

**UNIVERSITE CHEIKH ANATA DIOP DE DAKAR**



**ECOLE DOCTORALE « SCIENCES JURIDIQUES, POLITIQUES ECONOMIQUES  
ET DE GESTION »**



**FACULTE DES SCIENCES ECONOMIQUES ET DE GESTION**

Année : 2020

N° d'ordre : 000447 A

**THESE DE DOCTORAT**

Formation Doctorale : Croissance et Institutions

Présentée par :

Ahmadou Kelly DIA

**Choix du régime d'ancrage à un panier de devises et ses effets sur le  
commerce extérieur de pays membres de l'UEMOA : Côte d'Ivoire et  
Sénégal**

Soutenue le 09/01/2021 devant le jury composé de :

Président :

M. Mbaye DIENE, Professeur Titulaire, Université Cheikh Anta Diop.

Rapporteurs :

M. Cheikh Tidiane NDIAYE, Maître de Conférences Agrégé en sciences économiques,  
Université Gaston Berger.

M. Mouhamadou FALL, Maître de Conférences Agrégé en sciences économiques,  
Université Gaston Berger.

M. Ibrahima THIAM, Maître de Conférences Agrégé en sciences économiques,  
Université de Thiès.

Directeur de thèse :

M. Adama DIAW, Professeur Titulaire, Université Gaston Berger.

Co-encadrant :

M. François Joseph CABRAL, Professeur Titulaire, Université Cheikh Anta Diop.

## Dédicace

*A mon père...*

*A mes très chers parents pour leurs sacrifices et dévouements consentis à mon éducation et à ma formation. Puisse le Seigneur Miséricordieux vous récompenser de vos efforts et soutiens qui m'ont été précieux tout le long de mon parcours.*

*A mes chers frères, cousins et cousines pour leur soutien et contribution...*

*A mes chers amis pour leurs encouragements et contributions...*

*Je vous dédie cette thèse.*

## Remerciements

Au terme de ce travail de recherche, je tiens tout d'abord à adresser mes sincères remerciements aux Professeurs Adama DIAW et François Joseph CABRAL. Le premier pour avoir accepté d'assurer la direction de cette thèse. Le second pour m'avoir intégré dans son Laboratoire de recherche sur les Institutions et la Croissance (LINC). Vos soutiens judicieux, vos disponibilités et vos bienveillances ont été déterminants dans l'accomplissement de cette thèse. Veuillez trouver ici ma reconnaissance pour m'avoir permis de mener ce travail à terme.

Je tiens à remercier Professeur Pierre MENDY et Docteur LAWSON pour leur disponibilité et contribution dans la recherche sans aussi oublier tous mes collègues de LINC pour leurs remarques et suggestions.

Je tiens à témoigner ma reconnaissance aux responsables de la Faculté des Sciences Economiques et de Gestion (FASEG) et ceux de l'Ecole Doctorale des Sciences Juridiques Politiques Economiques et de Gestion (ED\_JPEG) ainsi qu'à tous ceux qui de près ou de loin ont contribué à l'élaboration de ce travail plus particulièrement à Monsieur Diallo Ibrahima enseignant à la FASEG.

Mes remerciements vont au Professeur Mbaye DIENE de l'UCAD pour avoir accepté de présider le jury et aux Professeurs Ibrahima THIAM de Thiès, Mouhamadou FALL de l'UGB et Cheikh Tidiane NDIAYE de l'UGB pour avoir accepté de rapporter ce travail.

Mes derniers remerciements vont à ma famille, mes parents, mes frères et mes amis pour leur soutien et encouragement.

Du fond du cœur, merci infiniment !!!

## Liste des Abréviations

BCEAO	Banque Centrale des Etats de l’Afrique de l’Ouest
CEDEAO	Communauté Economique des Etats de l’Afrique de l’Ouest
CNUCED	Conférence des Nations unies sur le commerce et le développement
DTS	Droits de Tirage Spéciaux
FCFA	Franc de la Communauté Financière Africaine
FMI	Fonds Monétaire International
M	Les importations
PIB	Produit Intérieur Brut
PAZF	Pays Africains de la Zone Franc
TCER	Taux de Change Effectif Réel
UEMOA	Union Economique et Monétaire Ouest Africaine
VAR	Vecteur Auto Régressif
WITS	Solde Mondial du Commerce Intégré (World Integrated Trade Solution)
X	Les exportations

## Résumé

L'objectif de cette thèse est d'analyser empiriquement les effets liés au choix du régime d'ancrage à un panier de devises sur le commerce extérieur de pays membres de l'UEMOA notamment la Côte d'Ivoire et le Sénégal. A cet effet, un modèle de gravité est utilisé pour examiner les effets de l'arrimage à une seule monnaie sur le commerce extérieur de ces pays. Le modèle de portefeuille de Markowitz est aussi utilisé pour élaborer une meilleure combinaison de devises pondérées par le poids relatif du commerce international des principaux partenaires commerciaux des pays de l'UEMOA. La technique du Vecteur Auto Régressif (VAR) est également appliquée pour analyser les effets du régime d'ancrage à un panier de devises sur le commerce extérieur de la Côte d'Ivoire et du Sénégal. Les résultats révèlent que la valeur des exportations augmente avec la taille potentielle du marché et le pouvoir d'achat des consommateurs mesurés par les PIB et baisse avec les facteurs distance et taux de change. L'analyse du modèle de Markowitz montre, avant l'arrimage du CFA à l'euro, que le meilleur panier de devises inclut le franc français, le florin néerlandais, le dollar américain, la lire italienne, le mark allemand, le yen japonais, la livre britannique, le peso espagnol et le naira nigérian. A la période de l'arrimage du franc CFA à l'euro, nous trouvons que l'euro, le renminbi chinois et le dollar américain constituent la meilleure combinaison de devises. Nous trouvons également qu'un choc sur le taux de change entraîne aussitôt une réaction négative des exportations et importations. La décomposition de la variance nous montre que le régime de panier monétaire contribue favorablement aux exportations (en moyenne 2,014%) et importations (en moyenne 0,475%) de la Côte d'Ivoire. Pour le Sénégal, il a une contribution moyenne à hauteur de 0,978% sur ses exportations et 2,014% sur ses importations.

**Mots-clés :** régime de change ; panier de devises ; commerce extérieur ; données en panel ; modèle de gravité ; modèle de Markowitz ; modèle VAR ; UEMOA ; Côte d'Ivoire ; Sénégal.

**Code JEL :** C33 ; E42 ; E52 ; F14 ; F33 ; O50.

## **Abstract**

The objective of this thesis is to empirically analyze the effects of the choice of a currency basket peg on the foreign trade of WAEMU member countries, in particular the Ivory Coast and Senegal. For this purpose, a gravity model is used to examine the effects of peg to a single currency on the foreign trade of these countries. The Markowitz portfolio model is also used to develop a better combination of currencies weighted by the relative weight of international trade of the main trading partners of the WAEMU countries. The Auto Regressive Vector (VAR) technique is also applied to analyze the effects of currencies basket peg on the foreign trade of Ivory Coast and Senegal. Results reveal that the value of exports increases with the potential size of the market and the purchasing power of consumers measured by GDP and decreases with distance and bilateral exchange rates. The analysis of the Markowitz model shows, before CFA franc pegged to the euro, the best basket of currencies includes the French franc, the Dutch guilder, the US dollar, the Italian lira, the German mark, the Japanese yen, the British pound, the Spanish peso and the Nigerian naira. At the time of the pegging of the CFA franc to the euro, we find that the euro, the Chinese renminbi and the US dollar are the best combination of currencies. We also find that a shock on the exchange rate immediately leads to a negative reaction of exports and imports. The decomposition of the variance shows that the monetary basket regime contributes favorably to Ivory's Cost exports (on average 2.014%) and imports (on average 0.475%). For Senegal, it has an average contribution of 0.978% on its exports and 2.014% on its imports.

**Keywords:** exchange rate regime; currency basket; trade; panel data; gravity model; Markowitz model; VAR model; WAEMU; Ivory Coast; Senegal.

## Sommaire

Dédicace .....	ii
Remerciements .....	iii
Liste des Abréviations .....	iv
Résumé .....	v
Abstract .....	vi
Sommaire .....	vii
Introduction Générale .....	1
Chapitre 1 : Effets de l'arrimage à une seule monnaie sur le commerce extérieur de pays membres de l'UEMOA : Côte d'Ivoire et Sénégal .....	9
1.1 Introduction .....	9
1.2 Revue de la littérature sur la relation entre taux de change et commerce extérieur .....	10
1.3 Commerce international et profil des partenaires commerciaux .....	14
1.4 Examen économétrique de la relation entre taux de change et le commerce extérieur .....	23
1.5 Conclusion chapitre 1 .....	33
Chapitre 2 : Choix du régime d'ancrage à un panier de devises pour les pays de l'UEMOA : essai d'évaluation des pondérations des monnaies .....	35
2.1 Introduction .....	35
2.2 Revue de la littérature sur les paniers de monnaies .....	36
2.3 Méthodologie de construction du panier de devises .....	41
2.4 Le modèle de covariance de Markowitz .....	52
2.5 Résultats du modèle de covariance de Markowitz .....	56
2.6 Conclusion chapitre 2 .....	59
Chapitre 3 : Effets du régime d'ancrage à un panier de devises sur le commerce extérieur de pays membres de l'UEMOA : Côte d'Ivoire et Sénégal .....	61
3.1 Introduction .....	61
3.2 Revue de la littérature sur le choix du régime de change .....	63
3.3 Analyse empirique de l'effet du panier monétaire sur le commerce extérieur .....	68
3.4 Résultats du modèle VAR .....	72
3.5 Conclusion chapitre 3 .....	87
Conclusion Générale .....	88
ANNEXE .....	93
Liste des figures .....	125
Liste des tableaux .....	126
Bibliographie .....	127
Table des matières .....	133

## Introduction Générale

Depuis l'effondrement de la parité fixe en 1976 et les sévères crises de change qui ont suivi, les autorités monétaires dans divers pays ont relancé le débat sur les critères de choix d'un régime de change approprié pour un pays. Cette question relative au choix du régime de change a de ce fait été, et depuis plusieurs décennies au centre des débats de politique économique. Selon Bailliu, Lafrance et Perrault (2002), l'une des questions débattues est l'idée selon laquelle dans un monde où la mobilité internationale du capital est de plus en plus grande, les seuls régimes de change viables sont les régimes extrêmes (c'est-à-dire les régimes de changes fixes très rigides, comme les caisses d'émission ou les unions monétaires, et les régimes de changes flottants)<sup>1</sup>. Cette proposition est controversée, car plusieurs sont d'avis que les régimes intermédiaires demeurent et continueront de demeurer une option viable pour les marchés émergents (voir par exemple Williamson, 2000).

Le résultat le mieux partagé dans la littérature est qu'aucun des régimes n'est optimal. Cependant, les théories traditionnelles comme celles des zones monétaires optimales (ZMO) identifient le choix d'un régime de change à un arbitrage entre une moindre exposition de l'économie nationale aux chocs réels ou nominaux (Bouoiyour, Emonnot et Rey (2005)). D'une manière générale, un régime de change optimal pour un pays est choisi en fonction des objectifs des autorités monétaires et/ou politiques. Ainsi, deux types d'objectifs sont retenus : un objectif de stabilité et un objectif de bien-être. Selon Ripoll (2001), le régime de change approprié pour tous les pays en tout temps dépend d'un certain nombre de facteurs (la taille et le degré d'ouverture de l'économie, le niveau d'inflation, les chocs internes et externes, la mobilité du capital, le degré de flexibilité des prix et des salaires, le degré de crédibilité des autorités monétaires et du système de fixation des prix). Imam et Rasoamanana (2017) abordent dans le même sens. Pour eux, le choix d'un régime de change résulte à la fois des caractéristiques individuelles des pays, des objectifs économiques et des contraintes auxquelles ils doivent faire face. Quel que soit l'objectif retenu par les autorités, la présence de chocs internes ou externes influence aussi le choix du régime.

---

<sup>1</sup>Eichengreen (1998) et Obstfeld et Rogoff (1995), entre autres auteurs, ont soulevé ce point.

Dans l'espace CEDEAO, l'idée de créer une monnaie commune a été émise dès 1983 lors d'une conférence des Chefs d'Etat et de Gouvernement tenue à Conakry, en Guinée. Or, les autorités des pays de l'UEMOA ont adopté depuis leur accession à l'indépendance un régime de change fixe. Cependant, depuis la relance en 2000 du projet de monnaie commune, un consensus sur le régime de change à adopter reste l'un des défis majeur à relever. En effet, parlant des défis à relever pour la mise en œuvre du programme de la monnaie unique, Brou (2019)<sup>2</sup> a cité la problématique des écarts dans l'harmonisation des politiques macroéconomiques et dans le respect des critères de convergence de manière durable, l'absence de consensus sur le choix de la politique monétaire et celui du régime de change harmonisé, sans oublier le modèle de la Banque Centrale de la CEDEAO.

Dès lors, le choix du régime de change harmonisé apparaît comme un acte politique. Mais il doit dépendre principalement des courants d'échanges économiques. Accessoirement, les liens déterminants du choix de rattachement de la monnaie commune peuvent dépendre de liens politiques, historiques ou économiques. Cependant, la CEDEAO est une organisation qui a un profil monétaire particulier. Elle est formée de 8 pays de la zone franc dont leur monnaie est arrimée à l'euro et un ensemble de monnaies nationales dont le taux de change par rapport au dollar ou à l'euro est plus ou moins administré. Cette coexistence de différentes monnaies dans un espace réduit ne favorise toujours pas un consensus absolu du régime de change à adopter. Les travaux menés ces dernières années montrent aussi cette absence de consensus. Selon Dupasquier et al. (2005), le régime approprié pour les pays de la CEDEAO est le régime de change flexible. Ils sont rejoints par Nassirou (2017) qui estime que les autorités monétaires de l'UEMOA devraient arrimer « l'Eco<sup>3</sup> » de manière flexible à une monnaie internationale afin de faciliter l'adhésion des pays de la ZMAO (Zone Monétaire de l'Afrique de l'Ouest) à régime de change flexible. Par contre, Kisu (2010) trouve que les régimes de change fixe devraient être privilégiés par les pays de la CEDEAO. Diop et Fall (2011) dans leur contribution de la future monnaie commune, estiment quant à eux que ces pays peuvent opter pour des régimes de change fixe et intermédiaire. Ka (2012), estime pour sa part que ces économies

---

<sup>2</sup> Conférence régionale du 5 au 7 mars 2019, à Dakar au Sénégal sur le thème : « Les défis et perspectives liés à la création de la monnaie unique de la CEDEAO – Mobilisation des parlementaires dans la réalisation du projet ». <https://www.ecowas.int/les-parlementaires-de-la-cedeao-planchent-sur-la-creation-de-la-monnaie-unique-commune/?lang=fr>.

<sup>3</sup> Nom adopté pour la monnaie commune dans l'espace de la Communauté Economique des Etats de l'Afrique de l'Ouest (CEDEAO).

pourraient gagner à adhérer à un régime intermédiaire. Gnansounou et Verdier-Chouchane (2012) recommandent, dans l'intérêt des PAZF (pays africains de la zone franc), l'adoption d'un régime de change fixe mais ajustable. Pour Nubukpo (2011), l'idée d'une monnaie unique CEDEAO rattachée à un panier de monnaies (Dollar, Livre Sterling, Euro)<sup>4</sup>, plutôt qu'à une seule devise, semblerait être la meilleure option. Selon lui, un tel choix de rattachement à un panier de monnaies constituerait une forte incitation à la diversité géographique des échanges commerciaux entre les pays de la CEDEAO et le reste du monde.

Dans cette perspective de monnaie commune, le choix du régime de change approprié pour les pays de l'UEMOA devient fondamental, car il faut décider de ce qui est le mieux pour les pays dans leur rapport avec le reste du monde. Donc, il implique de prendre en compte tous les aspects du « bien-être » économique et social : le niveau de la dette, les conséquences sur le commerce, l'inflation, la croissance, etc.

Les pays de la région sont principalement constitués de petites économies impactées en permanence par les chocs extérieurs. Ils sont généralement exportateurs de matières premières brutes (minières ou agricoles) et sans accès aux marchés des capitaux (ou un accès limité), Norro (1998). De nombreux pays ont une balance commerciale courante déficitaire. Ainsi, les échanges extérieurs de biens et services constituent l'une des principales composantes de la balance des paiements et sont, à cet égard, déterminants dans l'évolution de la position extérieure des Etats de l'UEMOA. En effet, ils représentent environ 85% des flux de transactions courantes, dont 65% pour les marchandises et 20% pour les services (BCEAO, 2014). A cet égard, les exportations de biens des pays de l'UEMOA ont connu une hausse passant de 24,3% du PIB entre 2000 et 2006 à 25,6% du PIB au cours de la période 2007-2013, soit une amélioration de 1,3 point du PIB. Quant aux importations, elles sont passées de 24,1% du PIB entre 2000 et 2006 à 30,3% du PIB sur la période 2007-2013, soit un accroissement de 6,2 points (BCEAO, 2014).

Les activités économiques des pays de l'Union sont aussi de plus en plus intégrées au commerce mondial avec un taux d'ouverture de l'ordre de 32% en 2011 contre 17% en 1993. Cette évolution est à la fois imputable aux importations de biens et services qu'à leurs exportations, du fait notamment des politiques de libéralisation mises en place au cours de la

---

<sup>4</sup> Le Yuan chinois est ancré au Dollar.

période. En effet, les flux commerciaux se sont accrus en moyenne de près de 10% par an entre 1990 et 2011 (BCEAO, 2013).

Ainsi, caractérisées par des économies de plus en plus intégrées aux activités économiques mondiales et une absence de manipulation du taux de change, les pays de l'UEMOA n'ont pas été épargnés par les fluctuations du taux de change de ces dernières années. Dans cette optique, il devient nécessaire de s'interroger de la pertinence de l'arrimage du franc CFA à une seule monnaie (franc français puis l'euro). En outre, un des inconvénients de l'arrimage à une seule monnaie est que le taux de change de la monnaie d'ancrage flotte avec les autres monnaies. Dans le cadre de la monnaie commune, il nous semble alors judicieux de poser pour les pays de l'UEMOA dans leur rapport avec le reste du monde, les avantages que peuvent leur procurer le régime d'ancrage à un panier de monnaies.

