturées augmentera à mesure que le taux de taxe à l'exportation et la BMP augmenteront. Par conséquent, nous nous attendons également à un effet positif de cette variable sur le commerce de contrebande. La prime est mesurée comme la différence entre le taux de change effectif réel et le taux de change du marché noir. Nous complétons l'analyse avec les variables exogènes telles que le niveau de répression, le PIB par habitant, et l'ouverture commerciale.

3.4.Source des données et outils d'analyse

Pour nos estimations, nous avons utilisé des séries chronologiques de données secondaires sur les agrégats macroéconomiques du Bénin et des agrégats liés au commerce de son principal partenaire commercial. Il s'agit : des exportations du Bénin vers le Nigéria, des exportations du Nigéria vers le Bénin, des importations du Bénin en provenance du Nigéria, des importations du Nigéria en provenance du Bénin, de la taxe à l'exportation, du tarif à l'importation, du taux de change officiel, du taux de change parallèle, des dépenses militaires, du PIB par habitant, et enfin de l'ouverture commerciale. D'autres variables ont été calculées ou approximées par les méthodes suggérées par la littérature et évoquées plus loin. Il s'agit, entre autres, la facturation truquée (Sous ou sur- facturation des exportations et des importations) et la prime du marché noir

que l'approche Toda et Yamamoto offre de meilleurs résultats (Shan et Wilson, 2001 ; Farhani et al. 2014 ; Demirtas et Aydemir, 2014 ; Leshoro, 2017, Abinaya et al. 2016 ; Tanna et al. 2017 ; Topcu et Payne, 2018).

de devises. Les données en montants sont exprimées en Franc CFA, et les données réelles ou en prix constant, sont au prix de 1986 (en raison de la série dont nous disposons sur le déflateur). Nos données sont donc collectées ou calculées pour l'ensemble des variables sur la période 1998-2016. Elles proviennent des bases de données de la Banque Mondiale, de COMTRADE, et des bases de données et documents de statistiques du pays (INSAE, DGAE). La période pour laquelle les données sont disponibles étant relativement courte, la trimestrialisation des données annuelles est menée afin d'accroître le nombre d'observation. Nous recourons dans ce cadre à la formule utilisée par Goldstein et Khan (1976). Les différents outils mobilisés dans le cadre de l'analyse visent à établir aussi précisément que possible les conditions de validité des méthodes d'estimation de nos modèles à partir des logiciels STATA et EVIEWS et du tableur Excel.

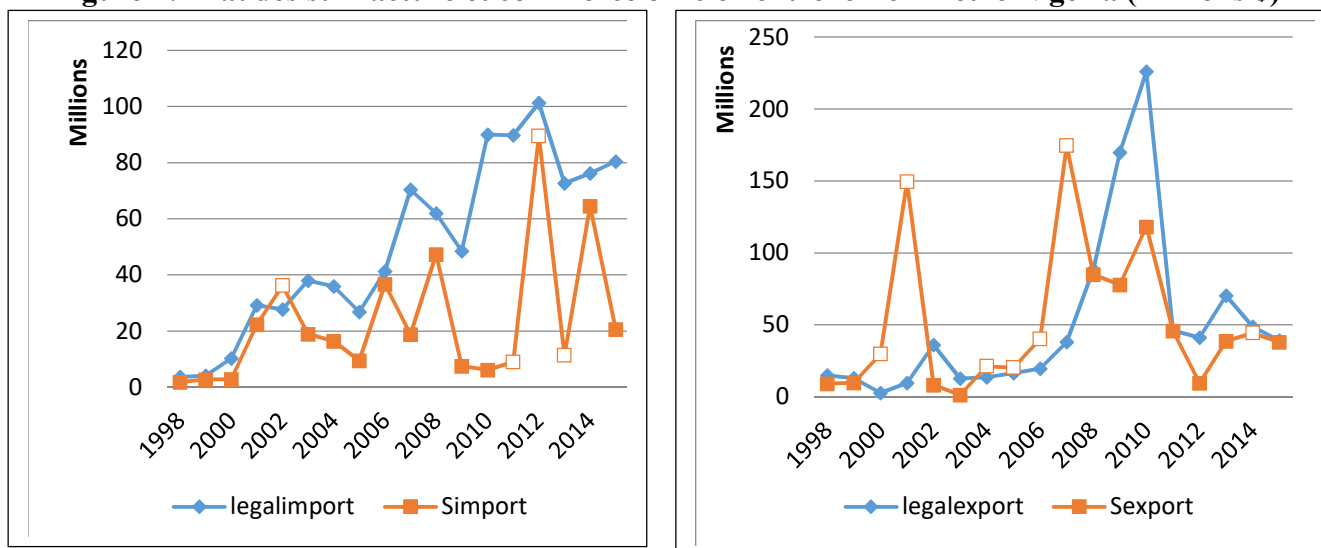
4. Résultats et Estimations des modèles VECM : analyse des causalités

Nous avons dans un premier temps, procédé à l'évaluation des fraudes sur factures par les statistiques miroirs.

4.1. Commerce légal et fraudes sur facture entre le Bénin et le Nigéria

Les statistiques miroirs révèlent des divergences dans le commerce transfrontalier du Bénin avec le Nigéria. La figure 1 montre l'évolution des fraudes sur facture dans le commerce transfrontalier entre le Bénin et le Nigéria par rapport au commerce légal. De façon générale, le commerce légal domine les flux transactions illégales sur la période 1998-2015. Ce constat est d'autant plus vrai pour les flux d'importation car de 2004-2007, le montant des fraudes sur factures des exportations excède le commerce légal d'exportation. Les fraudes sur factures dans les flux d'importations varient de 1,8 - 20 millions de \$ sur la période 1998-2015, soit une hausse de 1051,3%, avec un pic établi à près de 90 millions de \$ en 2012. Alors que celles des flux d'exportations passent de 9 à 38 millions de \$ entre 1998 et 2015 soit une hausse de 318,0 % en 18 ans. Ces évolutions à la hausse abondent dans le même sens que celles de Jha et Truong (2015) dans l'estimation des fraudes sur factures dans le commerce de l'Inde et ses partenaires.