En effet, comme la plupart des auteurs précités, la décision de rattacher la nouvelle devise à un panier de monnaies constituerait la meilleure option pour des raisons politique, économique et/ou historique.

Premièrement ce régime peut procurer aux pays membres les meilleures performances en matière de croissance économique et d'inflation. En effet, selon Ogawa, Ito et Sasaki (2004), l'avantage d'un système de panier de monnaies est considérable pour les pays qui appliquent des stratégies axées sur l'exportation pour assurer leur croissance économique. Pour Bouoiyour, Emonnot et Rey (2005), ce système un peu complexe permet la gestion simultanée du taux de change nominal, substitut à la lutte contre l'inflation interne, et du taux de change réel, facteur de compétitivité externe. Selon El Bouhadi et al. (2008), le mérite de l'ancrage à un « panier de devises restreint » sur les marchés de change internationaux est de conforter la politique de lutte contre l'inflation et d'éviter l'inflation importée qui peut être adossée aux deux régimes extrêmes (le flottement pur et l'ancrage à une seule devise clé). Aubey et Cramer (1977) par exemple ont découvert que plusieurs « cocktails de devises » atteignaient leur objectif de réduction du risque de change. Un « cocktail de devises » est défini comme un portefeuille de plusieurs devises différentes. D'ailleurs, avec ce système de panier de monnaies, la BCEAO n'abandonnera pas son objectif principal de politique monétaire qui est d'assurer la stabilité des prix.

Deuxièmement, ce régime peut être considéré comme un bon régime de compromis entre les pays membres de la CEDEAO. En effet, tous les pays de la sous-région ont adopté un

régime de change intermédiaire à l'exception des pays la zone FCFA et du Cap-Vert dont leurs monnaies sont rattachées à parité fixe à l'euro. Par conséquent, l'arrimage à une seule monnaie confère à certains pays de la CEDEAO, une perte de gestion de leur taux de change. Donc la décision de rattacher l'Eco à un panier de monnaies peut constituer, en harmonie, la solution au choix du régime de change approprié. De plus, dans l'espace CEDEAO, l'euro et le dollar sont les deux principales devises utilisées dans les transactions internationales.

Le taux de change, prix d'une devise étrangère en termes de monnaie nationale, apparaît aujourd'hui comme une variable clef de la politique économique des pays en développement. En effet, c'est l'un des instruments les plus indéniables de la politique économique d'un pays ouvert sur l'extérieur. Cependant, il est étonnant de constater au niveau de l'UEMOA, dans le cadre de la monnaie commune, aucun travail de recherche s'interrogeant sur les éventuelles performances du régime de change sur le commerce international n'a été réalisé à notre connaissance. Il est donc question pour cette thèse rédigée sous forme d'articles de combler cette lacune en ayant un intérêt à la fois théorique et empirique. Du point de vue théorique, elle peut contribuer au débat sur les répercussions économiques éventuelles de l'adoption du régime de panier monétaire sur le commerce extérieur. Elle peut aussi contribuer à la réflexion sur la pertinence de la parité actuelle du franc CFA. Du point de vue empirique, elle peut indiquer si la manipulation du taux de change est favorable ou non à la compétitivité extérieure des pays de l'UEMOA.

La question principale de notre travail revient donc à savoir les effets du régime de change sur le commerce extérieur de la Côte d'Ivoire et du Sénégal. Quant à notre problématique, elle est celle de savoir l'opportunité de l'adoption du régime d'ancrage à un panier de devises sur le commerce extérieur de la Côte d'Ivoire et du Sénégal.

L'objectif général de cette thèse est de faire une analyse empirique des effets liés au choix du régime d'ancrage à un panier de devises sur le commerce extérieur de la Côte d'Ivoire et le Sénégal. Plus spécifiquement, il s'agit d'examiner les effets de l'arrimage à une seule monnaie sur le commerce extérieur de ces pays. Il s'agit aussi d'élaborer une meilleure combinaison de devises pondérées par le poids relatif du commerce international des principaux partenaires commerciaux des pays de l'UEMOA. Il s'agit également dans ce travail, d'analyser les effets du régime d'ancrage à un panier de devises sur le commerce extérieur de la Côte d'Ivoire et du Sénégal.

Dans cette optique, les principales hypothèses de la thèse sont les suivantes :

- Nous supposons dans ce travail qu'il existe une relation négative entre le taux de change et le commerce extérieur dans un régime d'arrimage à une seule monnaie. Cette hypothèse se réfère à certains travaux abordés dans la revue de la littérature économique qui s'accordent sur le fait que le taux de change conduit à une réduction du volume du commerce en s'appuyant sur l'hypothèse de l'aversion au risque ;
- Nous supposons aussi qu'il existe une combinaison de poids optimaux de devises qui minimisent le risque de change. Cette hypothèse se réfère au travail de Zamiti (1998) qui considère par exemple que le panier optimal est celui qui réduit les fluctuations du taux de change effectif réel autour de son niveau d'équilibre ;
- Dans ce travail nous supposons également que le régime de panier de devises contribue favorablement aux échanges commerciaux. Cette hypothèse se réfère aussi au travail d'Ogawa, Ito et Sasaki (2004) qui estiment que l'avantage d'un système de panier de monnaies est considérable pour les pays qui appliquent des stratégies axées sur l'exportation pour assurer leur croissance économique.

Eu égard à cet intérêt qui est empirique, la présente contribution est organisée autour de trois chapitres.

**Le premier chapitre** est consacré aux effets de l'arrimage à une seule monnaie sur le commerce extérieur de pays membres de l'UEMOA plus spécifiquement la Côte d'Ivoire et le Sénégal.

Dans ce chapitre, nous tentons de répondre à la problématique de la pertinence de la parité actuelle du franc CFA. Dans un contexte de fluctuations erratiques du taux de change qui n'épargnent pas les pays de l'UEMOA et la persistance des contraintes structurelles auxquelles ils sont soumis, l'intérêt de ce chapitre est donc de montrer, dans l'optique de la future monnaie commune, l'avantage de manipuler le taux de change dans cette zone plutôt que de prolonger sa parité fixe.

L'objectif de ce chapitre implique de faire une investigation sur le profil des partenaires commerciaux et un travail approfondi au niveau de la revue de la littérature économique. Il implique aussi d'analyser la relation existante entre les taux de change des partenaires et le commerce extérieur de la Côte d'Ivoire et du Sénégal sur la période 1980-2015. Cette relation est examinée en trois sous-périodes : la période des ajustements structurels de 1980 à 1993, la

période après dévaluation de 1994 à 1998 et la période de l'arrimage du franc CFA à l'euro de 1999 à 2015. Pour atteindre ces objectifs spécifiques, nous supposons d'une part que le passé colonial, la taille potentielle du marché et le pouvoir d'achat des consommateurs (mesurés par les PIB), la langue, la frontière et la monnaie communes déterminent et agissent positivement sur le commerce. D'autre part, nous supposons que la distance et les taux de change des partenaires agissent négativement sur le commerce.

Pour vérifier ces hypothèses, nous employons le modèle de gravité estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) à l'aide du logiciel STATA. C'est un modèle économétrique inspiré de Rose (2000).

**Le second chapitre** porte sur le choix du régime d'ancrage à un panier de devises pour les pays de l'UEMOA : essai d'évaluation des pondérations des monnaies.

Ce chapitre s'intéresse donc à la problématique du régime de change approprié pour les pays de l'UEMOA. En effet, dans une optique de création de la future monnaie commune dans l'espace CEDEAO et dans un objectif de stabilisation de la compétitivité extérieure des pays de l'UEMOA, l'intérêt de ce second chapitre est de s'intéresser à la manière de construire le panier de devises optimal pour ces derniers.

L'objectif principal de ce chapitre nous conduit donc à calculer le poids respectif des partenaires dans le commerce international puis à sélectionner les options de paniers de monnaies possibles. Il nous conduit aussi à faire une brève revue de la littérature sur les paniers de devises. Pour arriver aux objectifs spécifiques de ce chapitre, nous fixons une part minimale de 3% du commerce international pour chaque devise des principaux partenaires à inclure dans nos paniers de monnaies. Ce seuil se justifie par le besoin réduire le nombre trop important de partenaires commerciaux et ne retenir que ceux qui détiennent simultanément plus de 50% des parts totales. Nous supposons qu'il existe dans ce chapitre une combinaison de poids optimaux qui minimisent le risque et maximisent le rendement du panier monétaire. A cet effet, un modèle commercial conventionnel basé des principaux partenaires commerciaux a d'abord servi de cadre de base pour déterminer et évaluer les pondérations optimales. Ensuite, le modèle de portefeuille de Markowitz a servi de choisir la combinaison de monnaies la moins risquée et la plus rentable.

Il urge de rappeler que l'utilisation du modèle de portefeuille de Markowitz par les mesures de risque et de rendement est d'élaborer un portefeuille optimal composé de devises et non analyser la diversification des devises.

Le panier optimal obtenu dans ce chapitre nous a permis de simuler les effets d'un régime de panier monétaire sur le commerce extérieur sur la période 1980 à 2015.

**Le troisième chapitre** traite des effets du régime d'ancrage à un panier de devises sur le commerce extérieur de pays membres de l'UEMOA : Côte d'Ivoire et Sénégal.

Ce chapitre cherche à répondre à la problématique de savoir si le taux de change constitue un outil de politique économique indiqué pour éliminer les déficits chroniques de la balance commerciale des pays de l'UEMOA. En effet, dans une perspective de monnaie commune dans l'espace CEDEAO et une balance commerciale presque déficitaire sur le plan structurel, l'intérêt de ce chapitre est de s'appesantir sur les performances éventuelles d'un régime d'ancrage à un panier de devises sur le commerce international des pays de l'UEMOA.

L'objectif principal de ce chapitre nous conduit donc à faire une analyse sur les répercussions d'un choc du taux de change effectif réel sur les exportations et importations. Il nous conduit aussi à déterminer la contribution en pourcentage du taux de change sur les variations des exportations et importations. Il implique également de faire un bref travail au niveau de la revue de la littérature économique sur le choix du régime de change approprié. Pour aboutir à ces objectifs spécifiques, nous supposons, dans ce chapitre que les taux de change effectifs réels déterminent les exportations et importations de la Côte d'Ivoire et du Sénégal et non l'inverse. Dans ce chapitre, nous supposons aussi que les exportations et importations réagissent aux chocs sur le taux de change. Nous supposons également que les taux de change contribuent favorablement aux exportations et importations. L'utilisation du modèle Vecteur Auto-Régressif (VAR) à l'aide du logiciel Eviews nous a permis de vérifier ces hypothèses.

# **Chapitre 1 : Effets de l'arrimage à une seule monnaie sur le commerce extérieur de pays membres de l'UEMOA : Côte d'Ivoire et Sénégal**

## **1.1 Introduction**

Au cours des trois dernières décennies, le commerce des pays d'Afrique apparaît faible et marginal par rapport aux autres régions du monde, notamment celles en développement ou émergentes. Sa part dans les échanges mondiaux est en régulière baisse. A cet égard, la part des exportations de marchandises est passée de 4,5% en 1983 à 2,2% en 2016 (WTO, 2017). De plus, même si la part de son commerce intra régional dans son commerce total est en léger progrès depuis le milieu des années 1990, elle demeure en-deçà de 10% en 2006. Un niveau bien inférieur à ceux des pays en développement d'Asie (environ 45%) et d'Amérique latine (près de 20%) (CNUCED, 2009).

Les flux commerciaux des pays de l'UEMOA se sont accrus en moyenne de près de 10% par an entre 1990 et 2011 (BCEAO, 2013). Leurs activités économiques sont de plus en plus intégrées au commerce mondial, avec un taux d'ouverture de l'ordre de 32% en 2011, contre 17% en 1993. Cette évolution est à la fois imputable aux importations de biens et services qu'à leurs exportations, du fait notamment des politiques de libéralisation mises en place au cours de la période. Les échanges extérieurs de biens et services constituent ainsi l'une des principales composantes de leur balance des paiements et sont, à cet égard, déterminants dans l'évolution de leur position extérieure. En effet, ils représentent environ 85% des flux de transactions courantes, dont 65% pour les marchandises et 20% pour les services (BCEAO, 2014). A cet égard, les exportations de biens des pays de l'UEMOA ont connu une hausse passant de 24,3% du PIB entre 2000 et 2006 à 25,6% du PIB au cours de la période 2007-2013, soit une amélioration de 1,3 point du PIB. Quant aux importations, elles sont passées de 24,1% du PIB entre 2000 et 2006 à 30,3% du PIB sur la période 2007-2013, soit un accroissement de 6,2 points (BCEAO, 2014).

Le commerce extérieur de l'Union reste dominé par l'exportation de produits de base (produits agricoles et miniers) et est soumis à la persistance de contraintes structurelles internes, ainsi qu'à des fluctuations importantes, en liaison avec l'orientation de la conjoncture internationale. En 2008, la situation des marchés internationaux des matières premières a été caractérisée par la hausse des cours de la quasi-totalité des produits exportés par les pays

membres de l'UEMOA. Par conséquent, l'absence de manipulation du taux de change ne leur a pas épargnés des fluctuations du taux de change de ces dernières années. Selon Girardin (1994), le taux de change remplit un double rôle dans une petite économie ouverte. Ses variations peuvent réaliser et sauvegarder la compétitivité internationale et ainsi garantir une balance des paiements viable.

Dans ce contexte, on s'interroge de la pertinence de la parité actuelle du franc CFA. Il devient donc nécessaire d'examiner les effets de l'arrimage à une seule monnaie sur le commerce extérieur de pays membres de l'UEMOA. Ce qui nécessite donc d'analyser spécifiquement le profil des partenaires commerciaux. Ce travail nécessite également d'identifier la relation existante entre le taux de change des principaux partenaires et le commerce extérieur. Compte tenu des contraintes de données, ce travail de recherche porte sur la Côte d'Ivoire et le Sénégal. Nous faisons la recherche en partant de l'hypothèse selon laquelle il existe une relation négative entre le taux de change et le commerce extérieur.

## **1.2 Revue de la littérature sur la relation entre taux de change et commerce extérieur**

Les nombreuses études basées sur l'effet des taux de change sur le commerce international menées jusque-là montrent une absence de consensus entre économistes.

Selon le FMI, dans sa première étude sur le sujet en 1984 rapportée par l'OMC en 2011, les taux de change peuvent en principe influencer le commerce de diverses manières. Parmi tous ces canaux de transmissions, les premières analyses théoriques et les premiers modèles (1970 et 1980) de la relation entre les taux de change et le commerce international étaient essentiellement axés sur le risque commercial lié aux transactions internationales et sur l'incertitude générée par la volatilité à court ou long terme.

### **1.2.1. Aspect théorique de l'effet du taux de change sur les échanges commerciaux**

Dans la littérature théorique, la plupart des auteurs s'accordent sur le fait que la variabilité des taux de change conduit à une réduction du volume du commerce international. Le point de vue selon lequel la volatilité accrue des taux de change a des effets défavorables sur le volume du commerce international est relativement répandu dans les études réalisées tout au long des années 1970 et 1980 (outre Clark, Hooper et Kohlhagen, voir entre autres Baron

(1976), Cushman (1983), Gros (1987), De Grauwe et Verfaillie (1988), Giovannini (1988) et Bini-Smaghi, (1991)), à une période de volatilité accrue (FMI, 1984). Hooper et Kohlhagen (1978) affirment que la volatilité des taux de change implique un coût pour les exportateurs averse au risque et que cela entraîne une baisse du commerce extérieur, car bien que le prix du produit soit établi lors de la conclusion du contrat, le paiement est effectué uniquement à la date de livraison. Si le taux de change est volatil et très imprévisible, il y aura une incertitude sur les bénéfices. Ainsi, les avantages du commerce extérieur seront réduits. En outre, Sercu (1992) déclare que s'il n'y a aucun moyen de couverture ou si la couverture est trop coûteuse, l'augmentation de la volatilité du taux de change entraînera inévitablement une diminution du commerce, à condition que les opérateurs soient opposés au risque.

Cependant, la notion selon laquelle la volatilité des taux de change affecte le commerce semble plus importante dans certains cas spécifiques et moins pertinente dans d'autres. Ce qui conduit à des résultats plus nuancés.

Dans le premier ensemble de modèles, l'effet de la volatilité accrue des taux de change sur le commerce dépend beaucoup du niveau d'aversion au risque des commerçants. Comme l'indiquait De Grauwe (1988), bien que « les exportateurs soient universellement contrariés par la volatilité des taux de change, certains peuvent décider qu'ils y gagneront en exportant plus ». Dans ce cas particulier, l'auteur souligne que la domination des effets revenu sur les effets de substitution entraîne une relation positive entre les fluctuations des taux de change et le volume des échanges<sup>5</sup>. Broll et Eckwert (1999) confirment cette relation positive, mais seulement pour les entreprises qui peuvent réagir de façon souple aux variations de taux de change et réaffecter en conséquence leurs produits entre les marchés. Cette action a des chances d'optimiser les gains retirés du commerce dans un environnement de volatilité accrue, mais elle ne fonctionnera que si les entreprises en questions disposent d'un vaste marché intérieur sur lequel elles pourront de toute façon s'appuyer. Comme l'indiquent les auteurs, « la stratégie d'exportation est comme une option, car le marché intérieur est certain quel que soit le taux de change réalisé en fin de compte. Le prix intérieur est le prix « d'exercice » de l'option d'exportation réelle. Toutefois, un taux de change plus volatil implique aussi un risque d'exposition plus élevé pour

---

<sup>5</sup> Dans le modèle de De Grauwe, la variabilité des taux de change a deux effets sur les entreprises qui hésitent à prendre des risques : un effet revenu, selon lequel la baisse d'utilité attendue de l'incertitude accrue des profits conduit l'entreprise à accroître ses ventes à l'étranger, et un effet de substitution, selon lequel l'incertitude accrue découlant de la volatilité des taux de change pourrait la conduire à réduire ses échanges. Au plus haut niveau d'aversion au risque, l'effet revenu dépasse l'effet de substitution.

les entreprises internationales, cet effet fonctionnant en sens inverse. Les auteurs concluent que l'effet net de l'incertitude des taux de change sur la production et les exportations dans leur modèle tend à dépendre du degré d'aversion relative de l'entreprise au risque.

Une deuxième série d'études explique la possibilité pour les entreprises de se prémunir contre les risques de change. La disponibilité d'une couverture financière grâce aux marchés des changes à terme aide à réduire l'incertitude générée par les fluctuations des taux de change nominaux, bien que les entreprises n'aient pas toutes le même accès aux facilités de couverture et puissent se comporter différemment selon le côté de la disposition de couverture où elles se trouvent. Alors que, selon Baron (1976), dans un monde où la seule source d'incertitude serait liée aux fluctuations des taux de change, des marchés à terme parfaits neutraliseraient les effets de la volatilité des taux de change sur le volume des échanges, Viaene et De Vries (1992) nuancent cette conclusion en estimant que les marchés à terme créent des « perdants » et des « gagnants » parmi les exportateurs et les importateurs qui sont sur les côtés opposés des opérations à terme. En outre comme indiqué dans le document du FMI (1984), les contrats de couverture du risque de change ne sont pas nécessairement disponibles dans tous les pays et pour toutes les catégories d'entreprises. Généralement, ils portent sur des montants assez importants, sont à échéance courte et ont des commissions élevées. En outre, ils ne visent qu'une part limitée des fluctuations possibles durant l'échéance proposée, car il est difficile par définition d'anticiper l'ampleur de ces fluctuations. Il est donc généralement admis que les grandes entreprises exportatrices sont mieux placées que les petites pour bénéficier d'une couverture de change. Caporale et Doroodian (1994) confirment que la couverture est disponible, mais qu'elle entraîne des coûts et des difficultés liées à l'imprévoyance des entreprises quant au moment et au volume des opérations de change. Obstfeld et Rogoff (1998) étudient le comportement des entreprises en matière de couverture en relation avec leur aversion au risque. Ils constatent que les entreprises peu enclines au risque se couvriront contre les fluctuations des taux de change, mais que les coûts de couverture et l'incertitude se traduiront par une hausse des prix d'exportation, qui aura un impact négatif sur la production et le commerce international.

### **1.2.2. Aspect empirique de l'effet du taux de change sur les échanges commerciaux**

Tout comme dans la partie théorique, les vastes études empiriques de l'effet de la volatilité des taux de change sur le commerce menées restent quelque peu ambiguës. Comme

l'indique Taglioni (2002), « on présume habituellement que l'effet défavorable de la volatilité des taux de change (sur les flux commerciaux), s'il existe, n'est certainement pas grand ». Cette conclusion est globalement partagée par Ozturk (2006), qui présente un éventail assez large de données empiriques entre les années 1970 et le début des années 2000, certaines favorables et d'autres défavorables à l'hypothèse d'une relation négative entre la variabilité des taux de change et le commerce. De même, Coric et Pugh (2010), qui ont examiné en détail tous les travaux empiriques récents, concluent qu'en moyenne, la variabilité des taux de change exerce un effet négatif sur le commerce international. Au total, ils ont trouvé 33 études qui font ressortir une relation négative entre la variabilité des taux de change et le volume du commerce, et 25 qui aboutissent à la conclusion inverse.

Parmi les études empiriques qui confirment une relation négative entre la volatilité des taux de change et le commerce international, l'ouvrage de Dell'Araccia (1998) présente un intérêt particulier. L'auteur y examine l'impact de la volatilité des taux de change sur le commerce bilatéral des 15 membres de l'UE et de la Suisse sur 20 ans, entre le milieu des années 1970 et le milieu des années 1990. Selon les mesures de la variabilité utilisées, il constate une association négative entre les taux de change et le commerce et note que le commerce augmenterait dans des proportions allant de 10 à 13 pour cent si cette variabilité était ramenée à zéro. Rose (1999) trouve des résultats relativement similaires (effets négatifs faibles mais significatifs) avec un ensemble de données plus large le commerce augmentant également dans des proportions comparables si la variabilité disparaît entre des partenaires commerciaux très intégrés du point de vue économique<sup>6</sup>. En outre, Dell'Araccia et Rose constatent tous deux un impact assez fort de l'union monétaire sur le commerce, après avoir vérifié les effets « pays tiers » de la volatilité sur le commerce régional. Rahman et Serletis (2009) constatent que l'incertitude des taux de change a exercé un effet généralement négatif et significatif sur les exportations récentes des Etats-Unis, mais que les exportations ont répondu de façon dissymétrique aux chocs positifs et négatifs dus aux taux de change. Dans un modèle de gravité utilisant 25 années de données trimestrielles et des techniques de co-intégration, Chitet et al. (2010) ont examiné les exportations réelles de cinq économies émergentes d'Asie de l'Est entre elles, ainsi que vers 13 pays industrialisés. Les auteurs fournissent des données montrant nettement que la volatilité des taux de change a eu un impact négatif statistiquement significatif sur les exportations de ces économies émergentes. Ils ont également vérifié l'impact de la

---

<sup>6</sup> Toutefois, dans des travaux antérieurs, Rose (1991) n'avait pas constaté de relation négative entre les taux de change et le commerce pour un ensemble de pays du G-7 durant les années 1980.

volatilité des taux de change des pays tiers, afin de déterminer si un accroissement de cette volatilité entre le pays importateur et les autres pays exportateurs favorisait les exportations bilatérales entre deux partenaires commerciaux. Leurs constatations tendent à confirmer que la volatilité non seulement absolue mais aussi relative est importante pour les exportations bilatérales des économies émergentes d'Asie de l'Est. Ils en concluent que la volatilité des taux de change dans les économies d'Asie de l'Est a un impact négatif significatif sur les exportations à destination du marché mondial.

En revanche, d'autres auteurs n'ont pas constaté de relation négative robuste entre les taux de change et le commerce global. Tel est le cas de Hondroyiannis et al. (2008) qui utilisent un échantillon de 12 pays industrialisés pour lesquels ils ne trouvent aucun effet significatif durant la période 1977-2003. Ils en concluent que « le constat d'un impact négatif significatif de la volatilité est attribuable à des biais de spécification ». Boug et Fagereng (2010) ne constatent aucune « preuve que les résultats (des entreprises norvégiennes) à l'exportation aient été influencés de façon significative par l'incertitude des taux de change ». Tenreyro (2007) utilise une approche estimative pour étudier simultanément tous les biais relevés dans la littérature antérieure, notamment le problème de la causalité inverse et ne constate aucun impact significatif de la volatilité des taux de change nominaux sur les flux commerciaux. Certaines études récentes qui incorporent la volatilité des taux de change nominaux dans un cadre d'équation de gravité ne constatent pas d'impact robuste de cette volatilité (Eicher et Henn, 2009). Baum et Caglayan (2010) concluent également que la volatilité des taux de change n'a pas d'impact sur le niveau des échanges mais ils constatent un lien positif robuste avec la volatilité des flux commerciaux bilatéraux. De même, Tatliyer et Yigit (2016) examinent l'impact de la volatilité sur les niveaux d'exportations turques. D'une part, ils constatent qu'il existe une relation positive entre la volatilité du taux de change et les exportations réelles à long terme. D'autre part, ils constatent que la volatilité n'a aucun impact sur les exportations à court terme.

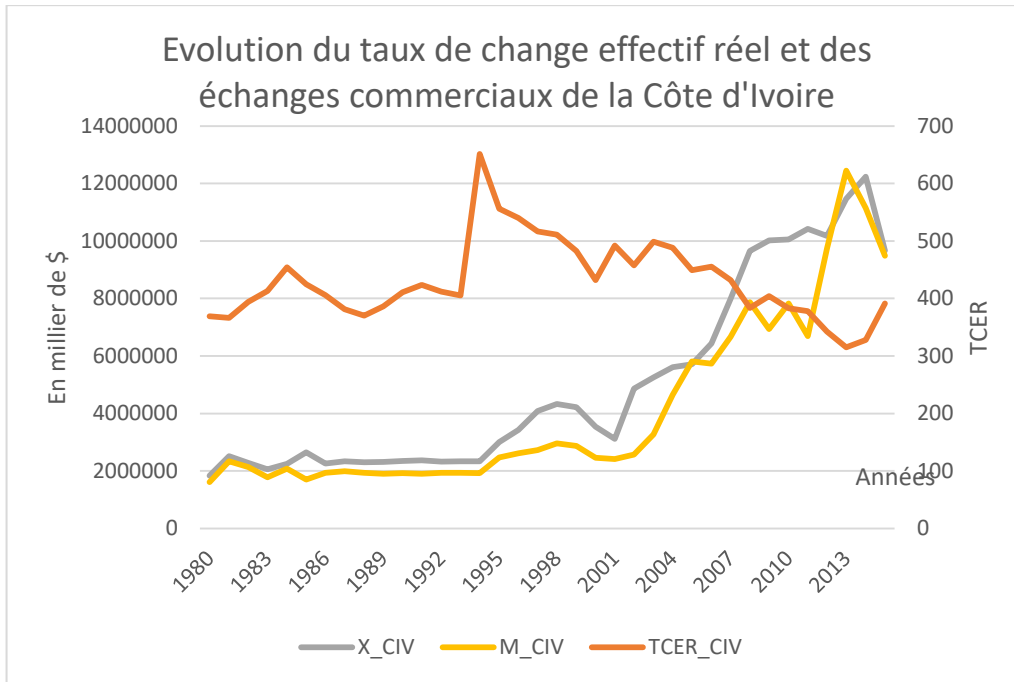
### **1.3 Commerce international et profil des partenaires commerciaux**

Il s'agit d'analyser dans cette section, l'évolution des échanges commerciaux de la Côte d'Ivoire et du Sénégal et le profil de leurs partenaires commerciaux.

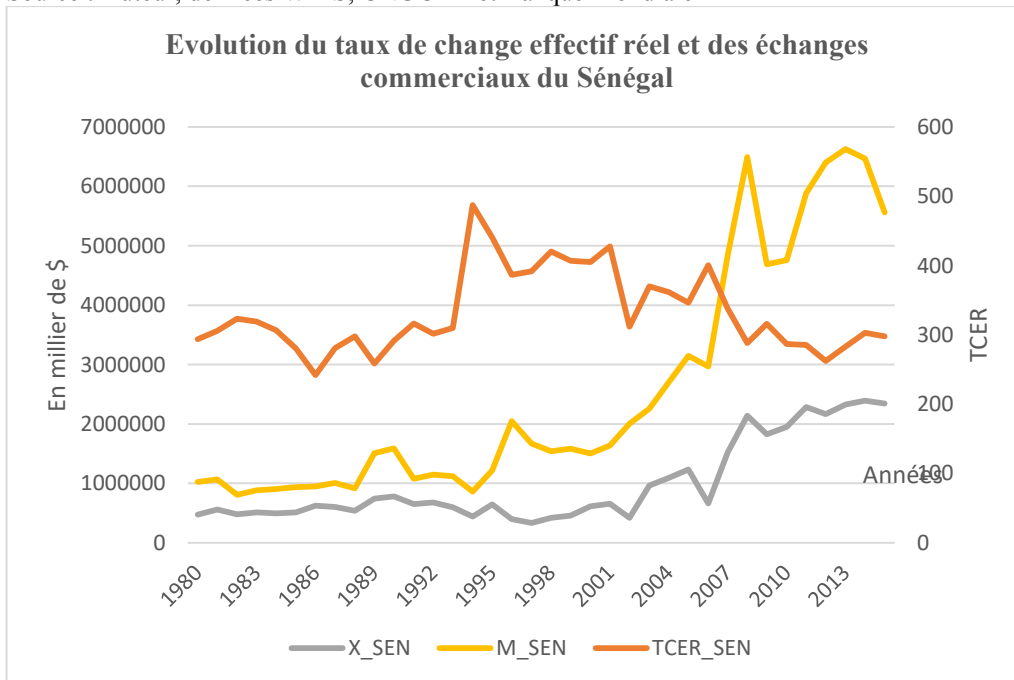
### 1.3.1. Evolutions des taux de change effectifs réels (TCER) et des échanges commerciaux

Dans cette partie, nous tentons d'analyser l'évolution des TCER de la Côte d'Ivoire et du Sénégal de celles de leurs échanges commerciaux.

**Figure 1.1: Evolution du taux de change effectif réel et des échanges commerciaux**



Source : Auteur, données WITS, CNUCED et Banque Mondiale



Source : Auteur, données WITS, CNUCED et Banque Mondiale

Les courbes d'évolution des exportations et importations nous montrent globalement un excédent commercial pour la Côte d'Ivoire et un déficit pour le Sénégal. Ces courbes devant permettre de mettre en relation le TCER et les exportations et les importations aboutissent à des résultats plus ou moins mitigés. Néanmoins, elles peuvent être analysées en trois périodes :

1980 – 1993 : nous observons un quasi stabilité des taux de change effectifs réels et des échanges commerciaux de la Côte d'Ivoire et du Sénégal. En effet, cette période avant la dévaluation du franc CFA correspond à une période où plusieurs programmes d'ajustement structurel et sectoriel ont été mis en œuvre dans la plus part des pays en développement. Ces programmes consistaient entre autre à la stabilisation économique qui exigeait de ramener la demande globale à un niveau compatible avec la disponibilité en devises et la capacité productive de ces pays afin de lutter contre l'inflation. A cette époque, la politique monétaire d'accompagnement des mesures de stabilisation visait à restreindre les importations en les rendant chères et encourager les exportations en les rendant rentables. Toutefois, cela n'a pas contribué à booster les exportations de ces pays.

1994 – 1998 : Cette période est marquée par la dévaluation en 1994 qui consistait à intensifier les efforts de l'ajustement. La dévaluation du franc CFA a traduit une dépréciation du taux de change d'où une baisse par rapport à la monnaie française. Ce qui a entraîné indirectement une appréciation ou dépréciation de la monnaie nationale par rapport aux autres monnaies qui sont en régime de change flexibles par rapport à la monnaie française. On note ainsi une appréciation du TCER de la Côte d'Ivoire et du Sénégal ce qui est normal dans la mesure où la cotation utilisée ici est à l'incertain. On note aussi une amélioration des échanges commerciaux sauf les exportations du Sénégal qui sont quasi constantes. Ce qui est paradoxal par rapport à la théorie économique. En effet, dans la théorie, une appréciation du taux de change effectif réel (TCER) entraîne à priori une baisse des exportations et une hausse des importations. Ce qui conduit à une détérioration de la compétitivité. Inversement, la dépréciation provoque une hausse des exportations et une baisse des importations. Ce résultat mitigé trouve, d'une part son explication du fait que la France est le premier client et fournisseur de ces pays. Ainsi, la dévaluation a entraîné une diminution des prix des produits exportés vers ce pays et une augmentation des quantités exportées. D'autre part, le dollar américain, monnaie fluctuante par rapport au franc français et indirectement au franc CFA est la principale monnaie de facturation sur le marché international. Donc une appréciation du franc CFA par rapport au dollar américain rend les importations bon marché favorisant ainsi une hausse des importations.

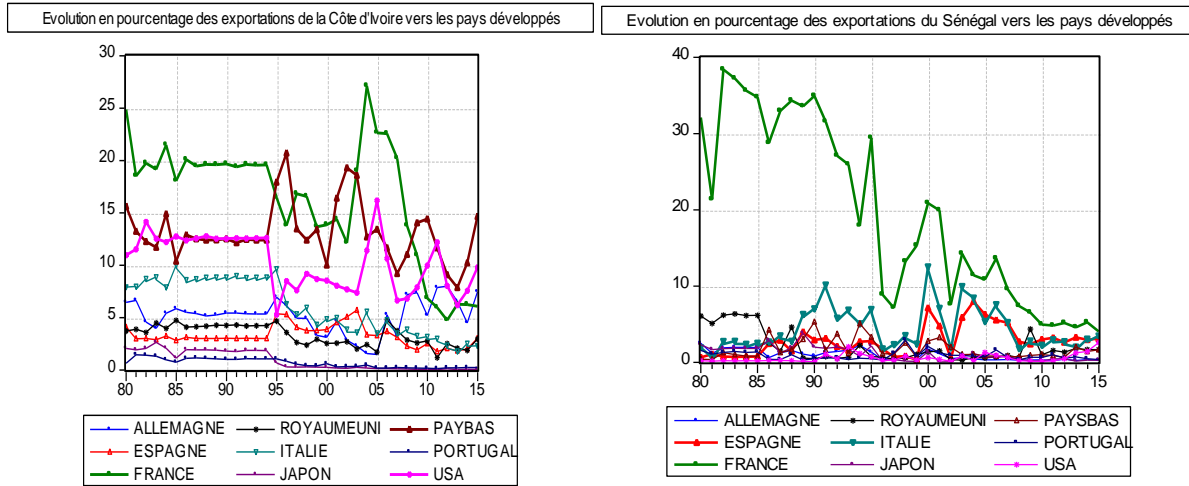
1999 – 2015 : correspond à la période de l'arrimage du FCFA à l'euro. Nous notons une tendance à la baisse du TCER suivie d'une hausse (2012 pour le Sénégal et 2013 pour la Côte d'Ivoire). Dans l'ensemble, nous notons aussi une tendance à la hausse des courbes des échanges commerciaux. Cette dépréciation du TCER a contribué à la hausse des exportations comme énoncé dans la théorie. Contrairement à nos attentes, les importations se sont accrues aussi. Ceci peut trouver, d'une part son explication à la dépendance de ces pays à la France en importation, malgré que l'arrimage du CFA à l'euro ait été considéré par la plupart des économistes comme une dévaluation. D'autre part, cela peut être dû au fait de la réduction du poids de la France dans les échanges commerciaux de ces pays et une réorientation des échanges vers les pays les plus proches géographiquement et/ou vers de nouvel marché. Cette configuration des échanges peut être appréciée dans la sous-section suivante.