Figure 1: Fraudes sur facture et commerce officiel entre le Bénin et le Nigéria (millions \$)



Source : Données Comtrade, 2016

Les écarts de divergences affichent une tendance erratique pour les flux du commerce et restent largement en-dessous du commerce légal surtout pour les flux d'importation. Cela contraste avec les données du commerce non enregistré où ce sont les importations qui sont le plus enclins aux transactions illégales. En moyenne les exportations illégales s'élèvent à 51,1 millions de \$ entre 1998-2015 alors que la moyenne des importations illégales s'élève à seulement 23,4 millions \$ sur la même période soit 0,5 fois la moyenne des exportations. Le type de facturation truquée le

plus fréquent est la surfacturation aussi bien des importations que des exportations. Cependant des sous facturations sont détectés pour certaines années. Les points non colorés sur la figure 2 montre les années de sous facturation. Les flux d'exportation enregistrent le plus de sousfacturation sur 7 années des 18 que compte la période considérée : il s'agit des années 2000, 2004-2007, 2012 et 2014. Alors que les analyses de la littérature économique sur les fraudes sur factures suggèrent que l'on observe des sous facturations des importations et des sur facturations des exportations avec pour arguments d'éviter le paiement des droits de douane dans le premier cas et de bénéficier des subventions dans le deuxième cas (Bhagwati, 1967).

Cependant, les statistiques du Bénin contrastent avec la plus part des prédictions de la littérature. Elles montrent sur la période considérée, des sous et sur facturations aussi bien des importations que des exportations. Ce qui démontre que les transactions illégales entre le Bénin et le Nigéria ne découlent pas seulement des effets des restrictions quantitatives comme les tarifs, mais il est important de prendre en compte les effets de la prime du marché noir de change résultant entre les monnaies locales du Bénin et du Nigéria (FCFA et Naira). L'une en change fixe et l'autre en change flexible. Donc face aux problèmes de contrôle de change, qui empêche les nigériens de détenir de la monnaie librement, les manœuvres de sur facturations des importations et de sous facturations des exportations permettent aux commerçants béninois en connivence avec les commerçants nigériens de financer le marché parallèle de change qui sous-évalue constamment le taux FCFA/Naira. Ce faisant l'existence de marché parallèle de change rend lucratif le commerce illégal même après paiement des droits de douane (Golub, 2012b).

Ce constat rejoint les analyses de Bhagwati, (1981), qui ressort les implications du marché parallèle de change dans les fraudes sur facture en termes de demandes ou d'offre du change parallèle. L'auteur démontre que, le marché illégal des changes est alimenté par des fournitures provenant de la surfacturation des importations, de la sous-facturation des exportations, les envois de fonds détournés, les dépenses de touristes étrangers et la fuite de capitaux à l'étranger. Les demandes de change sur le marché noir par contre proviennent de la sous-facturation des importations, la surfacturation des exportations, des dépenses touristiques, les transferts de capitaux et les envois des fonds à l'étranger. La fuite des capitaux étrangers est canalisée par la surfacturation des exportations et toutes les demandes illégales répondent inversement aux changements de la prime sur le marché noir. Les échanges commerciaux et tous les approvisionnements illégaux répondent directement à des changements.

Tableau 1: Part des fraudes sur facture dans le commerce du Bénin avec le Nigéria

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015
Part des importations illégales(%)	50%	46%	35%	89%	27%	76%	15%	7%	10%	88%	16%	85%	26%
Part des exportations illégales(%)	11%	156%	123%	206%	458%	96%	46%	52%	99%	23%	55%	91%	97%

Source : Auteurs, à partir des données COMTRADE (2016)

Cependant, la part des fraudes sur facture dans le commerce du Bénin avec le Nigéria est non négligeable. Cette part varie de 50% à 26% et de 11% à 96.8% respectivement pour les importations et les exportations. Pour ces derniers types de flux, les montants des sous-facturations ont même excédé de loin les exportations officielles sur la période 2004-2007 (Voir Tableau 1). Ces résultats corroborent ceux de Kar et Spenjers (2014) qui estimaient à 77% la part des fraudes sur factures dans le total des flux sortants. La sous-facturation est généralement exécutée pour éviter de payer les taxes. Effectivement cette période correspond à la période à laquelle, les autorités ont mis en œuvre un réarmement commercial au Nigéria conduisant à réduire les importations de produits venus d'outre-mer. Ainsi, on peut relier cette tendance

erratique des transactions illégales à la politique commerciale du Nigéria qui passe de forts taux de droit de douane sur de nombreux produits qui ont en général pour seul dénominateur commun d'éviter la concurrence à la production locale ; à l'interdiction pure et nette de certains produits et à l'existence de marché parallèle de change. Sur ces deux dernières décennies les taux de droits de douane au Nigéria ont variés entre 20% et 100% voire l'interdiction.

4.2.Résultats d'estimation

4.2.1. Test de stationnarité

La vérification de la stationnarité des séries, passe par la pratique des tests de stationnarité ou de racine unitaire (Unit Root Test). Les tests de stationnarité les plus utilisés sont le tests de Dickey-Fuller augmenté (ADF,1981), le test de Phillips-Perron (PP, 1988) et le test de Kwiatkowski, Philips, Schmidt et Shin (KPSS, 1992). Les hypothèses nulles des tests ADF et PP sont celles de la non stationnarité tandis que celle de KPSS est l'hypothèse de stationnarité. Les résultats des différents tests sont synthétisés dans le tableau 5 en annexe. Les résultats des tests indiquent que les séries ne sont pas stationnaires en niveau au seuil de 5%. Les tests effectués sur les séries différenciées conduisent à des résultats concordants : toutes les séries en différence première sont stationnaires. En définitive, nous retenons que les séries sont intégrées d'ordre 1.