### **1.3.2. Le profil des partenaires commerciaux**

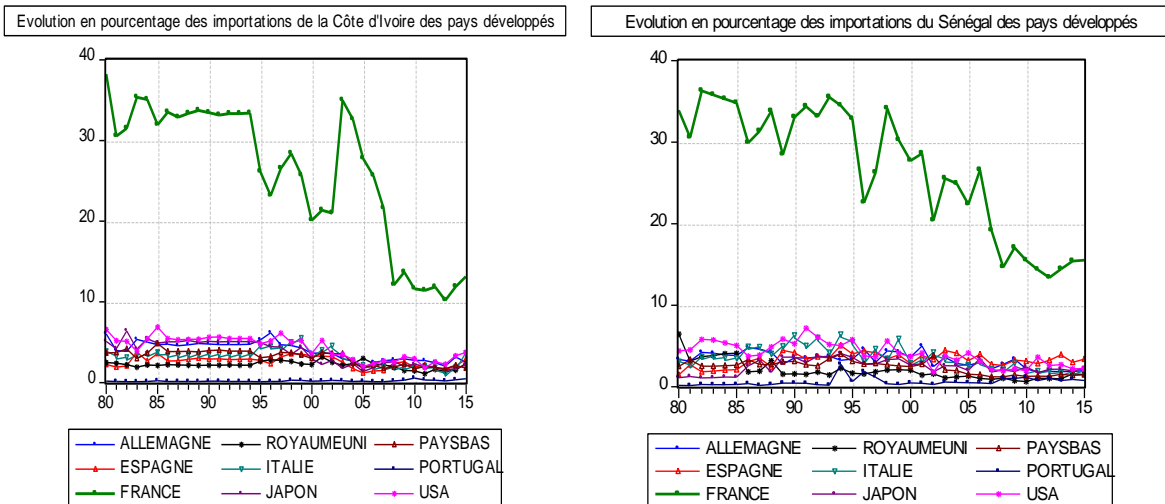
Les relations commerciales internationales sont tributaires d'un certain nombre de facteurs. Glick et Rose (2001) soutiennent qu'en plus de l'Union monétaire, le partage d'une langue commune, des frontières communes, d'un accord commercial régional et de la même histoire coloniale encourage le commerce. Ainsi, nous cherchons à déterminer ici le profil des partenaires de la Côte d'Ivoire et du Sénégal. Pour ce faire, nous décomposons en cinq groupes les pays partenaires : pays développés, pays BRICS, pays de l'UEMOA, pays de la CEDEAO hormis les pays de l'UEMOA et pays CEMAC.

### 1.3.2.1 Echanges commerciaux avec quelques pays développés

Figure 1.2: Evolution des échanges commerciaux avec les pays développés



Source : Auteur, données WITS



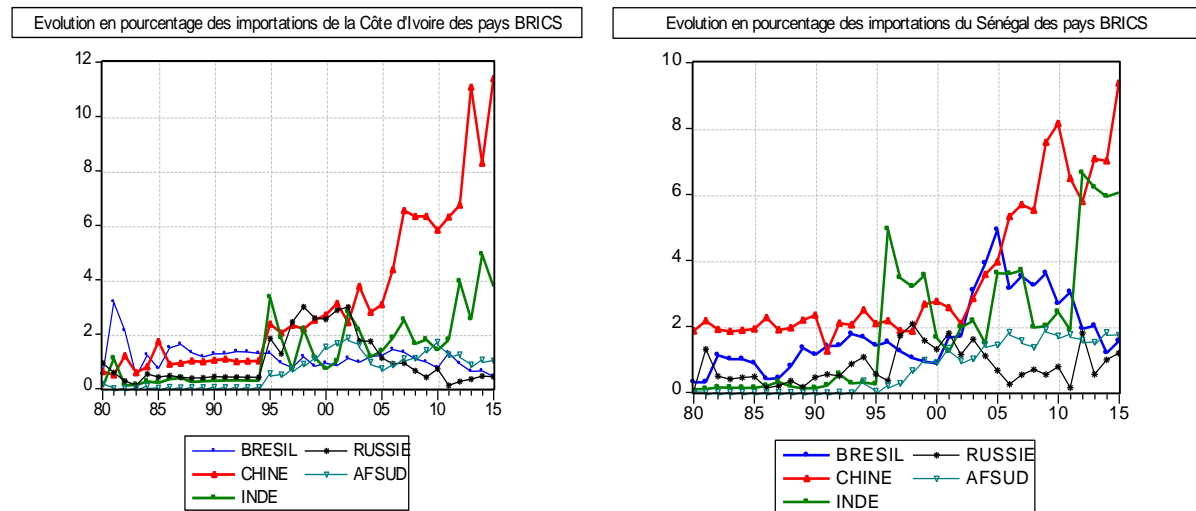
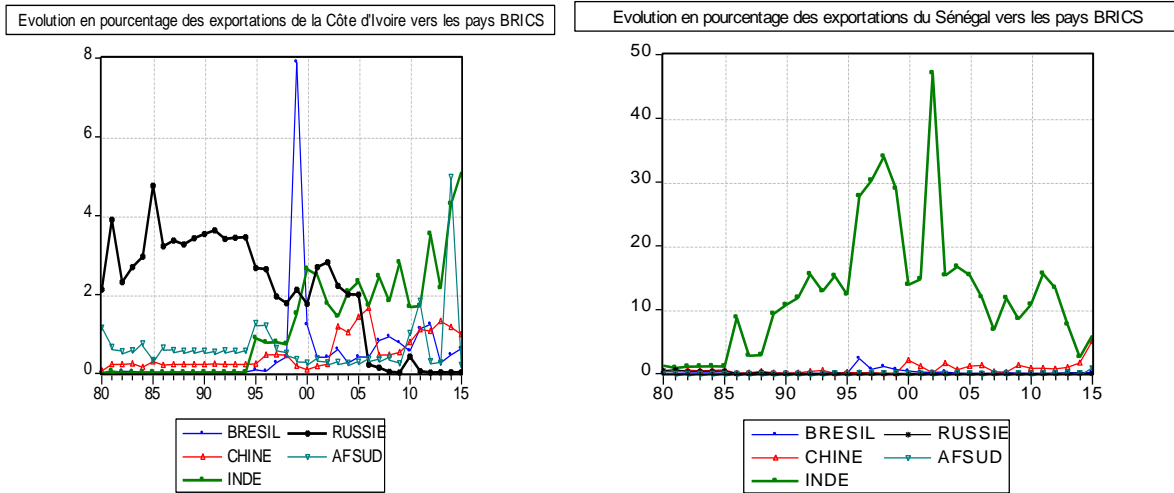
Source : Auteur, données WITS

Nous observons que la part des pays développés dans les échanges commerciaux de la Côte d'Ivoire et du Sénégal est très importante.

Dans l'orientation des produits du commerce extérieur, la France demeure le partenaire majeur du Sénégal et de la Côte d'Ivoire et d'une manière générale de l'ensemble des pays de l'UEMOA. Les pratiques commerciales des pays de l'UEMOA sont héritées de l'époque coloniale et privilégient les échanges avec l'ancien colonisateur. Ce qui explique ainsi, la forte dépendance en import et export de ces pays envers la France. Néanmoins, ces dernières années, elle est en continuelle baisse et est au-dessous de 15% dans chacun des pays.

### 1.3.2.2 Echanges commerciaux avec les pays BRICS

Figure 1.3: Evolution des échanges commerciaux avec les pays BRICS



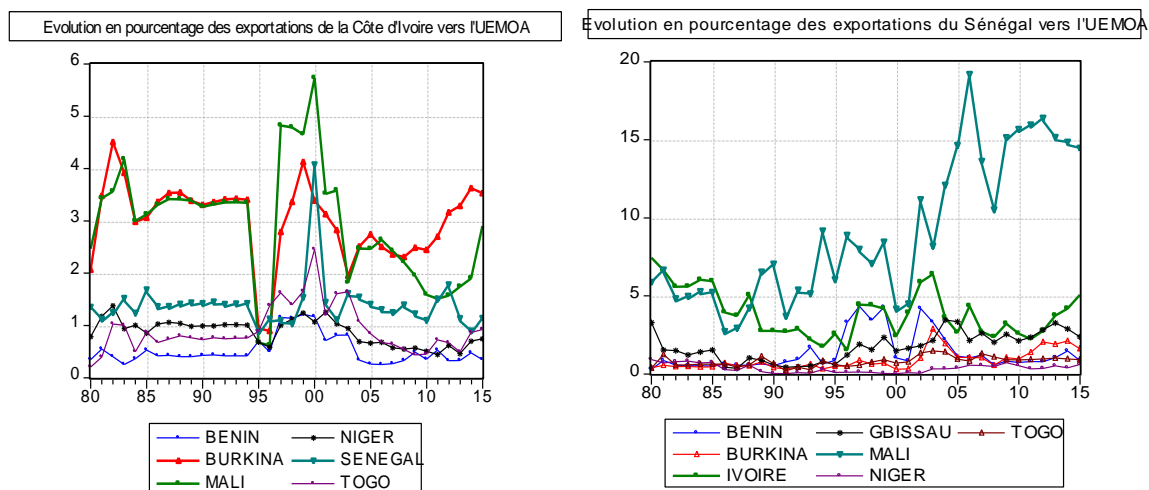
Les exportations vers les pays BRICS restent faibles pour la Côte d'Ivoire (moins de 8%) et plus ou moins importantes pour le Sénégal. Dans ce groupe, l'Inde dont la part des exportations est la plus importante, représente le principal pays de destination des produits de la Côte d'Ivoire et du Sénégal. Mais concernant les importations, la Chine est le principal fournisseur de ces pays.

A partir de 2002, les importations de la Côte d'Ivoire et du Sénégal en provenance de la Chine ne cessent de progresser et deviennent de plus en plus importantes. Ainsi, l'appréciation du franc CFA qui comme l'euro par rapport au dollar durant ces dernières années a créé

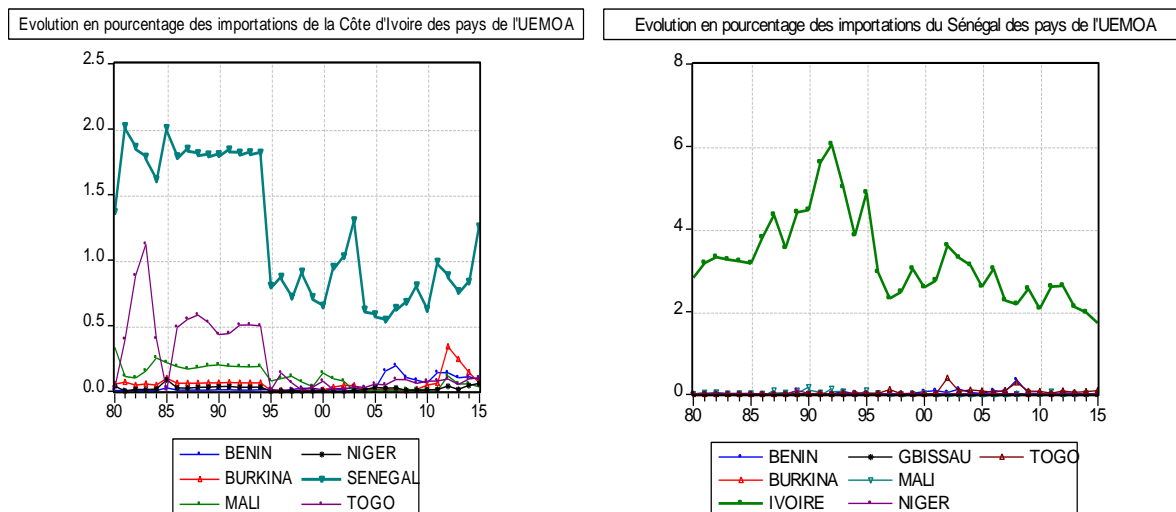
l'augmentation des importations en provenance des pays BRICS. Cela explique aussi la hausse des importations totales notée pour ces deux pays.

### 1.3.2.3 Echanges commerciaux avec les autres pays de l'UEMOA

Figure 1.4: Evolutions des échanges commerciaux avec les autres pays de l'UEMOA



Source : Auteur, données WITS



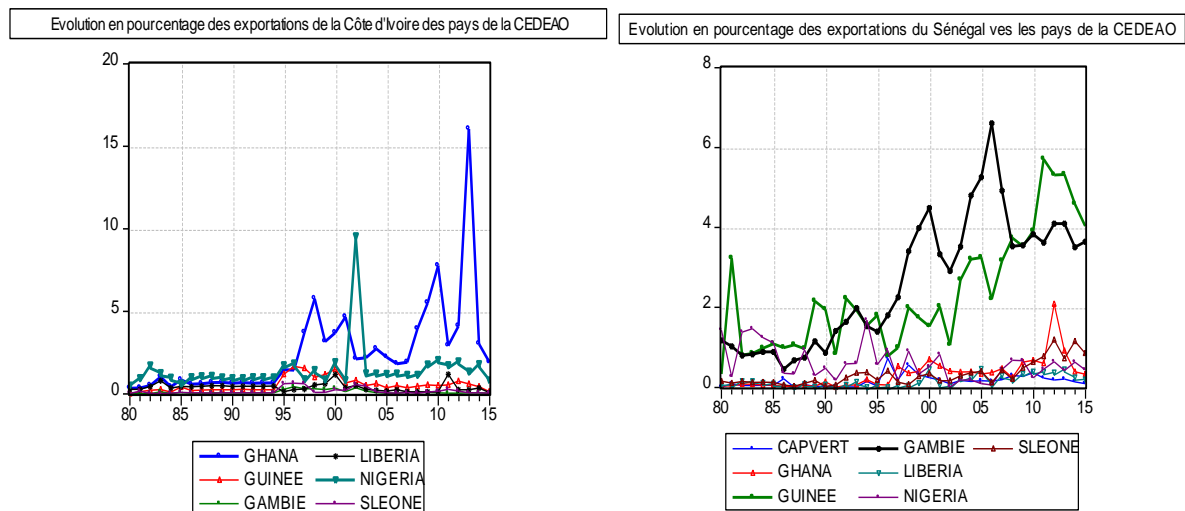
Source : Auteur, données WITS

Les courbes montrent un échange intra-UEMOA très faible. L'avantage principal d'une telle union devrait être le développement du commerce régional mais il se trouve que ces pays n'en profitent pas. Comparé à la Côte d'Ivoire, le Sénégal favorise plus les échanges intra-UEMOA. Dans cette zone, le Burkina Faso suivi du Mali et du Sénégal sont dans l'ordre les principaux pays de destination des produits de la Côte d'Ivoire. Et pour le Sénégal, il s'agit du Mali, de la Côte d'Ivoire et de la Guinée Bissau. Pour ce qui est des importations, nous

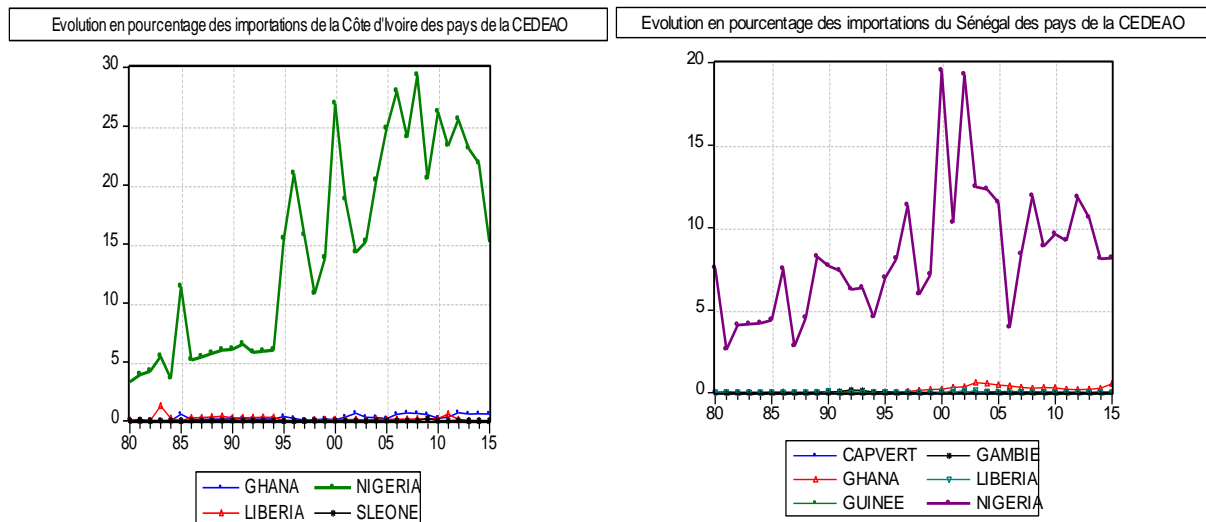
remarquons que la Côte d'Ivoire et le Sénégal importent plus l'un(e) chez l'autre qu'ils en importent chez les autres pays de l'Union. Ce qui implique que nous remarquons que ce sont les facteurs tels que la frontière et le poids économique qui favorisent le plus les échanges commerciaux entre ces pays.

### 1.3.2.4 Echanges commerciaux avec les pays de la CEDEAO hors UEMOA

**Figure 1.5: Evolution des échanges commerciaux avec les pays de la CEDEAO hors UEMOA**



Source : Auteur, données WITS



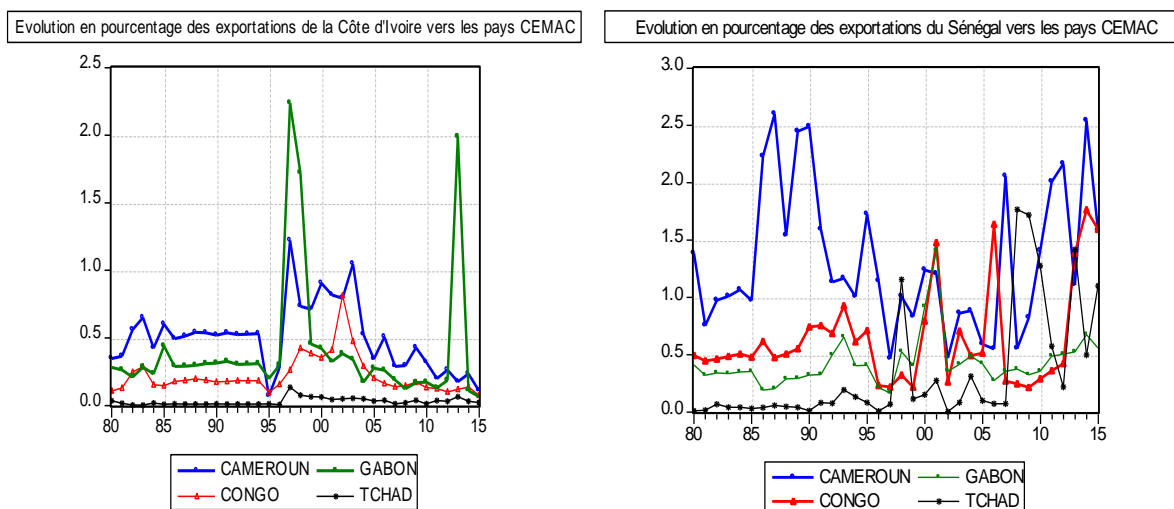
Source : Auteur, données WITS

Dans l'espace CEDEAO hormis les pays de l'UEMOA, nous constatons que la variable frontière commune et le poids de l'économie contribuent globalement au commerce. En effet, nous observons que ces pays échangent plus avec les pays frontaliers qu'avec ceux éloignés.

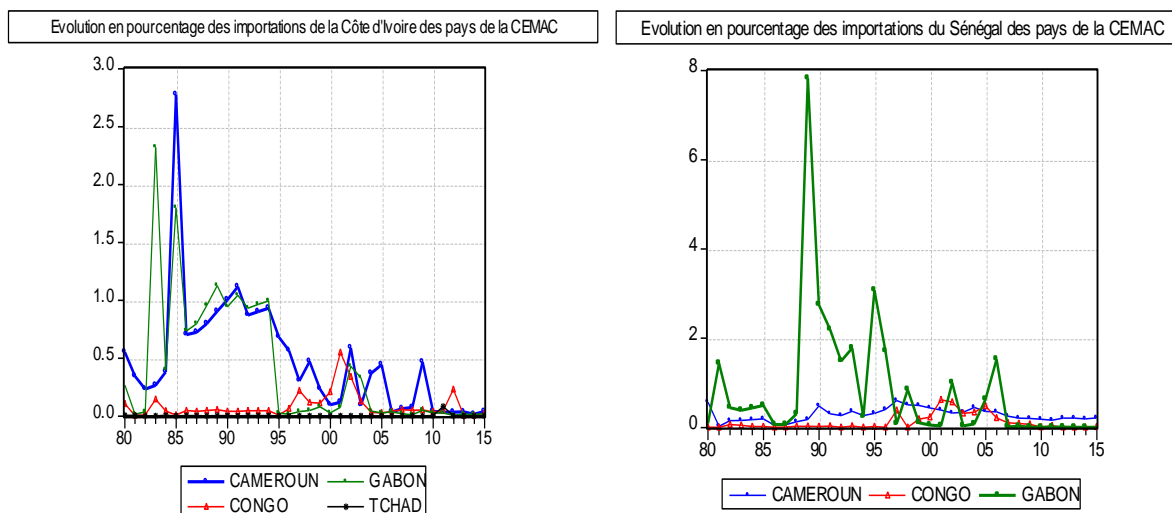
Ainsi, le Ghana suivi du Nigéria sont les principaux pays de destination des produits de la Côte d'Ivoire. Alors que pour le Sénégal, ce sont la Guinée Conakry et la Gambie respectivement. Et pour ce qui est des importations, le Nigéria demeure de loin le principal fournisseur de ces pays. Cette performance du Nigéria par rapport à ces pays dépend aussi de sa monnaie faible.

### 1.3.2.5 Echanges commerciaux avec les pays de la CEMAC

Figure 1.6: Evolution des échanges commerciaux avec les pays de la CEMAC



Source : Auteur, données WITS



Source : Auteur, données WITS

Nous remarquons que le partage d'une parité commune ne favorise pas un vif essor des échanges entre les pays CEMAC et ceux de l'UEMOA. En effet, nous notons des échanges commerciaux très faibles entre les pays des deux zones. Ces faibles parts dans les échanges de

la Côte d'Ivoire et du Sénégal peuvent être expliquées par la distance qui agit négativement sur les échanges commerciaux.

#### **1.4 Examen économétrique de la relation entre taux de change et le commerce extérieur**

Cette section décrit la spécification du modèle économétrique, les données utilisées et les résultats obtenus.

##### **1.4.1. Présentation et justification du modèle de gravité**

Les modèles de gravité sont largement utilisés pour estimer les déterminants des échanges commerciaux internationaux. Ils sont utilisés pour estimer l'impact d'une variété de politiques économiques, dont les groupes régionaux de commerce, unions monétaires, les distorsions des échanges et accords, les activités de la région frontalière et des liens historiques.

Ainsi, le modèle de gravité est une relation qui explique le commerce entre deux pays par la taille économique et la distance qui les sépare d'une manière analogique avec l'expression de la loi de la gravitation universelle de Newton. C'est un outil standard en économie pour évaluer l'écart entre le commerce réel et le commerce potentiel entre deux pays.

Tinbergen (1962) et Pöyhönen (1963) ont fait les premières études économétriques des flux commerciaux basés sur l'équation de gravité. Tinbergen (1962) utilise ce modèle pour expliquer l'intensité des flux migratoires en fonction de la taille des régions et de la distance qui les sépare.

Plusieurs auteurs ont utilisé aussi, au cours des dernières décennies, le modèle de gravité pour mesurer l'impact d'une union douanière ou monétaire sur le commerce bilatéral. Depuis Rose (2000), le modèle de gravité a été beaucoup utilisé pour mesurer l'impact des unions monétaires sur le commerce.

Le modèle de gravité nous semble alors la meilleure approche permettant d'étudier l'effet du taux de change sur les échanges et de déterminer les facteurs contribuant à la création de commerce.

Du point de vue économique, l'utilisation des modèles de gravité dans l'analyse du commerce international est basée sur la logique selon laquelle les flux d'échanges entre deux pays dépendent positivement de leurs « masses économiques » mesurées par leurs Produits Intérieurs Bruts (PIB) et dépendent inversement de la distance séparant ces deux pays. En d'autres termes, la potentialité d'un pays à fournir (exporter) des produits demandés par ses partenaires économiques dépend de sa propre taille économique mesurée par le PIB alors que la demande des pays partenaires (importateurs) dépend des revenus ou PIB de ces derniers. Le rôle de la distance devient évident quand on fait l'hypothèse que l'on se trouve devant une paire de PIB donnée (deux pays ayant la même taille).

Ainsi, le modèle de gravité de départ se présente comme suit :

$$X_{ij} = A \frac{Y_i^{a_1} Y_j^{a_2}}{dist_{ij}^{a_3}} \quad (1.1)$$

Où  $X_{ij}$  est le niveau des exportations du pays  $i$  vers les pays  $j$  ;  $A$  est une constante ;  $Y_i$  est le **PIB** du pays  $i$  ;  $Y_j$  est le **PIB** du pays  $j$  ;  $dist_{ij}$  est la distance entre les deux pays  $i$  et  $j$  ( $i \neq j$ ). Dans la pratique, il s'agit de la distance entre les principales capitales ou ports des deux pays.

La forme logarithmique de cette équation donne :

$$\log(X_{ij}) = \log(A) + a_1 \log(Y_i) + a_2 \log(Y_j) + a_3 \log(dist_{ij}) \quad (1.2)$$

Où  $a_1$  et  $a_2$  sont positifs et  $a_3$  négatif.

Plusieurs équations du modèle de gravité empirique ont découlé de l'équation du modèle théorique (1.2). Le succès du modèle de gravité simple, c'est-à-dire le modèle avec seulement les PIB et la distance comme variables explicatives, est remarquable dans les études empiriques. Mais le commerce extérieur n'est pas influencé seulement par ces deux facteurs. Certaines autres caractéristiques des partenaires comptent également. Nous ajoutons par conséquent d'autres déterminants potentiels afin d'élargir la portée du modèle. Cet élargissement en fonction de nos précédentes observations, s'inspire du modèle utilisé par Rose (2000) comme la plupart des études empiriques de modèle gravitaire géoéconomique s'en sont inspirées.

Rose (2000) utilise le modèle de gravité augmenté pour estimer les effets des unions monétaires et de la volatilité du taux de change sur le commerce. Il ajoute plusieurs variables dans ce modèle augmenté permettant de prendre en compte, entre autres, les aspects monétaires.

Nous appliquons le logarithme sur toutes les variables explicatives à l'exception des variables muettes. L'avantage de l'utilisation des variables en logarithme se trouve au niveau de leur interprétation. Les coefficients de ces derniers sont interprétés comme des élasticités.

Le modèle utilisé est le suivant :

$$\ln(X_{ijt}) = \beta_0 + \beta_1 \ln(Y_i) t + \beta_2 \ln(Y_j) t + \beta_3 \ln(Dist_{ij}) + \beta_4 Front_{ij} + \beta_5 Lang_{ij} + \beta_6 Colon_{ij} + \gamma CU_{ijt} + \delta V(e_{ij})t + \epsilon_{ijt} \quad (1.3)$$

Où  $i$  traduit la Côte d'Ivoire ou le Sénégal et  $j$  traduit les pays partenaires,  $t$  exprime le temps et les autres variables sont définies comme :

$X_{ijt}$  est la valeur du commerce bilatéral entre les pays  $i$  et  $j$  à la période  $t$ . Les exportations sont obtenues de la base de données de World Integrated Trade Solution (WITS) ;

$Y$  est le PIB réel converti en PPA obtenu de la base de données du CEPII. Il révèle la taille potentielle du marché et le pouvoir d'achat des consommateurs des deux pays partenaire ;

$Dist_{ij}$  est la distance géodésique entre les pays  $i$  et  $j$  tirée de la base de données du CEPII. Les distances géodésiques sont calculées selon la formule du grand cercle, qui utilise les latitudes et longitudes des villes/agglomérations les plus importantes (en termes de population) et les coordonnées géographiques des capitales, Mayer et Zignago (2011). C'est une variable proxy permettant d'approcher les coûts de transport entre les deux pays partenaires. Autrement dit, elle symbolise une mesure des coûts de transport pour acheminer une marchandise d'un point à un autre ;

$Front_{ij}$  est une variable muette qui vaut 1 si  $i$  et  $j$  partagent la même frontière et 0 sinon. Elle sert à mesurer l'effet de voisinage qui résulte pour deux pays du partage d'une frontière commune sur le volume de leur échange ;

$Lang_{ij}$  est une variable muette qui vaut 1 si  $i$  et  $j$  ont la même langue officielle et 0 sinon ;

$Colon_{ij}$  est une variable muette qui vaut 1 si  $i$  a colonisé  $j$  ou vice-versa ;

$CU_{ijt}$  est une variable muette qui vaut 1 si  $i$  et  $j$  ont une monnaie commune au temps  $t$  ;

$V(e_{ij})_t$  est le taux de change nominal bilatéral (entre  $i$  et  $j$ ) à la période  $t$ . Les taux de change sont obtenus de la base de données d'UNCTAD.

Le choix porté sur ces variables se justifie par l'ambition de vérifier nos observations faites au niveau des faits stylisés de la section du profil des partenaires commerciaux. En effet, nous remarquons que les pays commercent plus avec les pays dont ils sont frontaliers que ceux qui sont éloignés. Ce qui explique la présence de la variable frontière et le maintien de la variable distance dans notre modèle de gravité. Nous remarquons aussi que le poids économique d'un pays apparaît comme une sorte de débouché pour les produits. Ce facteur débouché, déterminant des échanges commerciaux peut aussi exprimer la provenance des préférences des consommateurs. Ce qui nous conduit à retenir le PIB réel converti en PPA qui révèle la taille potentielle du marché et le pouvoir d'achat des consommateurs. Nous remarquons également que les rapports historiques, politiques (langue, colonisation, monnaie commune) sont susceptibles d'avoir une influence sur les échanges commerciaux.

La présence de ces variables dans notre modèle de gravité nous permet donc de savoir leur influence sur les échanges commerciaux et aussi de confirmer ou infirmer nos observations.

Dans ce modèle, les coefficients d'intérêt sont  $\gamma$  qui représente l'effet de l'union monétaire sur les flux commerciaux et  $\delta$  qui mesure l'impact des taux de change bilatéraux sur le commerce bilatéral.

#### **1.4.2. Estimation économétrique du modèle de gravité**

Le modèle de gravité est considéré par Leamer et Levinsohn (1997) comme étant le modèle le plus robuste, d'un point de vue économétrique, pour prédire et expliquer les courants des échanges bilatéraux.

Cependant, l'estimation des modèles de gravité fait face à deux problèmes majeurs : d'une part, le biais dû aux variables omises et d'autre part le biais de sélection en raison de la forte concentration de valeurs nulles dans la variable dépendante lorsque les flux commerciaux bilatéraux sont quasi-inexistants entre une paire de pays (Etoundi, 2014). Nous avons identifié trois types d'estimateur du modèle de gravité à savoir : l'estimateur des moindres carrés

ordinaires (MCO), l'estimateur Tobit et l'estimateur du Pseudo-Maximum de Vraisemblance de Poisson (Poisson).

Nous retenons dans ce chapitre, la méthode des moindres carrés ordinaires en données de panel pour estimer ce modèle. D'ailleurs, le modèle de gravité a souvent été estimé par les moindres carrés ordinaires sur données en coupes transversales ou en panel.

L'un des problèmes dont souffrent les Moindres Carrés Ordinaires est celui de l'hétéroscédasticité des résidus. L'hétéroscédasticité des résidus est un problème courant en particulier dans le cas de données en coupe transversale ou en panel. Il est en effet assez probable que la variance des résidus soit différente selon les pays considérés. Théoriquement, la présence d'hétéroscédasticité n'entraîne pas un biais sur les coefficients estimés mais elle affecte les écart-types de ces coefficients et aussi les statistiques de Student (Freudenberg et al, 1998).

L'équation de notre modèle de gravité augmenté est estimée en données de panel par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) à effets aléatoires. La régression par les MCO se justifie par le fait que c'est une méthode qui nous permet d'estimer les coefficients d'une régression linéaire multivariée en minimisant la somme des carrés des résidus. Avant l'estimation par la MCO, un certain nombre de tests ont été réalisés : test de « Levin-Lin-Chu » (Cf. annexe pp. 94 – 102) pour la stationnarité des variables et le test de « Breusch and Pagan » pour vérifier la présence d'hétéroscédasticité (Cf. annexe pp. 108 – 111).

L'estimation de notre modèle de gravité porte sur la période 1980 à 2015 et elle est ensuite divisée en trois sous-périodes. L'intérêt de cette subdivision est d'analyser l'effet du taux de change sur les exportations pendant le programme des ajustements structurels, après la dévaluation et pendant l'arrimage du franc CFA à l'euro.

**Tableau 1.1: Estimation du modèle de gravité sur la période 1980\_2015**

	Côte d'Ivoire			Sénégal				
	Coefficients	t_statistique	Prob	Coefficients	t_statistique	Prob		
$e_{ijt}$	-6,53e <sup>-13</sup> ***	-6,27	0,000	-6,12.e <sup>-13</sup> ***	-4,52	0,000		
<b>PIB<sub>i</sub></b>	1,539***	7,14	0,000	1,531***	10,19	0,000		
<b>PIB<sub>j</sub></b>	0,929***	26,77	0,000	0,573***	12,70	0,000		
<b>Dist</b>	-1,667***	-16,38	0,000	-1,159***	-8,65	0,000		
<b>Front</b>	0,383**	2,52	0,012	1,120***	4,88	0,000		
<b>Lang</b>	0,363	1,43	0,154	0,738***	3,09	0,002		
<b>Colon</b>	1,574***	4,61	0,000	2,285***	6,07	0,000		
<b>CU</b>	0,671***	2,66	0,008	1,389***	5,64	0,000		
<b>Const.</b>	-4,588*	-1,89	0,059	-5,368***	-3,08	0,002		
	R-squared	0,5531	Nbre d'obs.	1080	R-squared	0,3984	Nbre d'obs.	1152
	Adj R-squared	0,5497	F(8, 1071)	165,67	Adj R-squared	0,3942	F(8, 1143)	94,60
	Prob>F	0,0000	Root MSE	1,2277	Prob>F	0,0000	Root MSE	1,6575

Source : Auteur

Note : significatif au seuil de \*\*\*1% ; \*\*5% ; \*10%.

Pour la Côte d'Ivoire, le  $R^2 = 55,31\%$  et pour ce qui est du Sénégal  $R^2 = 39,84\%$ . Les variables indépendantes, à l'exception de la variable langue commune de la Côte d'Ivoire, ont une influence significative sur les exportations, car les probabilités critiques associées à ces variables sont inférieures aux valeurs seuils. Notre modèle est globalement significatif (Prob > F = 0,000 est inférieur à 5%).

L'estimation de notre modèle de gravité augmenté par la méthode des moindres carrés ordinaires présente les signes attendus sur la période 1980-2015. En effet, les coefficients des PIB<sub>i</sub> (Côte d'Ivoire ou Sénégal) et PIB<sub>j</sub> (pays partenaires) sont positifs et significatifs et ceux de la distance et des taux de change sont négatifs et significatifs (leurs P values sont inférieures à la valeur seuil). Ainsi pour la Côte d'Ivoire et le Sénégal, la valeur des exportations augmente avec la taille potentielle du marché et le pouvoir d'achat des consommateurs et baisse avec la distance et les taux de change.