4.2.2. Détermination du nombre de retards du VAR en niveau

La première étape importante de la procédure du test de cointégration de Johansen est la recherche du nombre de retards optimal. Le choix du nombre de retards est très important puisqu'il peut affecter sensiblement les résultats des tests du rapport de vraisemblance pour la cointégration. Si le nombre de retards est insuffisant, le modèle peut retenir de l'autocorrélation au sein de son terme résiduel. Si, à l'inverse, l'ordre du modèle est trop grand, les tests tendent à surestimer le nombre de relations de cointégration (Keho, 2012). Le nombre de retards est déterminé à partir des critères d'information de Akaike, Schwarz et Hannan-Quinn ainsi que des critères FPE et LR. Le critère AIC est minimum lorsque l'on prend quatre et cinq retards, tandis que ceux de Schwarz et Hannan-Quinn le sont à un retard (cf. tableau 6 e annexe). Pour choisir entre les retards, un autre procédé a été utilisé : celui de la préférence empirique. Il s'agit de déterminer le nombre de retards en comparant les caractéristiques et propriétés statistiques de plusieurs modèles se différenciant uniquement par le nombre de retards. L'une des caractéristiques des modèles à correction d'erreurs est que les coefficients de la relation de long terme ne sont pas sujets à fluctuations en fonction du nombre de retards choisi. Le nombre de retards optimal est par conséquent celui qui permet aux coefficients de la relation de long terme de se stabiliser et qui préserve la qualité générale du modèle. L'application de ce procédé le critère de Schwarz est le plus stable. Le choix du retard est donc basé sur ce critère. Les retards retenus sont spécifique à chaque équation du VAR ou selon que le VAR soit bivarié ou multivarié. Ainsi pour les deux modèles, le nombre de retard qui minimise les critères sont consignés dans le tableau 6 à l'annexe.

4.2.3. Tests de cointégration de Johansen et de restrictions

Après avoir déterminé le nombre de retard pour chaque équation, nous testons le nombre de relations de cointégration existant entre les variables. Les résultats du test de cointégration sont synthétisés dans le tableau 4. Le test se déroule de manière séquentielle. Nous testons d'abord l'hypothèse suivant laquelle il n'existe aucune relation de cointégration entre les variables. A cet égard, les résultats du test de cointégration de Johansen révèlent que pour la relation entre les fraudes surfactures d'importations, les importations légales, la prime du marché noir de change et les droits de douanes, l'hypothèse ($r=0$) c'est-à-dire qu'il n'existe aucune relation entre ces variables est à rejeter.

Pour cette hypothèse, la statistique de la trace reporte des valeurs de 45.87, 33.18, 16.10 et 73.97 supérieures aux valeurs critiques de 12.32 ; 12.32 ; 12.32 et 40.17 au seuil de 5 % respectivement pour chacune des équations du modèle d'importation. De même, on peut rejeter l'hypothèse d'au plus une relation de cointégration ($r \leq 1$). En effet, la statistique de la trace reporte pour les différentes équations des valeurs de 20.00 ; 8.53 ; 5.03 et 28.28, supérieures à celles de la valeur critique de 4.12 ; 4.12 ; 4.12 et 24.10 au seuil de 5 %. Ces résultats conduisent à retenir pour ces variables l'hypothèse de l'existence d'au moins une seule relation de cointégration pour les équations 1a, 2a et 3a et d'au plus deux relations de cointégration pour l'équation 4a du modèle. Les résultats du test de cointégration de Johansen révèlent que pour la relation entre la fraude sur facture des exportations, l'exportation légale, la prime du marché noir et la taxe à l'exportation, les hypothèses de ($r = 0$) et ($r \leq 1$) c'est-à-dire qu'il n'existe aucune relation d'une part et d'au plus une relation de cointégration d'autre part, entre ces variables sont à rejeter pour les équations bivariées du modèle d'exportation (équation 1b, 2b, 3b). On conclut, qu'il existe au moins une seule relation de cointégration pour les équations 1b, 2b et 3b. Cependant, pour l'équation 4b on peut rejeter l'hypothèse d'au moins trois relations de cointégration ($r \leq 2$ et $r \leq 3$). En effet, la statistique de la trace reporte 5.34 supérieure à la valeur critique de 4.12 au seuil de 5%. Il existe alors pour cette équation au moins 3 relations de cointégration.

Une fois déterminé le rang de cointégration, des tests systématiques du ratio de vraisemblance sont effectués afin d'appréhender plus précisément la structure de l'espace cointégrant et celle de l'espace d'ajustement. Nous procédons à des tests d'exclusion à long terme sur chaque variable (voir Johansen et Juselius, 1990). Le test d'exclusion est basé sur la statistique du ratio de vraisemblance et suit une distribution du $\chi^2(r)$, où le nombre de degrés de liberté r est le nombre de vecteurs de cointégration. Les résultats des tests du ratio de vraisemblance (Tableau 8) indiquent que les sept variables ne peuvent être exclues de leur espace de cointégration dans toutes les équations considérées. Ces tests conduisent à accepter l'écriture du modèle sous la forme à correction d'erreurs avec une constante non contrainte dans le court terme et un trend linéaire présent dans la relation de long terme. Dès lors, la spécification du modèle est entièrement déterminée. Qui plus est, la normalisation retenue suffit à identifier les paramètres de la relation de cointégration. Les résultats sont consignés dans le tableau 7 en annexe.

Le modèle sur lequel s'appuie la procédure de Johansen repose sur un certain nombre d'hypothèses spécifiant que les termes d'erreurs suivent des processus de bruits blancs gaussiens, de moyenne nulle et de variance constante. Il convient donc de réaliser des tests diagnostiques sur les résidus. Ces tests constituent un moyen de détecter la défaillance éventuelle de certaines hypothèses posées lors de l'estimation du modèle. Les résultats des tests montrent que la spécification adoptée est globalement satisfaisante pour toutes équations (Tableau 8 en annexe).

4.2.4. Détermination des liens de causalité

Pour isoler la cause ou non des variables l'une sur l'autre, nous avons défini des équations de VAR qui prennent en compte les transactions illégales et leurs déterminants. Pour chaque flux de commerce 4 équations ont été définies donc au total, nous faisons 8 régressions de relation de causalité au sens de Granger. La décision concernant des relations de causalité unidirectionnelle, bidirectionnelle ou non causalité est basée sur la statistique de Wald du test de nullité simultanée des coefficients associés aux retards de la variable dépendante. Le tableau en annexe 1 donne les résultats des estimations. Les estimations pour tous les tests ont été réalisées chaque fois avec les valeurs linéarisées des variables PIB, Répressions OPEN et EDU comme variables exogènes. Toutes les équations, révèlent de meilleurs résultats quand ces variables sont introduites. La plupart des réactions des variables les unes aux autres se réalisent au bout d'un trimestre. La qualité économétrique des modèles est donnée par le test d'autocorrélation des erreurs du Multiplicateur de Lagrange dont les résultats sont consignés en annexe. Il en ressort que les erreurs sont non autocorrélées pour l'ensemble des équations pour un retard maximum de 5 trimestres.

Les résultats des tests sont synthétisés dans le tableau 3. Pour le modèle des flux d'importations, l'approche séquentielle indique une absence de causalité dans le court terme entre les variables importations illégales et importations légales (équation 1a). Toutefois, à long terme, il existe une causalité bidirectionnelle entre ces deux variables à des seuils de risques différents. Les importations légales causent les importations illégales au seuil de 1% alors que les importations illégales ne causent les importations légales qu'au seuil de 10%. En suivant l'approche de Toda et Yamamoto, il ressort que les importations illégales sont causées par les importations légales globalement à court et long terme. En revanche, les importations illégales ne causent pas ces dernières. Finalement, les deux approches nous conduisent au même résultat : l'exogénéité forte de la variable importations légales.

Les estimations de l'équation 2a, révèle que l'approche séquentielle indique une causalité dans le court terme entre les variables importations illégales et la prime du marché parallèle de change au seuil de 10% allant de la dernière à la première. Cependant, à long terme, cette causalité est bidirectionnelle entre ces deux variables au seuil de risque de 1%. En suivant l'approche non séquentielle de Toda et Yamamoto, il ressort que les importations illégales sont causées par la prime du marché noir de change globalement à court et long terme au seuil de risque de 5%. Les résultats de ces deux approches portent à considérer la prime du marché noir comme exogène.

Quant à l'équation 3a, les deux approches reportent une absence de causalité entre les variables importations illégales et droit de douanes. Cependant, à partir de l'approche non séquentielle, l'équation 4a montre que cette causalité existe au seuil de risque de 5% allant des droits de douanes vers les importations illégales. Egalement, l'équation 4a, semble bien confirmer l'exogénéité de la variable importations légales, mais l'exogénéité de la prime du marché noir est remise en cause car selon les deux approches, la relation causale part des importations illégales vers la prime au seuil de risque de 10%. Il existe une causalité à long terme pour seulement la relation où *Simport* est variable dépendante.

Pour le modèle B des flux d'exportations (tableau 4), les équations 1b, 2b et 3b révèlent une absence de relation causale entre les variables à court terme. A long terme, l'équation 3b, montre une relation causale entre les exportations illégales et la taxe à l'exportation. Cette relation en lien avec la littérature existante est robuste et confirmer dans l'équation 4b à court terme et selon l'approche non séquentielle, allant de la taxe vers l'exportation illégale au seuil de risque de 1%. Aussi, l'approche non séquentielle de l'équation 2b révèle une causalité unidirectionnelle entre les variables *Sexport* et *BMP*, allant de *BMP* vers *Sexport* au seuil de risque de 10%. De ces résultats, nous pouvons conclure, de l'exogénéité des variables *legalexport*, *taxe* et *BMP* par rapport à la variable *Sexport*.

4.3. Implications économiques

L'analyse économique qui découle des relations de causalité définies ci-dessus rejoint pour l'ensemble, la littérature économique. En effet la relation unidirectionnelle entre les importations illégales et les importations légales se justifient aisément dans le cas où les importations légales causent les importations illégales puis que les importations légales servent de camouflages aux premières. Selon Pitt (1981) et Lovely (1988), des niveaux de plus en plus importants de fraudes sur facture passent par le commerce légal, et plus les fraudes sur facture sont élevées, plus il faut un niveau de commerce légal afférent afin de passer les contrôles en minimisant les risques d'être appréhender. Les importations ou les exportations légales causent les importations ou exportations illégales, du fait que des flux importants de commerce légal peuvent susciter à des transactions illégales. On peut déduire de cette causalité, que les importations légales sont une cause forte des importations illégales (Nitsch, 2017).

Les résultats d'estimation démontrent la relation causale complexe entre les primes du marché noir et les importations illégales longtemps discutée dans la littérature. La causalité allant de la

prime du marché parallèle de change vers les importations illégales vient confirmer de nombreux travaux incluant comme déterminant de la transaction illégale, la BMP (Amoussouga, 1984 ; Boismery, 1996, Dzaka, 2003; Farzanegan, 2008). Cependant, la relation causale allant des importations illégales vers la prime du marché noir, rejoint les analyses d'Amoussouga (1994), de Bahmani-Oskooee et Goswami, 2003 et Golub, 2012, qui soutiennent que le marché parallèle ne saurait être une cause de transactions illégales mais qu'il est plutôt un canal de facilitation ou d'intensification de ce commerce. Pour les flux d'exportation, cette relation n'est pas complexe mais unidirectionnelle et part de la prime aux exportations illégales, ce qui confirme une partie de la littérature précitée.

Les résultats confirment le rôle des droits de douane et les taxes cités comme principales causes dans la littérature (Bhagwati et Hansen, 1973 ; Bhagwati et Srinivasan, 1974). En effet, les tarifs élevés poussent les individus à éviter la pratique du commerce légal. Dans cette optique, la relation de causalité allant des importations/exportations légales vers les droits de douane/taxe est réaliste en ce sens que ces droits de douane et taxes sont appliqués sur le commerce officiel. La double causalité entre les variables tarifs (DD et TE) et prime du marché noir de change fait ressortir une relation complexe et indirecte. Des résultats précédents, si les droits de douane causent les importations illégales et que les importations illégales causent à leur tour la prime de marché noir provenant de la sousfacturation de celles-ci, alors la relation causale partant des droits de douanes à la prime du marché noir de change est transitive. La causalité donne une indication sur la direction de la causalité statistique entre deux variables, mais ne fournit pas d'indication sur la force relative de la causalité (Keho, 2012). Il convient donc de la compléter par une analyse impulsionnelle et une décomposition des variances, afin de fournir des indications quantitatives précises quant aux sens des causalités.