Comme la plupart des auteurs dans la revue théorique, nous trouvons aussi que les taux de change agissent négativement et faiblement sur le commerce extérieur des deux pays sur toute la période. Dans cette logique, une hausse de 10% des taux de change provoquerait une baisse des exportations de  $6,53 \cdot 10^{-12}$  pour la Côte d'Ivoire et  $6,12 \cdot 10^{-12}$  pour le Sénégal.

Nous trouvons aussi que les variables telles que la frontière commune, le passé colonial, le partage d'une monnaie et langue commune contribuent positivement à la création de commerce exceptée la variable langue commune de la Côte d'Ivoire qui est non significative.

**Tableau 1.2: Estimation du modèle de gravité sur la période 1980\_1993**

	Côte d'Ivoire			Sénégal				
	Coefficients	t_statistique	Prob	Coefficients	t_statistique	Prob		
$e_{ijt}$	-6,57e <sup>-13***</sup>	-5,59	0,000	-7,03e <sup>-13***</sup>	-5,05	0,000		
PIBi	-1,325	-0,06	0,952	-0,926	-1,09	0,274		
PIBj	1,092***	17,10	0,000	0,691***	9,94	0,000		
Dist	-1,765***	-9,56	0,000	-1,132***	-5,46	0,000		
Front	0,493*	1,76	0,079	1,591***	4,09	0,000		
Lang	0,251	0,54	0,588	0,382	0,72	0,470		
Colon	1,827***	2,94	0,003	3,38***	4,74	0,000		
CU	1,506***	3,32	0,001	2,172***	3,97	0,000		
Const.	11,579	0,50	0,618	16,834**	2,03	0,043		
	R-squared	0,5403	Nbre d'obs.	406	R-squared	0,4040	Nbre d'obs.	448
	Adj R-squared	0,5310	F(8, 397)	58,33	Adj R-squared	0,3931	F(8, 439)	37,20
	Prob>F	0,0000	Root MSE	1,4317	Prob>F	0,000	Root MSE	1,6867

Source : Auteur

Note : significatif au seuil de \*\*\*1% ; \*\*5% ; \*10%.

Pour la Côte d'Ivoire  $R^2 = 54,03\%$  et pour le Sénégal nous avons  $R^2 = 39,31\%$ .

Dans cette sous-période, les coefficients associés aux variables répondent à nos attentes excepté ceux des  $PIBi$  de la Côte d'Ivoire et du Sénégal. Cela se justifie par le fait que ces pays étaient confrontés à cette époque à une instabilité économique qui a conduit d'ailleurs à la dévaluation pour booster leurs exportations. Nous trouvons que la distance et les taux de change contribuent à freiner les exportations de la Côte d'Ivoire et du Sénégal. Ainsi, une augmentation

de 10% sur la variable taux de change provoque une baisse de  $6,57.10^{-12}$  sur les exportations de la Côte d'Ivoire et une baisse de  $7,03.10^{-12}$  sur celles du Sénégal. Autrement dit une influence négative et très faible des taux de change sur le commerce de ces pays.

Nous observons aussi dans cette sous-période que la variable partage d'une même langue officielle n'est pas significative pour les deux pays.

**Tableau 1.3: Estimation du modèle de gravité sur la période 1994\_1998**

	Côte d'Ivoire			Sénégal				
	Coefficients	t_statistique	Prob	Coefficients	t_statistique	Prob		
<b><math>e_{ijt}</math></b>	$-1,013.10^{-4}$	-0,58	0,560	$-0,517.10^{-4}$	-0,27	0,785		
<b>PIBi</b>	4,531***	3,79	0,000	-2,442	-1,05	0,295		
<b>PIBj</b>	0,768***	8,77	0,000	0,647***	5,99	0,000		
<b>Dist</b>	-1,676***	-6,24	0,000	-1,446***	-4,30	0,000		
<b>Front</b>	0,001	0,00	0,998	0,585	0,98	0,331		
<b>Lang</b>	0,601	0,93	0,353	0,515	0,81	0,417		
<b>Colon</b>	1,277	1,49	0,138	2,148**	2,21	0,028		
<b>CU</b>	-0,382	-0,61	0,544	1,486**	2,29	0,023		
<b>Const.</b>	-34,118***	-2,63	0,009	35,152	1,52	0,130		
	R-squared	0,5113	Nbre d'obs.	150	R-squared	0,3489	Nbre d'obs.	160
	Adj R-squared	0,4836	F(8, 141)	18,44	Adj R-squared	0,3144	F(8, 151)	10,11
	Prob>F	0,0000	Root MSE	1,1798	Prob>F	0,0000	Root MSE	1,5537

Source : Auteur

Note : significatif au seuil \*\*\*1% et \*\*5%.

Dans cette sous-période nommée période après dévaluation du franc CFA, les coefficients associés aux variables répondent à nos attentes à l'exception du coefficient associé au PIBi du Sénégal qui est négatif et non significatif. Cette observation peut s'expliquer par les conséquences de la dévaluation qui a mis en difficulté certaines entreprises exportatrices de ce pays. Toutefois, le coefficient associé aux taux de change demeure négatif pour ces pays mais non significatif et plus important par rapport aux observations précédentes. Ce résultat confirme le constat de Tatliyer et Yigit (2016) qui affirmaient qu'à court terme, le taux de change n'a aucun impact sur les exportations.

**Tableau 1.4: Estimation du modèle de gravité sur la période 1999\_2015**

	Côte d'Ivoire			Sénégal				
	Coefficients	t_statistique	Prob	Coefficients	t_statistique	Prob		
$e_{ijt}$	14,078.10 <sup>-4***</sup>	7,30	0,000	13,737.10 <sup>-4***</sup>	5,07	0,000		
<b>PIB<sub>i</sub></b>	0,237	0,63	0,532	3,361***	9,49	0,000		
<b>PIB<sub>j</sub></b>	0,790***	17,78	0,000	0,309***	4,42	0,000		
<b>Dist</b>	-1,521***	-11,55	0,000	-0,722***	-3,59	0,000		
<b>Front</b>	0,157	0,81	0,419	1,651***	4,94	0,000		
<b>Lang</b>	0,980***	3,10	0,002	0,935***	3,30	0,001		
<b>Colon</b>	0,438	1,02	0,308	1,289***	2,62	0,009		
<b>CU</b>	0,15	0,49	0,627	0,937***	3,15	0,002		
<b>Const.</b>	9,876**	2,33	0,020	-24,877***	-6,37	0,000		
	R-squared	0,5707	Nbre d'obs.	493	R-squared	0,3904	Nbre d'obs.	544
	Adj R-squared	0,5636	F(8, 484)	80,44	Adj R-squared	0,3813	F(8, 535)	41,42
	Prob>F	0,0000	Root MSE	1,0619	Prob>F	0,0000	Root MSE	1,556

Source : Auteur

Note : significatif au seuil de \*\*\*1% et \*\*5%.

Pour la Côte d'Ivoire  $R^2 = 0,5707$  et pour le Sénégal  $R^2 = 0,3904$ .

Dans cette sous-période, les coefficients associés aux variables répondent aux résultats attendus à l'exception du  $PIB_i$  de la Côte d'Ivoire qui est non significatif. Ceci se justifie pour ce pays par la crise politico-militaire et un environnement économique international marqué par l'instabilité des marchés financiers et le repli des cours des matières premières. La distance affecte aussi négativement et significativement les exportations des deux pays.

Dans cette période de l'arrimage du franc CFA à l'euro, nous trouvons que le coefficient affecté aux taux de change est significatif et influence positivement les exportations de la Côte d'Ivoire et du Sénégal. Ceci peut s'expliquer d'une part par la réduction de la pluralité des taux de change avec les pays européens, principaux partenaires qui ont opté pour l'euro. Et d'autre part, par la diversification des échanges durant ces dernières années. Ainsi, une hausse de 10%

des taux de change provoque une hausse de  $14,78.10^{-3}$  des exportations de la Côte d'Ivoire et de  $13,737.10^{-3}$  sur celles du Sénégal.

## 1.5 Conclusion chapitre 1

Dans ce chapitre, nous avons examiné les effets de l'arrimage à une seule monnaie sur le commerce extérieur de la Côte d'Ivoire et du Sénégal sur la période 1980-2015. Plus spécifiquement, nous avons analysé le profil des partenaires et ensuite identifié la relation existante entre les taux de change des partenaires et le commerce extérieur. A cet effet, nous avons employé le modèle de gravité qui est estimé par la méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) à l'aide du logiciel STATA.

Principaux moteurs de l'économie de l'Union, la Côte d'Ivoire et le Sénégal présentent des soldes commerciaux différents. Le commerce extérieur de ces pays demeure être dominé par la France qui est toutefois concurrencée par la montée en puissance des grands émergents Chine, Inde et principalement le Nigéria dans l'espace CEDEAO. Cela est dû aussi à l'appréciation indirecte, ces dernières années, du franc CFA par rapport au dollar qui a accentué une diversification du marché.

Nos résultats révèlent que la valeur des exportations augmente avec la taille potentielle du marché et le pouvoir d'achat des consommateurs mesurés par les PIB et baisse avec la distance et les taux de change des partenaires commerciaux. L'effet des taux de change sur les exportations de la Côte d'Ivoire et du Sénégal est négatif et très faible sur toute la période. Mais la division en sous-période nous a permis de trouver ces dernières années (période de l'arrimage du franc CFA à l'euro) une relation positive entre les taux de change et le commerce extérieur. Cela est dû d'une part à la réduction de la multiplicité des taux de change avec les principaux partenaires européens qui ont adopté l'euro et de l'autre à la réorientation des échanges commerciaux. Nos résultats révèlent aussi que le passé colonial, la frontière, la langue et la monnaie communes déterminent et agissent positivement sur les échanges commerciaux sauf la variable langue commune de la Côte d'Ivoire qui est non significative.

Nous retenons au terme de cette étude que la pluralité des taux de change dans les échanges commerciaux affecte négativement les flux commerciaux.

Ainsi, le principal enseignement que nous tirons de ce chapitre est, malgré une absence de manipulation du taux de change, les politiques monétaires (dévaluation du franc CFA en 1994 et l'arrimage du franc CFA à l'euro) entreprises ont eu un impact sur les échanges commerciaux.

Par conséquent, le taux de change ne constitue-t-il pas un outil de politique économique important dans les stratégies de compétitivité des pays de l'Union ?

## **Chapitre 2 : Choix du régime d’ancrage à un panier de devises pour les pays de l’UEMOA : essai d’évaluation des pondérations des monnaies**

### **2.1 Introduction**

Depuis leur accession à l’indépendance, les autorités des pays de l’UEMOA ont fait le choix pour un régime de change fixe. Mais depuis leur engagement d’adhérer un ensemble homogène bien structuré d’un système de change commun, le débat sur le choix du meilleur régime de change se pose de plus en plus. Ces dernières années, la plupart des travaux portant sur le régime de change approprié pour ces pays sont en faveur des régimes de change intermédiaires. En effet, Diop et Fall (2011), Ka (2012) et Gnansounou et Verdier-Chouchane (2012) recommandent pour l’intérêt des pays africains de la zone franc (PAZF), l’adoption d’un régime de change fixe mais ajustable. Ils trouvent que ce régime réalise les meilleures performances en matière de croissance économique et d’inflation. Selon Nubukpo (2011), l’idée du choix de rattachement à un panier de monnaies constituerait une forte incitation à la diversité géographique des échanges commerciaux entre les pays de la CEDEAO et le reste du monde.

Selon Ogawa, Ito et Sasaki (2004), l’avantage d’un système de panier de monnaies est considérable pour les pays qui appliquent des stratégies axées sur l’exportation pour assurer leur croissance économique. Williamson (2000) pour sa part, estime que le principal avantage d’un régime de taux de change intermédiaire est qu’il permet d’orienter les politiques pour limiter les désalignements des taux de change.

Ainsi, l’ancrage à un panier constitue, par construction, un moyen de protection contre les variations ou la volatilité du taux de change. A cet égard, plusieurs études ont montré l’importance des « cocktails de devises » dans leur objectif de contrecarrer le risque lié à des taux de change flexibles. Aubey et Cramer (1977) par exemple, ont découvert que plusieurs « cocktails de devises » atteignaient leur objectif de réduction du risque de change. Spécifiquement, un « cocktail de devises » est défini comme un portefeuille de plusieurs devises différentes utilisées à des fins d’évaluation. Ils ont été utilisés principalement comme unités de compte internationales sur le marché obligataire et dans les domaines bancaire, commercial et des assurances internationaux en tant qu’outil de réduction du risque de change.

Toutefois, peu d'attention a été portée sur la manière optimale de construire des « cocktails de devises ».

Ce chapitre vise donc à élaborer un meilleur « cocktail de devises » pondérées du poids du commerce international des principaux partenaires commerciaux des pays de l'UEMOA. Il s'agit donc de construire, par l'utilisation du modèle de portefeuille de Markowitz, des combinaisons de devises intéressantes pour les pays de l'UEMOA. En d'autres termes, nous comparons par l'analyse de la covariance, les différents paniers élaborés afin d'en tirer le plus efficace. Le reste du chapitre est organisé comme suit : nous avons à la première section la revue de la littérature et en seconde section la méthodologie.

## **2.2 Revue de la littérature sur les paniers de monnaies**

La littérature sur le panier de devises optimal a été très prospère dans les années 70 et 80, avant de s'estomper durant la décennie suivante. En raison des crises économiques et financières asiatiques, l'intérêt des chercheurs pour les paniers de monnaies n'a été relancé qu'au début des années 2000.

Avant d'en venir à la revue de la littérature portant sur le sujet, nous abordons d'abord la théorie sur les avantages et inconvénients du régime de panier monétaire.

### **2.2.1. Avantages et inconvénients du régime de panier de monnaies**

Le régime de panier de monnaies est un régime de change intermédiaire par rapport à ceux au coin. Un panier de devises est un groupe de monnaies auxquelles sont attribuées chacune un certain nombre d'unités monétaires ou de pondérations. Sous ce régime, la valeur de la devise est attachée à une moyenne pondérée d'un certain nombre de devises sélectionnées (Duttgupta et al. 2005 ; Girardin et Steinherr, 2008). Ce qui lui confère plusieurs avantages comme démontré par Ogawa, Ito et Sasaki (2004). Il permet de stabiliser la compétitivité de l'économie domestique, diminuer la volatilité des taux de change bilatéraux, stabiliser les flux de capitaux et enfin réduire la variabilité de la production. Zamiti (1998) suivant Lipschitz et Sundarajan (1980), considère que le panier optimal est celui qui réduit les fluctuations du taux de change effectif réel autour de son niveau d'équilibre. Pour Frankel (2017), l'argument en

faveur de l'ancrage à un panier incluant le produit de base (le prix du pétrole), encore une fois, est que cela rendrait la politique monétaire automatiquement anticyclique plutôt pro-cyclique.

Yoshino et al. (2004) expliquent les avantages et les inconvénients d'une politique de panier de devises. Ils notent deux aspects positifs. Premièrement, les fluctuations des taux de change sont généralement moins importantes que sous un « hard-peg » puisque le risque de change étant plus dispersé sous ce régime de panier. Deuxièmement, les pondérations dans le panier peuvent être utilisées comme un outil politique supplémentaire pour atteindre un objectif de taux de change donné. En conséquence, les autorités peuvent minimiser les écarts par rapport à leur objectif de politique en choisissant les valeurs de ces pondérations. Ce besoin de réajustements fréquents voire constants, peut être positif ou négatif. Il est positif si la composition du panier évolue dans le sens souhaité par les autorités monétaires, celles-ci n'ayant alors plus besoin d'intervenir sur le marché et pouvant économiser les réserves de change en déployant un effort minimal pour stabiliser la valeur de la monnaie. Cependant, si le mouvement va dans le sens opposé, les autorités monétaires doivent alors ajuster les pondérations des devises du panier, ce qui peut être coûteux en termes de renonciation de réserves de change. Afin de concrétiser les avantages d'un panier de devises, le pays doit libeller le commerce dans les différentes devises. Même si les effets sur les taux de change sont plus dispersés, les pays ne profiteront pas du panier si leur utilisation des devises dans le commerce n'est pas aussi diversifiée.

Selon Bouoiyour, Emonnot et Rey (2005), l'ancrage à un panier composite de monnaies préserve une certaine flexibilité du change, sans pour autant signifier l'abandon de toute possibilité d'intervention, ce qui constitue un atout important quand les économies sont plus sensibles aux chocs de nature réelle que nominale, comme une variation des termes de l'échange par exemple. Ainsi, l'ancrage à un panier minimise, par construction, les variations ou la volatilité du taux de change. C'est pourquoi de nombreux auteurs dont Williamson (2001) préconisent l'adoption d'un « band basket crawl » (BBC). Composé des monnaies des pays principaux partenaires commerciaux, sources principales de l'inflation importée, le panier fluctue dans des bandes prédéterminées elles-mêmes ajustables pour tenir compte des différentiels d'inflation. Ce système un peu complexe permet la gestion simultanée du taux de change nominal, substitut à la lutte contre l'inflation interne, et du taux de change réel, facteur de compétitivité externe. C'est la détermination de la largeur des bandes qui détermine le degré de flexibilité de l'ensemble, l'intervention de la banque centrale en cas de risque de dépassement des marges autorisées pouvant être automatique ou discrétionnaire, s'effectuer à

la marge ou préventivement. Enfin, il n'existe pas à vrai dire de consensus quant à la nécessité de rendre toutes ces informations publiques ou au contraire de garder le secret. Si, selon Frankel et alii (2000) et (2001), la « transparence de l'information » est nécessaire afin que l'on puisse juger des performances des autorités monétaires : « If it is not verifiable, it is not viable », cette « vérifiabilité » étant la condition de la crédibilité, tant Blinder (2000) que Velasco (2000) ou Chiu (2003) réfutent cette conditionnalité.