Conclusion

L'objectif de ce papier était de déterminer le sens du lien de causalité qui conditionne les fraudes sur factures à leurs déterminants à partir du mécanisme de fonctionnement des transactions illégales. Pour atteindre cet objectif, nous avons essayé d'expliquer le mécanisme de fonctionnement des transactions illégales à partir de la méthodologie VECM qui nous a permis de faire une identification des différentes relations causales. L'analyse causale a été faite par deux approches complémentaires : l'approche séquentielle de Granger et l'approche non séquentielle de Toda et Yamamoto (1995). Afin de spécifier les éléments de résultats obtenus nous avons pris soins de désagréger le commerce transfrontalier entre le Bénin et le Nigéria en commerce d'importation et en commerce d'exportation.

En moyenne les exportations illégales s'élèvent à 51,1 millions de \$ entre 1998-2015 alors que la moyenne des importations illégales s'élève à seulement 23,4 millions \$ sur la même période soit 2 fois la moyenne des exportations légales. De nos résultats d'estimation, les deux approches utilisées conduisent généralement au même résultat : les tarifs douaniers (droits de douane et taxes), le commerce légal et la prime du marché parallèle de change sont des causes exogènes des transactions illégales du commerce entre le Bénin et le Nigéria. Néanmoins, si ce résultat est vrai pour les flux d'exportations, nous nous devons d'apporter quelques nuances par rapport au résultat des flux d'importations. En effet, nous trouvons une causalité allant des importations illégales vers la prime du marché parallèle, ce qui permet de déduire d'un certain niveau d'endogénéité de cette variable. La relation causale complexe entre les primes du marché noir et les importations illégales vient confirmer de nombreux travaux incluant comme déterminant de la transaction illégale, la BMP (Bhagwati, 1981 ; Pitt, 1981 ; Farzanegan, 2008) et ceux qui identifient les importations illégales comme cause de la prime du marché noir (Amoussouga, 1994).

Ces principaux résultats appellent à quelques recommandations de politiques. Comme dans d'autres domaines du commerce informel, la réduction des transactions illégales exige des réformes de politiques couplées à la mise en œuvre d'institutions fortes, qui dissuadent la prolifération de ces comportements opportunistes. Il s'agira essentiellement pour le gouvernement

béninois dans un premier temps, partant du fait qu'une partie des fraudes sur facture est due au manque de compétence et/ou de moyens de travail adéquats des agents de douane, d'investir dans la mise à disposition des moyens logistiques et dans la formation des agents pour permettre la détection de ces fraudes sur facture. Dans un second temps, aller vers une harmonisation tarifaire, tout en instaurant des niveaux de tarifs optima. Mise en place de politiques allant vers la création d'une monnaie unique pourrait réduire l'ampleur de ces transactions.

Tableau 3 : Résultats des tests de causalité de Granger du modèle A de fraudes sur factures d'importations

VARIABLES DEPENDANTES														
VARIABLES CAUSALES	Lsimport	Llegalimport	Lbmp	Ldd	Lsimport	Llegalimport	Lbmp	Ldd	Lsimport	Llegalimport	Lbmp	Ldd		
	Causalité séquentielle Court terme $\chi^2(1)$				Causalité séquentielle de Long Terme				Causalité non séquentielle $\chi^2(3)$					
Equation 1a														
Lsimport		0.123 (0.725)										5.624 (0.131)		
Llegalimport	0.819 (0.365)				-0.648*** (0.000)							11.269** (0.010)		
Equation 2a														
Lsimport			3.564* (0.059)				-0.18*** (0.000)					5.499 (0.136)		
Lbmp	0.517 (0.472)				-0.265*** (0.004)							8.753** (0.032)		
Equation 3a														
Lsimport				0.602 (0.437)				0.003 (0.439)				0.163 (0.983)		
Ldd	1.222 (0.268)				-0.049 (0.227)							3.472 (0.324)		
Equation 4a														
Lsimport		0.205 (0.650)	3.748* (0.052)	0.241 (0.623)			-0.036 (0.107)					5.704 (0.222)	7.795* (0.099)	4.290 (0.368)
Llegalimport	0.960 (0.327)		0.279 (0.596)	4.394** (0.036)	-0.679*** (0.000)			-0.085 (0.265)				21.505*** (0.000)	8.180* (0.085)	3.253 (0.516)
Lbmp	0.515 (0.472)	0.003 (0.956)		1.156 (0.282)	1.773 (0.000)	0.069 (0.316)			0.046 (0.004)	4.416 (0.352)		7.785* (0.099)		12.5** (0.013)
Ldd	1.297 (0.254)	0.009 (0.923)		10.279*** (0.001)					-0.259 (0.265)	-0.006 (0.206)		9.833** (0.043)	0.439 (0.974)	16.420*** (0.002)

Notes: *, ** et *** indiquent une significativité aux seuils de 10%, 5 % et 1 %. Les statistiques reportées sont les Chi-deux. Les nombres entre parenthèses se réfèrent aux *p-values*. Les nombres figurant dans la colonne de causalité de long terme se réfèrent aux coefficients du terme de rappel dérivé de la méthode de Johanssen.

Source : Calcul de l'auteure

Tableau 4: Résultats des tests de causalité de Granger du modèle B de fraudes sur factures d'exportations

VARIABLES DEPENDANTES													
Variables CAUSALES	Lsexport	Llegallexport	Lbmp	Lte	Lsexport	Llegallexport	Lbmp	Lte	Lsexport	Llegallexport	Lbmp	Lte	
	Causalité séquentielle Court terme $\chi^2(1)$				Causalité séquentielle de Long Terme				Causalité non séquentielle $\chi^2(3)$				
Equation 1b													
Lsexport		2.107 (0.146)				0.236 (0.000)				5.316 (0.150)			
Llegallexport	0.587 (0.443)				-0.001 (0.979)				0.238 (0.971)				
Equation 2b													
Lsexport			0.269 (0.603)				0.122 (0.001)				4.690 (0.195)		
Lbmp	1.280 (0.257)				-0.033 (0.507)				7.279* (0.063)				
Equation 3b													
Lsexport				0.088 (0.766)				0.004 (0.026)				0.319 (0.956)	
Lte	2.474 (0.115)					-0.09*** (0.001)			6.187 (0.102)				
Equation 4b													
Lsexport		1.477 (0.224)	0.123 (0.725)	0.007 (0.930)		0.222 (0.038)	-0.019 (0.804)	-0.005 (0.303)		2.145 (0.828)	4.928 (0.424)	4.160 (0.526)	
Llegallexport	1.429 (0.231)		0.0002 (0.987)	0.77 (0.377)			-0.25*** (0.003)	-0.033 (0.725)	-0.005 (0.418)	7.847 (0.164)		0.936 (0.967)	16.560*** (0.005)
Lbmp	1.878 (0.170)	0.730 (0.392)		0.219 (0.639)		-0.269** (0.013)	-0.457*** (0.000)		-0.02*** (0.000)	6.928 (0.226)	1.143 (0.950)		15.131*** (0.009)
Lte	4.076** (0.043)	0.546 (0.459)	0.002 (0.959)		0.148 (0.214)	0.074 (0.608)		-0.25** (0.016)		19.394*** (0.001)	5.918 (0.314)	2.620 (0.758)	

Notes: *, ** et *** indiquent une significativité aux seuils de 10, 5 et 1 %. Les statistiques reportées sont les Chi-deux.

Les nombres entre parenthèses se réfèrent aux *p-values*. Les nombres figurant dans la colonne de causalité de long terme se réfèrent aux coefficients du terme de rappel dérivé de la méthode de Johansen.

Source : Calcul de l'auteure

Références bibliographiques

- Amoussouga, F. G.** (1994). La dévaluation du franc CFA et les marchés parallèles de change autour de la zone franc: le cas du marché du Naïra contre franc CFA. *Revue d'économie financière*, 459-474.
- Allingham, M. and Sandmo, A.** (1972). Income tax evasion: a theoretical analysis. *Journal of Public Economics*, 1(3), pp. 323–338.
- Arndt, C. et Tarp, F.** (2008). Trade policy and the missing revenue. *Journal of African Economies*, 17(1), pp. 131–160.
- Azam, J. P., & Daubrée, C.** (1991). La détermination des taux de change parallèles en Afrique: Modèle macro-économique et test économétrique (Nigeria, Zaïre, Ghana). *Économie & prévision*, 97(1), 105-115.
- Bahmani-Oskooee, M. and G. G. Goswami** (2003). Smuggling as Another Cause of Failure of the PPP. *Journal of Economic Development*, 28, 1, 23–38.
- Barnett, R. C.** (2003). Smuggling, Non-fundamental Uncertainty, and Parallel Market Exchange Rate Volatility. *Canadian Journal of Economics*, 36, 3, 701–27.
- Benjamin, N., & Mbaye, A. A.** (2012). Les entreprises informelles de l'Afrique de l'ouest francophone. *Taille, productivité et institutions*, AFD/Banque mondiale.
- Berg, E.** (1985). Intra-African Trade and Economic Integration. Washington, DC: DAI.
- Berger, H. et V. Nitsch** (2008). 'Gotcha: A Profile of Smuggling in International Trade. *CESIFO Working Paper* No. 2475 (Munich: CESIFO).
- Bhagwati, J.** (1964). On the underinvoicing of imports. *Bulletin of the Oxford University Institute of Economics & Statistics*, 27(4), 389-397.
- Bhagwati, J.** (1967). Fiscal policies, the faking of foreign trade declarations and the balance of payments. *Bulletin of the Oxford University Institute of Economics & Statistics*, 29(1), 61-77.
- Bhagwati, J.** (1981). Alternative theories of illegal Trade: Economic Consequences and Statistical Detection, 409-427
- Biswas, A. and Sugata Marjit** (2007): "Preferential trade and mis-invoicing: Some analytical implications", *International Review of Economics & Finance*, Volume 16, No.1, pp. 130-138.
- Boswijk H. P. et Franses P.H.** (1992): «Dynamic Specification and Cointegration», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, pp. 369-381.
- Buehn, A. et S. Eichler** (2011). "Trade Misinvoicing: The Dark Side of World Trade", *The World Economy*, 34(8): 1263–1287.
- Cheung Y. et Lai K.S.** (1993): «Finite-Sample Sizes of Johansen's Likelihood Ratio Test for Cointegration», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 55, n°3, pp. 313-328.
- Dejong D.N., Nankervis J.C. et Savin N.E.** (1992): «Integration Versus Trend Stationarity in Time Series», *Econometrica*, Vol. 60, pp. 423-433.
- Dickey, D., A., et Fuller W., A.,** 1981, « Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive, Time Series with a Unit Root », *Econometrica*.
- Egg, J., & Herrera, J.** (1998). *Échanges transfrontaliers et intégration régionale en Afrique subsaharienne* (Vol. 6). IRD Editions.
- Engle R. F. et Granger C. W. J.** (1987): « Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing », *Econometrica*, Vol. 55, N°2, pp. 251-276.
- Epaphra, M.** (2015). Tax Rates and Tax Evasion: Evidence from Missing Imports in Tanzania.
- Falvey, R. E.,** (1978). A Note on Preferential and illegal Trade Under Quantitative Restrictions. *The Quarterly Journal Of Economics*, 92, New York, p. 175- 178.
- Farzanegan, M. R.** (2009). Illegal trade in the Iranian economy: Evidence from a structural model. *European Journal of Political Economy*, 25(4), 489-507.
- Fisman, R. and S.-J. Wei** (2004). Tax Rates and Tax Evasion: Evidence of Missing Imports in China. *Journal of Political Economy*, 112, 2, 471–96.
- FMI** (Fonds Monétaire International), « Nigeria: Selected Issues and Statistical Appendix », *Country Report 05/203*, Washington, DC : FMI, août 2005.