### **2.2.2. Revue de la littérature sur le panier monétaire optimal**

La création d'un panier optimal est une tâche très complexe. Pour éviter de fausser la devise du panier en tant que référence pour la politique de taux de change chinoise, Zhang et al. (2011) suggèrent de concevoir un panier contenant des critères judicieux pour la sélection d'un pot-pourri de devises et un système de pondération optimal pour le calcul de la valeur de chaque devise. Flanders et Tishler (1981) détaillent les coûts liés à l'utilisation d'un « mauvais » panier de devises. Han (2000) démontre qu'un système de pondération mal conçu pour le panier de devises pourrait facilement susciter des attaques spéculatives sur la monnaie nationale.

La littérature sur le panier de devises optimal comprend deux grands volets. L'un comprend les modèles de commerce qui utilisent des analyses d'équilibre statique et partiel pour déterminer les parts optimales des devises composant le panier. Les pondérations en devises sont généralement proportionnelles aux parts commerciales respectives du pays dont la monnaie est utilisée comme numéraire (Flanders et Helpman, 1979 ; Flanders et Tishler, 1981 ; Branson et Katseli-Papaefstratiou, 1981, 1982 ; Lipschitz et Sundararajan, 1980, 1982, Connolly, 1982, Connolly et Yousef, 1982 ; Bhandari, 1985 ; Edison et Vardal, 1987, 1990 ; Shi et Xu, 2008). La deuxième branche analyse le panier de devises optimal dans un cadre d'équilibre général. Dans ces modèles, la composition et les pondérations optimales des monnaies du panier sont déterminées par les interactions avec la macroéconomie et souvent en présence de multiples chocs stochastiques (Turnovsky, 1982 ; Horne et Martin, 1989 ; Han, 2000 ; Daniels et al., 2001 ; Habib et Strasky, 2008).

Dans son article fondateur, Black (1976) suggère que les pondérations de l'indice de change soient choisies de manière à refléter le commerce bilatéral en utilisant des mesures de la direction des échanges ou à refléter les élasticités dérivées d'un modèle commercial multilatéral.

Divers poids d'élasticité dans plusieurs articles ont été proposés comme « optimaux » dans le sens où, si les décideurs les adoptent lors de la création de leur indice de taux de change, ils pourront peut-être atteindre leur objectif de taux de change. Flanders et Helpman (1981) établissent notamment ces pondérations dans un cadre de modèle keynésien utilisant une petite économie ouverte. Un des résultats obtenus par Flanders et Helpman est le suivant : les pondérations utilisées doivent refléter l'élasticité de la demande pour les biens échangés, car cela permet aux variations de prix d'avoir un faible impact sur la balance commerciale, qui est considérée comme une cible dans leur analyse.

Branson-Katseli (1981) est un autre exemple de théoricien de la littérature sur les poids d'élasticité. Son approche diffère de celle Flanders et Helpman car ces derniers prennent en compte à la fois les aspects d'offre et de demande du marché des biens échangés. Branson-Katseli montre que les poids sont fonction des parts d'échange et des élasticités, qui ressemblent beaucoup aux poids décrits par Black. Ces pondérations sont également très similaires, voire identiques à celles utilisées dans un indice de taux de change effectif, par exemple le taux de change du dollar pondéré par la Réserve fédérale.

Lipschitz et Sundararajan (1980, 1984) élargissent les calculs de pondération du panier en intégrant des facteurs supplémentaires. Leur contribution permet d'établir une corrélation entre les prix relatifs, les prix intérieurs par rapport aux prix étrangers et les taux de change, tout en incluant les élasticités commerciales. Dans leur dernier article, Lipschitz et Sundararajan synthétisent l'approche Branson-Katseli, Flanders et Helpman avec la leur.

Turnovsky (1982) analyse le choix du panier de devises optimal à l'aide d'un modèle macroéconomique d'équilibre général d'une petite économie ouverte à parfaite mobilité des capitaux. Le critère d'optimalité qu'il considère est la stabilisation du revenu réel intérieur. En outre, il attribue un rôle central aux flux de capitaux internationaux et aux taux de change. Bhandari (1985) a rapporté des expériences utilisant le modèle de Turnovsky comme cadre de base. L'objectif de l'article de Bhandari était d'analyser la sensibilité des pondérations aux diverses hypothèses plutôt que d'estimer les pondérations pertinentes pour un pays donné.

Tenant compte de cette complexité, certaines études sur les paniers optimaux, telles que celles dérivées d'Ito, Ogawa et Sasaki (1998) améliorent les modèles précédents en construisant un modèle basé sur des micro-fondements. Dans leur modèle, l'exportateur oligopolistique maximise ses bénéfices de sorte que le prix à l'exportation soit déterminé de manière endogène

en réponse aux taux de change. Par conséquent, la « rigidité » des prix est le résultat de l'optimisation du comportement et n'est pas une hypothèse comme dans les modèles précédents. La solution optimale dans leur modèle consistait à minimiser les fluctuations de la balance commerciale. Leur résultat est également étroitement lié à la structure des échanges observée dans un pays donné.

Les études menées par Bhandari (1985a et 1985b), Flanders et Helpman (1979), Turnovsky (1982), Flanders et Tishler (1981) et Lipschitz et Sundararajan (1980) se sont concentrées sur un panier optimal fondé sur des critères ad hoc, tels que la minimisation de la variance dans la balance des paiements et ont constaté que les paniers pondérés en fonction des échanges constituent le choix de politique optimal. Ces solutions supposaient qu'un panier était la solution optimale et, étant donné que la plupart des pays commercent avec plus d'un pays, le panier optimal en vertu de ces critères inclut les devises de tous les partenaires commerciaux. Par conséquent, il est peu probable que ces solutions conduisent à une solution en coin (un panier qui ne comprend la monnaie d'un seul pays).

Bird et Rajan (2002) estiment qu'il n'est pas satisfaisant que les modèles commerciaux conventionnels se concentrent uniquement sur les équilibres extérieurs. Ils reconnaissent l'importance des politiques macroéconomiques nationales et affirment qu'outre le commerce, la composition monétaire de la dette extérieure et de l'inflation étrangère doit également être prise en compte pour déterminer le panier optimal. Mais, au lieu d'appliquer un cadre d'équilibre général complet, ils ont mis en place un modèle de jeu basé sur la compétitivité des exportations, la dette en devises et l'inflation importée en tant que déterminants de la pondération optimale du panier.

Hovanov, Kolari et Sokolov (2004, 2007) ont montré que le choix de la devise de référence était crucial, car l'utilisation d'une devise de base différente entraînerait un panier de devises optimal différent. Ils proposent un indice monétaire global stable pour calculer le panier de devises optimal, invariant par rapport à la devise de base choisie. Cette méthode est utilisée pour obtenir une monnaie commune stable pour les pays du Mercosur (Viale, Kolari, Hovanov et Sokolov, 2008). Pontines (2009) applique l'indice d'invariance monétaire pour obtenir un panier de monnaie commune optimal pour l'Asie de l'Est. Frankel (2017) lui propose un panier de devises incluant le principal produit d'exportation, le pétrole pour les pays du Golf.

Dans notre travail, un modèle commercial conventionnel basé des principaux partenaires commerciaux sert de cadre de base pour déterminer et évaluer les pondérations optimales dans un panier de devises.

## 2.3 Méthodologie de construction du panier de devises

En général, la construction d'un cocktail de devises implique la sélection des devises à inclure dans le portefeuille et la détermination de leur poids approprié. La meilleure combinaison de devises est celle qui présente le niveau de risque le plus faible.

### 2.3.1. Méthode d'élaboration du panier monétaire optimal

Un panier monétaire est le résultat d'une somme pondérée de devises. Il peut alors, dans une certaine mesure, être considéré comme un portefeuille de devises. Plus précisément, un cocktail de devises est défini comme un portefeuille de plusieurs devises différentes utilisées à des fins d'évaluation.

Le principe d'ancrage sur un panier de devises consiste à garder fixe la valeur de la monnaie en question. La valeur de la monnaie est représentée par l'indice du taux de change nominal effectif ( $E_p$ ), qui est une moyenne géométrique des taux de change nominaux bilatéraux ( $E_i$ ) pondérés par leurs poids dans le panier d'ancrage.

$$Ep_{t/0} = \sum_{i=1}^n Ei_{t/0}^{\alpha_i} \quad (2.1)$$

Sous la forme linéaire, nous avons :

$$\log(Ep_{\frac{t}{0}}) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \log Ei_{\frac{t}{0}} \quad (2.2)$$

Où  $Ep$  est le taux de change effectif nominal du pays  $P$  ;

$Ei$  représente le taux de change nominal bilatéral avec le pays  $i$  ;

$\alpha_i$  désigne le poids optimal de la devise du pays  $i$  calculé à partir de la structure des échanges commerciaux des pays.

Par exemple, pour une meilleure compréhension, prenons le principe d'ancrage à un panier de Charfi (2009) qui est de fixer la valeur du dinar tunisien par rapport au panier de devises. Ainsi, la valeur du dinar est représentée par l'indice du taux de change nominal (SE), qui est une moyenne géométrique des taux de change nominaux bilatéraux (S) pondérés par leurs poids dans le panier d'ancrage du dinar.

$$SE_{t/0} = S_{t/0}(DT/\$)^{\alpha_1} * S_{t/0}(DT/DEM)^{\alpha_2} * S_{t/0}(DT/FRF)^{\alpha_3} * S_{t/0}(DT/LIRE)^{\alpha_4} * S_{t/0}(DT/LIVRE)^{\alpha_5} \quad (2.3)$$

En considérant les DTS comme monnaie de référence, l'équation devient :

$$\log[S_{t/0}(DT/DTS)] = \alpha_0 + \sum_{i=1}^5 \alpha_i \log[S_{t/0}(i/DTS)] \quad (2.4)$$

avec  $i = \$, DEM, FRF, LIRE, LIVRE$

La construction d'un panier de monnaies se fait toujours en deux étapes. En premier lieu, il convient de choisir les devises des pays à inclure dans le panier. Et en second lieu, la détermination des poids attribués à chaque devise.

### ***2.3.1.1 Sélection des devises à inclure aux paniers monétaires***

Le panier élaboré est une combinaison de devises des principaux partenaires commerciaux et les pondérations reflètent les parts de ces partenaires dans le commerce. En effet, nous nous inspirons de l'idée selon laquelle les pondérations de l'indice de change doivent être choisies de manière à refléter le commerce bilatéral en utilisant des mesures de la direction des échanges Black (1976). Tout ceci pour atteindre l'objectif de réduction de risque de change Aubey et Cramer (1977) et concrétiser les avantages d'un panier de devises Yoshino et al. (2004).

Pour sélectionner les devises à inclure dans nos paniers monétaires, nous formulons deux critères.

- Le premier a trait aux échanges commerciaux : les monnaies qui composent les paniers sont celles des pays qui ont les plus importantes parts dans le commerce international des pays de l'Union. Ainsi, nous fixons une part minimale de 3% du commerce international pour chaque devise des principaux partenaires à inclure dans nos paniers de monnaies. Ce seuil se justifie par le besoin réduire le nombre trop important de partenaires et ne retenir que ceux qui détiennent simultanément plus de 50% des parts commerciales totales.

- Deuxièmement, la monnaie à inclure dans le panier doit être « librement utilisable ». Une monnaie est « librement utilisable » si elle est largement utilisée dans les transactions internationales et couramment échangée sur les principaux marchés de changes. C'est d'ailleurs un critère introduit dans la méthodologie du DTS en 2000, afin de prendre en compte l'importance des transactions financières dans l'économie mondiale.

**Tableau 2.1: Parts moyennes des principaux partenaires commerciaux**

<i>Pays</i>	<i>1980-1998</i>	<i>1999-2015</i>	<i>Accroissement</i>
<i>Allemagne</i>	4,27	3,1	-0,38
<i>Chine</i>	1,61	4,99	0,68
<i>Côte d'Ivoire</i>	4,86	2,67	-0,82
<i>Espagne</i>	3,06	2,55	-0,20
<i>Etats Unis</i>	5,58	4,87	-0,15
<i>France</i>	25,97	16,1	-0,61
<i>Grande Bretagne</i>	3,06	1,8	-0,70
<i>Inde</i>	2,21	3,28	0,33
<i>Italie</i>	4,79	2,71	-0,77
<i>Japon</i>	3,08	1,8	-0,71
<i>Nigéria</i>	4,06	7,78	0,48
<i>Pays Bas</i>	6,25	5,01	-0,25
<i>Pays utilisant l'euro</i>		33,17	

Source : Données WITS, calcul auteur

Ce tableau est divisé en deux périodes suivant l'arrimage du franc CFA au franc français puis à l'euro. Le choix de la division en sous-période est motivé par le changement de parité

intervenue en janvier 1999. Il apparaît que les échanges commerciaux des pays de l'UEMOA sont fortement orientés vers les pays de l'Union Européenne plus particulièrement la France.

Nous observons qu'à la seconde période, une nouvelle configuration dans l'orientation des échanges des pays de l'UEMOA. En effet, nous trouvons un accroissement positif des échanges avec les pays émergents (Chine, Inde et Nigéria) et un accroissement négatif avec les pays développés.

Toutefois, ce tableau nous aide dans le choix des devises à retenir dans nos combinaisons de monnaies.

Selon les critères établis, cinq paniers expérimentaux sont conçus sur la période 1980 à 1998 et deux sur la période 1999-2015. Sur chaque période, nous élaborons un panier d'exception ne respectant pas le critère de monnaie librement utilisable. Sur la seconde période, nous accordons aussi une exception particulière au renminbi en le considérant comme une monnaie librement utilisable. Ceci du fait du rôle croissant de la Chine dans les échanges mondiaux et la forte augmentation de l'utilisation du renminbi et de son volume de négociation. Ce qui a d'ailleurs contribué à son inclusion dans le DTS à compter du 1<sup>er</sup> octobre 2016<sup>7</sup>.

L'inclusion de certaines devises comme celles n'intervenant pas de manière significative sur le marché international dans nos paniers établis est expliquée par les relations commerciales étroites qui existent entre les pays de l'Union et les pays concernés. Ce mode d'inclusion prend aussi exemple de l'indexation du panier de devises du Botswana. En effet, la stratégie du Botswana vise à maintenir le niveau de compétitivité des producteurs locaux de biens et services échangeables sur les marchés nationaux et internationaux. Le taux de change du pula est déterminé sur la base d'un rattachement à un panier de devises, dont le choix est guidé par la structure des échanges et les devises utilisées dans le commerce. Le taux de change du pula est donc indexé sur un panier de monnaies pondéré qui comprend le rand sud-africain et les droits de tirage spéciaux (DTS). Les pondérations reflètent ainsi le volume des échanges du Botswana avec les pays concernés.

Nos combinaisons de paniers de devises élaborées sont les suivantes :

---

<sup>7</sup> Communiqué de presse n°15/543 du FMI du 1<sup>er</sup> décembre 2015.

- Sur la période 1980 à 1998 :

**Panier monétaire 1 : FRF ; NLG ; USD ; ITL ; DEM ; NGN ; JPY ; GBP ; ESP.**

**Panier monétaire 2 : FRF ; NLG ; USD ; ITL ; DEM ; JPY ; GBP ; ESP.**

**Panier monétaire 3 : FRF ; NLG ; USD ; ITL ; GEM ; JPY ; GBP.**

**Panier monétaire 4 : FRF ; NLG ; USD ; ITL ; GEM ; JPY ; ESP.**

**Panier monétaire 5 : FRF ; NLG ; USD ; ITL ; GEM ; JPY.**

**Tableau 2.2: Matrice de corrélation des monnaies sur la période 1980-1998**

	Franc_Fr	Florin_NER	Dollar_USA	Lire_ITA	Mark_GER	Naira_NGR	Yen_JPN	Livre_GB	Peso_ESP
Franc_Fr	1								
Florin_NER	0,984	1							
Dollar_USA	0,867	0,856	1						
Lire_ITA	0,911	0,866	0,775	1					
Mark_GER	0,943	0,968	0,762	0,801	1				
Naira_NGR	-0,480	-0,587	-0,181	-0,345	-0,660	1			
Yen_JPN	0,956	0,987	0,837	0,813	0,952	-0,621	1		
Livre_GB	0,940	0,900	0,933	0,909	0,826	-0,280	0,854	1	
Peso_ESP	0,959	0,907	0,816	0,934	0,861	-0,321	0,860	0,931	1

Source : calcul auteur (sur Excel)

Cette matrice de corrélation sert à évaluer la dépendance entre les monnaies des principaux partenaires dans un même intervalle de temps. Ainsi, nous trouvons une relation linéaire négative entre le naira et les autres devises. Exemple le coefficient de corrélation entre le naira et le franc français est de -0,480. Celui entre le livre britannique et le naira est de -0,280. Par contre pour les autres devises, il existe une relation linéaire positive forte entre elles. Ainsi, le coefficient de corrélation entre le florin néerlandais et le franc français est de 0,984. Celui entre le lire italien et le franc français est de 0,911.

Nous avons aussi calculé les résultats des statistiques descriptives à partir du logiciel Excel. Les statistiques descriptives les plus connues sont les mesures de la tendance centrale (exemple moyenne, médiane) et de la variabilité (exemple variance, écart-type, amplitude,

coefficient de variation). Dans ces résultats, nous nous intéressons aux mesures de la variabilité plus particulièrement aux caractéristiques de forme : le coefficient d'asymétrie et le coefficient d'aplatissement. Les caractéristiques de forme donnent l'allure de la répartition d'un échantillon ou d'une distribution.

Le coefficient d'asymétrie ou skewness : c'est un paramètre qui mesure le degré d'asymétrie de la distribution d'une variable aléatoire. Si la répartition de l'échantillon ou de la distribution est symétrique autour de la moyenne, le coefficient d'asymétrie est nul. Dans le cas où il est positif, la distribution est étalée sur la droite. Lorsque le coefficient d'asymétrie est négatif, la distribution est étalée sur la gauche. Ce coefficient permet de vérifier la normalité d'une distribution.

Le coefficient d'aplatissement ou kurtosis : c'est un paramètre qui mesure le degré d'aplatissement ou de rétrécissement de la distribution d'une variable aléatoire. Lorsque la distribution est parfaitement normale gaussienne (en cloche), le coefficient est nul. Lorsque le coefficient est négatif, alors la distribution est aplatie. Dans le cas où le coefficient d'aplatissement est positif, la distribution est rétrécie ce qui signifie que les valeurs sont plus groupées vers la moyenne.