- Frechette, G.** (2006): “A Panel Data Analysis of the Time-Varying Determinants of Corruption”, CIRANO Working Paper 28.
- Golub, S. S. (2012a).** Entrepôt Trade and Smuggling in West Africa: Benin, Togo and Nigeria. *The World Economy*, 35(9), 1139-1161.
- Golub, S. (2012b).** Government policies, smuggling, and the informal sector. *The informal sector in francophone Africa: Firm size, productivity, and institutions*, 195-218.
- Granger C.W. J.** (1969): «Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods », *Econometrica*, 37, pp. 424-438.
- Granger C.W. J.** (1988): «Some Recent Developments in a Concept of Causality», *Journal of Econometrics*, 39, pp.199-211.
- Gutmann, P. M.** (1977). The Subterranean Economy. *Financial Analysts J.* 33 (November–December): 26–34.
- Helleiner, G. K.** (1990): “Trade strategy in medium-term adjustment“, *World Development*, Vol. 18, No.6, pp. 879-897.
- Hong, K. P., et Pak, S. J.** (2017). Estimating Trade Misinvoicing from Bilateral Trade Statistics: The Devil is in the Details. *The International Trade Journal*, 31(1), 3-28.
- Igué J. O. et B. G. Soulé** (1992). L’Etat Entrepôt au Bénin: Commerce Informel ou Réponse à la Crise? (Karthala: Paris).
- Javorcik, B. S., & Narciso, G.** (2007). Differentiated products and evasion of import tariffs. *World Bank Policy Research Working Paper*, (4123).
- Jha, R., et Truong, D. N.** (2015). Estimates of Trade Mis-invoicing and Their Macroeconomic Outcomes for the Indian Economy. *Review of Economics & Finance*, 5, 19-34.
- Kar, D. and LeBlanc** (2013). *Illicit Financial Flows from Developing Countries: 2002–2011*, Washington DC: Global Financial Integrity, [Online]Available at: www.gfintegrity.org (accessed on 26 March 2014).
- Kar, D. and J. Spanjers** (2014). *Illicit Financial Flows from Developing Countries:2003- 2012*, [Online]Available at: <http://www.gfintegrity.org/wp-content/uploads/2014/12/Illicit-Financial-Flows-from-Developing-Countries-2003-2012.pdf> (accessed on 16 December 2014).
- Keho Y.** (2012), *Guide Pratique d’Introduction à l’Econometrie sur Eviews*, Tome 1, pp.144.
- Leshoro, T. L.** (2017). Trade union inflation expectations and the second-round effect in South Africa: Toda-Yamamoto causality approach.
- Levitt, S.** (1998a). “Juvenile Crime and Punishment,” 106/6 *The Journal of Political Economy* 1156–1185.
- Lin, C.-H.,** (2015). The Impact of Tariff Rates on the Probability of Trade Relationships Survival: Evidence from ASEAN Manufactured Goods. Munich Personal *RePEc Archive Paper*. University Library of Munich, Germany.
- Macedo, J.B.D** (1987):“Currency Incontrovertibility, Trade Taxes and Smuggling”, NBER Working Paper No. W2177.
- Martin, L. et A. Panagariya,** (1984). Smuggling, Trade and Price Disparity: A crime Theoretical Approach. *Journal of International Economics*, 17, p. 201 -218.
- McDonald, D. C.** (1985). Trade Data Discrepancies and the Incentive to Smuggle. *IMF Staff Paper*, 32(4), 668–92.
- Mitaritonna, C., Bensassi, S., & Jarreau, J.** (2017). *Regional Integration and Informal Trade in Africa: Evidence from Benin's Borders* (No. 2017-21).
- Nitsch, V.** (2017). Trade Misinvoicing in Developing Countries. *CGD Policy Paper*, 103.
- Norton, D. A. G** (1988). On the Economic Theory of Smuggling. *Economica*, 55, 1, 107–18.
- Ogun, O.** (2015). Determination of Parallel Market Exchange Rate Premium. *Modern Economy*, 6(02), 289.
- OMC** (Organisation Mondiale du Commerce), (2005) *Nigeria Trade Policy Review*, Genève.
- Onour, I. A.** (2017). Anatomy of Black Market for Dollars in Sudan.
- Onour, I.** (2018). Technical Trading Rules and Trading Signals in the Black Market for Foreign Exchange in Sudan.
- Oskooee, B: and Gour G. Goswami** (2003):“Smuggling and the Black Market Premium”, *Scientific Journal of Administrative Development*, Vol. 1, No.1, pp.95-111.

- Phylaktis, K.** (1991): “The Black Market for Dollars in Chile”, *Journal of Development Economy*, Vol: 37, No.1-2, pp.155-172.
- Pitt, .M.**, (1981). Smuggling and Price Disparity. *Journal of International Economics*. II, p. 447-458.
- Pritchett, L. et Sethi, G.** (1994). Tariff rates, tariff revenue, and tariff reform: some new facts. *World Bank Economic Review*, 8(1), pp. 1–16.
- Reinsel G. C. et Ahn S. K.** (1992): «Vector Autoregressive Models with Unit roots and Reduced Rank Structure: Estimation. Likelihood Ratio Test, and Forecasting», *Journal of Time Series Analysis*, 13, pp. 353-371.
- Rosendorff,P. and John Does** (2006): “Democracy and Transparency, *Swiss Political Science Review*, Vol. 12, No. 3, pp. 99-112.
- Toda, H. Y., et Yamamoto T.**, 1995, « Statistical Inference in Vector Autoregressions with possibly Integrated Processes », *Journal of Econometrics*, Vol. 66, N°1-2, pp. 225-250.
- Trandel, G.A.** (1992), Evading The Use Tax on Cross-border Sales: Pricing and Welfare Effects, *Journal of Public Economics*. 49. p. 3 13-33 1.
- Yeats, A. J.** (1990). On the Accuracy of Economic Observations: Do Sub-Saharan Trade Statistics Mean Anything?. *World Bank Economic Review*, 4, 2, 135–56.
- Yitzhaki, S.** (1974). A Note on ‘Income Tax Evasion: A Theoretical Analysis. *J. Public Econ.* 3 (May): 201–2.
- Zapata H. O. et Rambaldi A.N.** (1997): «Monte Carlo evidence on cointegration and Causation», *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 59, pp.285-298.

ANNEXE

Tableau 5 : Résultats des tests de stationnarité

Variables	En niveau			En différence première			Conclusion
	ADF	PP	KPSS	ADF	PP	KPSS	
LBMP	-2.788 (-2.906)	-3.815* (-2.905)	0.710 (0.463)	-2.982* (-2.911)	-11.428* (-2.906)	0.156* (0.463)	I(1)
LDD	-0.477 (-2.908)	-1.904 (-2.905)	1.057 (0.463)	-5.140* (-2.908)	-6.288* (-2.906)	0.192* (0.463)	I(1)
LTE	-1.361 (-2.906)	-1.536 (-2.905)	1.009 (0.463)	-3.954* (-2.908)	-5.768* (-2.906)	0.204* (0.463)	I(1)
LLEGALEXPORT	-3.199 (-3.478)	-3.164 (-3.478)	0.260* (0.463)	-9.881* (-2.906)	-9.949* (-2.906)	0.0433* (0.463)	I(1)
LLEGALIMPORT	0.369 (-1.945)	1.244 (-1.945)	0.664 (0.463)	-2.584* (-1.946)	-8.158* (-2.906)	0.466* (0.463)	I(1)
LSEXPORT	-3.174 (-3.480)	-2.875 (-2.906)	0.164* (0.463)	-3.703* (-2.914)	-8.694* (-2.906)	0.084* (0.463)	I(1)
LSIMPORT	-0.157 (-1.946)	-0.154 (-1.945)	0.191* (0.463)	-3.536* (-2.914)*	-10.302* (-2.906)	0.101* (0.463)	I(1)
LREP	-2.071 (-2.908)	-1.895 (-2.905)	0.889 (0.463)	-6.764* (-2.908)	-6.461* (-2.906)	0.182* (0.463)	I(1)
LPIBH	-0.670 (-2.911)	-1.402 (-2.905)	1.066 (0.463)	-3.570* (-2.911)	-5.470* (-2.906)	0.134* (0.463)	I(1)
LOPEN	-1.853 (-2.908)	-1.748 (-2.905)	0.638 (0.463)	-3.565* (-2.911)	-5.305* (-2.906)	0.095* (0.463)	I(1)
LEDU	-2.172 (-2.906)	-1.913 (-2.905)	1.041 (0.463)	-3.262* (-2.906)	-5.647* (-2.906)	0.230* (0.463)	I(1)

Note : Les valeurs critiques à 5% sont entre parenthèses.

(*) indique le rejet de l'hypothèse nulle à 5%.

Source : Calcul de l'auteur

Tableau 6 : Critères d'information

Equations	LR	FPE	AIC	SC	HQ	Retard retenu VECM	Retard retenu VAR ^a
Equation 1a	15.31*(4)	0.010*(4)	1.07*(4)	1.948* (1)	1.411*(1)	1	3
Equation 2a	10.07*(4)	0.13*(4)	3.67*(4)	3.99*(1)	3.87*(1)	1	4
Equation 3a	14.79*(5)	0.00*(5)	-1.56*(5)	-0.95*(1)	-1.28*(1)	1	3
Equation 4a	37.67*(5)	0.00*(5)	-2.83*(5)	-0.75*(1)	-1.50* (5)	1	3
Equation 1b	73.94*(1)	0.24*(1)	4.26*(1)	4.74*(1)	4.45*(1)	1	3
Equation 2b	17.77*(3)	0.07*(3)	3.10*(3)	3.69*(1)	3.39*(3)	1	3
Equation 3b	108.3*(1)	0.00*(4)	-1.65*(4)	-1.17*(1)	-1.46*(1)	1	3
Equation 4b	155.0*(1)	0.00*(1)	1.95*(1)	3.18*(1)	2.43*(1)	1	5

*indicates lag order selected by the criterion; Numbers in [] are p-values
 Numbers in () are lags. a : nombre de retard retenu par l'approche Toda et Yamamoto.

Source : Auteurs

Tableau 7: Résultats des tests de cointégration

Source : Calcul de l'auteurs

Equations	Nombre de relations de cointégration	Valeurs propres	Statistique de la trace	Valeurs critiques à 5%
Modèle IMPORTATIONS				
Equation 1a	$r = 0$	0.336737	45.87297	12.32090*
	$r \leq 1$	0.272076	20.00622	4.129906*
Equation 2a	$r = 0$	0.323734	33.18209	12.32090*
	$r \leq 1$	0.126748	8.538459	4.129906*
Equation 3a	$r = 0$	0.163214	16.10789	12.32090*
	$r \leq 1$	0.078376	5.060332	4.129906*
Equation 4a	$r = 0$	0.527199	73.97708	40.17493*
	$r \leq 1$	0.246311	28.28310	24.27596*
	$r \leq 2$	0.124697	11.03381	12.32090
	$r \leq 3$	0.046577	2.909494	4.129906
Modèle EXPORTATIONS				
Equation 1b	$r = 0$	0.205785	23.69000	12.32090*
	$r \leq 1$	0.120620	8.483551	4.129906*
Equation 2b	$r = 0$	0.334966	42.42070	12.32090*
	$r \leq 1$	0.225011	16.31402	4.129906*
Equation 3b	$r = 0$	0.190930	24.10694	12.32090*
	$r \leq 1$	0.142202	10.12353	4.129906*
Equation 4b	$r = 0$	0.324094	68.62202	40.17493*
	$r \leq 1$	0.275425	42.76969	24.27596*
	$r \leq 2$	0.217163	21.50650	12.32090*
	$r \leq 3$	0.077830	5.347668	4.129906*

* indique le rejet de l'hypothèse nulle de non-cointégration à 5 %

Tableau 8: Test d'exclusion de l'espace de cointégration

Variables	EXCLUSION χ^2 (1)				EXCLUSION χ^2 (1)			
	1a	2a	3a	4a	1b	2b	3b	4b

LSIMPORT	40.677 (0.000)	37.110 (0.000)	29.741 (0.000)	49.346 (0.000)				
LLEGALIMPORT	275.380 (0.000)							269.134 (0.000)
LDD			336.108 (0.000)	34.192 (0.000)				
LBMP		34.903 (0.000)		366.092 (0.000)		85.947 (0.000)		33.947 (0.000)
LSEXPORT					92.421 (0.000)	33.329 (0.000)	90.784 (0.000)	95.650 (0.000)
LLEGALEXPORT					29.975 (0.000)			29.286 (0.000)
LTE							107.97 (0.000)	126.48 (0.000)

Chi-squared test statistics for lag exclusion; Numbers in [] are p-values

Source: Calcul de l'Auteur