Les résultats des statistiques descriptives des devises sur la période 1980-1998 montrent que les distributions sont fortement étalées sur la droite. Dans le cas des coefficients d'aplatissement, la plus part des coefficients sont négatifs d'où une distribution aplatie. Sur cette période, seule le livre sterling présente un coefficient d'aplatissement positif ce qui signifie une distribution rétrécie.

**Tableau 2.3: Statistiques descriptives des devises sur la période 1980-1998**

	<i>Franc_Fr</i>	<i>Florin_NER</i>	<i>Dollar_USA</i>	<i>Lire_ITA</i>	<i>Mark_GER</i>	<i>Naira_NGR</i>	<i>Yen_JPN</i>	<i>Livre_GB</i>	<i>Peso_ESP</i>
<i>Moyenne</i>	414,290	400,527	378,124	492,967	323,739	180,430	2,682	612,382	502,439
<i>Erreur-type</i>	34,041	38,311	27,591	23,469	51,114	50,444	0,335	39,139	24,546
<i>Médiane</i>	327,980	331,489	328,606	462,846	169,681	43,316	2,090	546,038	451,715
<i>Écart-type</i>	148,382	166,993	120,265	102,298	222,802	219,880	1,460	170,602	106,992
<i>Variance de l'échantillon</i>	22017,083	27886,550	14463,744	10464,872	49640,809	48347,263	2,131	29105,000	11447,270
<i>Kurstosis (Coef. d'aplatissement)</i>	-0,718	-0,765	-1,048	-0,498	-1,095	-1,219	-0,602	0,065	-0,849
<i>Coefficient d'asymétrie</i>	1,170	1,054	0,602	0,600	0,818	0,833	0,962	1,176	0,900
<i>Plage</i>	327,979	450,863	378,672	338,728	564,964	564,225	4,500	552,339	319,385
<i>Minimum</i>	327,979	234,191	211,280	327,980	116,237	5,823	0,932	424,687	370,221
<i>Maximum</i>	655,958	685,054	589,952	666,708	681,200	570,047	5,432	977,026	689,607
<i>Somme</i>	7871,504	7610,011	7184,355	9366,371	6151,040	3428,161	50,963	11635,258	9546,338
<i>Nombre d'échantillons</i>	19	19	19	19	19	19	19	19	19

Source : Auteur

- Sur la période 1999 à 2015 :

**Panier monétaire 1 : EUR ; NGN ; CNY ; USD ; INR.**

**Panier monétaire 2 : EUR ; CNY ; USD.**

*Tableau 2.4: Matrice de corrélation des monnaies sur la période 1999-2015*

	Euro_Europe	Naira_NGR	Yuan_Chine	Dollar_USA	INR_Inde
Euro_Europe	1				
Naira_NGR	-6,0694E-16	1			
Yuan_Chine	8,401E-16	0,272	1		
Dollar_USA	2,2699E-15	0,865	0,623	1	
INR_Inde	-2,739E-16	0,947	0,134	0,828	1

Source : calcul auteur (sur Excel)

Dans ces résultats, les monnaies des autres pays par rapport à l'euro est presque nulle. En effet, le taux de change de l'euro par rapport au franc CFA ne varie pas dans l'intervalle de temps choisi. Ce qui implique une absence de corrélation entre les autres monnaies et l'euro. Les autres monnaies ont par contre une corrélation linéaire positive entre elles. Exemple : le coefficient de corrélation entre le yuan chinois et le naira nigérian est de 0,272. Celui entre le dollar américain et le yuan chinois est égal à 0,623.

Les résultats des statistiques descriptives des devises sur la période 1990-2015 montrent que tous les coefficients d'asymétrie sont positifs, distributions étalées sur la droite sauf le coefficient d'asymétrie de la monnaie euro qui est négatif. Dans le cas des coefficients d'aplatissement, ils sont tous négatifs d'où une distribution aplatie.

**Tableau 2.5: Statistiques descriptives des devises sur la période 1999-2015**

	<i>Euro_Europe</i>	<i>Naira_NGR</i>	<i>Yuan_Chine</i>	<i>Dollar_USA</i>	<i>INR_Inde</i>
<i>Moyenne</i>	655,957	4,252	75,186	551,434	11,502
<i>Erreur-type</i>	2,8422E-14	0,334	2,363	21,728	0,572
<i>Médiane</i>	655,957	3,810	74,376	522,890	11,541
<i>Écart-type</i>	1,1719E-13	1,375	9,744	89,587	2,359
<i>Variance de l'échantillon</i>	1,3732E-26	1,891	94,942	8025,810	5,567
<i>Kurtosis (Coef. d'aplatissement)</i>	-2,28571429	-0,172	-0,787	-0,153	-0,642
<i>Coefficient d'asymétrie</i>	-1,09949483	1,135	0,424	1,025	0,514
<i>Plage</i>	0	3,934	31,975	285,234	7,741
<i>Minimum</i>	655,957	3,067	62,999	447,805	8,101
<i>Maximum</i>	655,957	7,001	94,974	733,039	15,842
<i>Somme</i>	11151,269	72,289	1278,170	9374,378	195,538
<i>Nombre d'échantillons</i>	17	17	17	17	17

Source : Auteur

Il convient de rappeler que nous procédons à une réduction d'au moins d'une devise sur chaque panier à partir de la deuxième combinaison de devises.

Une fois que les devises des paniers expérimentaux ont été choisies, il convient de calculer les pondérations optimales qui minimisent la variation ou l'écart-type du panier.

### ***2.3.1.2 Le système de pondération***

La construction du taux de change réel effectif (multilatéral)<sup>8</sup> soulève la question des pondérations choisies pour les différentes monnaies qui constituent le panier de devises. Le choix approprié des pondérations dépend essentiellement de l'objectif recherché.

Il s'agit essentiellement de dériver une formule pour une unité monétaire théorique capable de mieux remplir les rôles qui lui sont assignés. A cet égard, la mission peut être informée par l'élaboration de la théorie du panier monétaire optimal et de sa méthodologie. La littérature sur le panier de devises optimal comporte deux grands volets. L'un comprend les modèles de commerce qui utilisent des analyses d'équilibre statique et d'équilibre partiel pour déterminer les parts optimales des monnaies constitutives dans le panier. Les pondérations en devises sont généralement proportionnelles aux parts commerciales respectives par rapport au pays dont la monnaie est utilisée comme numéraire (Flanders et Helpman, 1979 ; Flanders et Tishler, 1981 ; Branson et Katseli-Papaefstratiou, 1981, 1982 ; Lipschitz et Sundararajan, 1980, 1982, Connolly, 1982, Connolly et Yousef, 1982, Bhandari, 1985, Edison et Vardal, 1987, 1990, Shi et Xu, 2008). La deuxième branche analyse le panier de devises optimal dans un cadre d'équilibre général. Dans ces modèles, la composition et les pondérations optimales des devises du panier sont déterminées par les interactions avec la macroéconomie et souvent en présence de multiples chocs stochastiques (Turnovsky, 1982 ; Horne et Martin, 1989 ; Han, 2000 ; Daniels et al., 2001 ; Habib et Strasky, 2008).

Bird et Rajan (2002) affirment qu'il n'est pas satisfaisant que les modèles commerciaux conventionnels se concentrent uniquement sur les déséquilibres extérieurs. Ils reconnaissent l'importance des politiques macroéconomiques nationales et affirment qu'outre le commerce, la composition en devises de la dette extérieure et l'inflation étrangère doit également être prise

---

<sup>8</sup> Le taux de change réel à stabiliser peut être bilatéral si le pays en question n'a de relations extérieures qu'avec un seul partenaire.

en compte pour déterminer le panier optimal. Mais, plutôt que d'appliquer un cadre d'équilibre général complet, ils ont mis en place un modèle de jeu théorique qui met l'accent sur la compétitivité à l'exportation, la dette en devises et l'inflation importée en tant que déterminants de la pondération optimale du panier.

Frankel (2017) propose pour un pays exportateur de pétrole, la proposition qui consiste à ajouter au panier de grandes devises non seulement les monnaies des principaux partenaires commerciaux (notamment le dollar et l'euro), mais également le produit de base exporté (le pétrole). Ceci dans la nécessité d'un dispositif novateur permettant de prendre des mesures d'adaptation pour faire face aux chocs commerciaux.

Comme énoncé plus haut, le choix de pondération dépend de l'objectif recherché. Et dans le cadre de notre travail de recherche, c'est la stabilisation de la compétitivité extérieure des pays de l'UEMOA qui est recherchée. Donc, notre système de pondération va reposer sur le modèle de commerce conventionnelle annoncé par Flanders et Helpman (1979), Flanders et Tishler (1981), Branson et Katseli-Papaefstratiou (1981, 1982), Lipschitz et Sundararajan (1980, 1982), Connolly (1982), Connolly et Yousef (1982), Bhandari (1985), Edison et Vardal (1987, 1990), Shi et Xu (2008). Ce qui implique que les pondérations en devises sont proportionnelles aux parts commerciales respectives des principaux pays partenaires.

Les parts commerciales par rapport aux pays partenaires s'obtiennent comme suit :

$$\alpha_i = \frac{(X_i + M_i)}{(\sum_{i=1}^n X_i + \sum_{i=1}^n M_i)} \quad (2.5)$$

$\alpha_i$  désigne la part des échanges pour le pays  $i$  ;

$X_i$ , les exportations à destination du pays  $i$  et  $M_i$  ses importations en provenance de  $i$ .

Les données obtenues de la base de données de WITS, ont été agrégées afin d'obtenir à l'échelle régionale les agrégats visés.

Le pays  $i$  constitue donc  $\alpha_i\%$  du commerce des pays de l'Union. Evidemment, nous devons toujours avoir :

$$\sum_{i=1}^n \alpha_i = 1 \quad (2.6)$$

## 2.4 Le modèle de covariance de Markowitz

C'est un modèle que nous jugeons approprié pour déterminer le panier de devises efficace avec les pondérations optimales.

Les travaux de Markowitz en 1954 ont constitué la première tentative de théorisation de la gestion financière de portefeuilles. Son modèle suggère une procédure de sélection de plusieurs titres boursiers à partir de critères statistiques afin d'obtenir des portefeuilles optimaux. Il a commencé avec une idée des aversions au risque des investisseurs moyens et de leur désir de maximiser le rendement attendu avec le moins de risque. Plus précisément, Markowitz a montré que l'investisseur cherche à optimiser ses choix en tenant compte non seulement de la rentabilité attendue de ses placements, mais aussi du risque de son portefeuille qu'il définit mathématiquement par la variance de sa rentabilité. Ainsi, le « portefeuille efficient » est le portefeuille le plus rentable pour un niveau de risque donné. Il est déterminé au mieux par application de méthodes de programmation quadratique. Le modèle de Markowitz constitue donc un cadre théorique pour l'analyse du risque et du rendement, ainsi que de leurs relations réciproques. Il a utilisé l'analyse statistique pour mesurer le risque et la programmation mathématique pour sélectionner les actifs d'un portefeuille de manière efficace. Le cadre de recherche a conduit au concept de portefeuilles efficaces. Un portefeuille efficace devrait générer le rendement le plus élevé pour un niveau de risque donné ou un risque faible pour un niveau de rendement donné. Markowitz a généré un certain nombre de portefeuilles pour un montant donné d'argent ou de richesse et a donné les préférences des investisseurs en matière de risque et de rendement.

Le rendement attendu est calculé comme la moyenne pondérée des bénéfices probables des actifs du portefeuille, pondérés par les bénéfices probables de chaque classe d'actifs. Le rendement attendu adapté au cocktail de devises par Johnson et Zuber (1979) est calculé en utilisant la formule suivante :

$$E(Z) = \sum_{i=1}^n w_i E(X_i) \quad (2.7)$$

Où  $E(Z)$  est le taux de rendement attendu du cocktail de devises ;  $n$  désigne le nombre de monnaies disponibles dans le cocktail ;  $E(X_i)$  représente le taux de rendement attendu de la  $i^{\text{ème}}$  monnaie et  $w_i$  désigne le pourcentage du cocktail total alloué à la  $i^{\text{ème}}$  monnaie.

Le taux de rendement de la  $i^{\text{ème}}$  devise,  $(X_i)$  peut être défini comme le rendement de la période pour la détention de toute devise dans le temps. Par exemple, une institution privée ou publique des Etats Unis qui souhaite créer un cocktail de devises à utiliser comme unité de compte internationale calculera le rendement de chaque devise sur la période de détention en fonction du prix en dollars ou du taux de change de cette devise. En désignant  $E_t^i$  le taux de change du dollar par rapport à la  $i^{\text{ème}}$  monnaie de la période  $t$ ,  $X_i$  peut être défini comme suit :

$$X_i = \frac{E_t^i - E_{t-1}^i}{E_{t-1}^i} \quad (2.8)$$

Calculer le rendement de la période de détention de toutes les devises du cocktail, en déterminant leurs probabilités appropriées et en les pondérant correctement, permet de mesurer  $E(Z)$  en termes de taux de rendement attendu ou de rendement de la période de détention expirée.

Un investisseur s'intéresse non seulement au taux de rendement, mais également au risque. Le risque d'un portefeuille est une moyenne pondérée du risque des différents actifs du portefeuille. Le risque d'un cocktail peut être mesuré par l'équation de variance suivante :

$$V(Z) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i w_j \sigma_{ij} \quad (2.9)$$

Ou sous la forme plus spécifique :

$$\begin{aligned} V(Z) = & w_1^2 V(X_1) + w_2^2 V(X_2) + \dots + w_n^2 V(X_n) \\ & + 2w_1 w_2 Cov(X_1 X_2) + \dots \\ & + 2w_1 w_n Cov(X_1 X_n) + \dots \\ & + 2w_2 w_n Cov(X_2 X_n) + \dots \end{aligned}$$

Où  $V(Z)$  désigne la variance du taux de rendement du cocktail de devises ;

$\sigma_{ij} = V(X_i)$  (où  $i = j$ ), représente la variance du taux de rendement de la  $i^{\text{ème}}$  monnaie ;

$\sigma_{ij} = Cov(X_i X_j)$  (où  $i \neq j$ ), désigne la covariance entre les  $i^{\text{ème}}$  et  $j^{\text{ème}}$  devises du taux de rendement.

Le modèle de covariance de Markowitz (1952, 1959) est une approche classique de l'optimisation des portefeuilles qui repose sur deux critères d'optimisation contradictoires : d'une part, le risque d'un portefeuille représenté par sa variance doit être minimisé et d'autre part, le rendement attendu du portefeuille doit être maximisé. Ce qui conduit naturellement à la formulation suivante du problème :

$$\max \sum_{i=1}^n w_i E(X_i)$$

$$\min \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i w_j \sigma_{ij}$$

Sous la contrainte

$$\sum_{i=1}^n w_i = 1 \quad (2.10)$$

$$x_i \geq 0, i=1, \dots, n.$$

Où  $n$  désigne le nombre de devises disponibles ;  $x_i$  représente la pondération allouée à la  $i^{\text{ème}}$  monnaie.

Ainsi, la contrainte de la composition du panier d'ancrage nécessite que la somme des pondérations des monnaies du panier soit égale à l'unité.

Pour examiner l'efficacité de diverses classes d'actifs et mesurer leur performance par rapport à d'autres classes d'actifs, un certain nombre d'études utilisent la théorie du portefeuille moderne (MPT) de Markowitz ou une variante de celle-ci. Par exemple, Jin et al. (2007) analysent les catégories d'actifs immobiliers afin de déterminer de quelle manière l'immobilier

peut aider à diversifier davantage le portefeuille international d'un investisseur américain. Ils utilisent également l'analyse de la variance minimale pour élaborer un portefeuille optimal composé de catégories d'actions et de titres à revenu fixe de la région Asie-Pacifique. En dehors de cela, ils déterminent la répartition optimale des titres pour chaque classe d'actifs (Jin et al., 2007 :252 :5).

La MPT est également utilisée pour étudier la diversification des devises et son allocation optimale dans les portefeuilles. Bauwens et al. (2006) étudient deux portefeuilles hypothétiques libellés en USD-GBP et EUR qui constituent le premier portefeuille, tandis que le second portefeuille comprend le JPY et le premier portefeuille. Leur recherche s'adresse aux courtiers en devises qui doivent rééquilibrer leurs portefeuilles toutes les trente minutes pour réaliser un profit (Bauwens et al., 2006 :1). Le but de leur travail n'était pas de rechercher les poids optimaux de la monnaie, mais de trouver le meilleur modèle déterminé par les mesures de risque et de rendement qui permettraient une allocation optimale des devises.

Selon la théorie du portefeuille moderne (MPT) de Markowitz, les portefeuilles efficaces sont ceux qui génèrent le rendement attendu le plus élevé compte tenu d'un niveau de risque ou ceux présentant le risque le plus faible, compte tenu d'un niveau de rendement (Fabozzi et al., 2010 : 242). Les portefeuilles efficaces se situent à la frontière efficiente. Etant donné que tous les portefeuilles situés à la frontière sont efficaces, les investisseurs choisiraient simplement en fonctions de leurs préférences en matière de risque de rendement (Berk et DeMarzo, 2011 : 351).

La mesure du risque est une question plus controversée. La MPT classique définit le risque comme étant l'incertitude où le rendement prévu diffère du rendement réel. Markowitz (1959) souligne que la « plus grande perte » n'est pas une mesure appropriée du risque, car elle ne reflète pas la structure des rendements passés de la sécurité (Markowitz, 1959 : 17). Il recommande l'utilisation de la variabilité du rendement pour quantifier le risque. L'analyse de la variance minimale nécessite l'utilisation de la variance des rendements en tant que mesure de la dispersion ou de la variabilité des rendements. Sa racine carrée, l'écart-type des rendements est la mesure du risque la plus communément rapportée.

La controverse provient du fait que la variance et l'écart-type des rendements tiennent compte du risque de perte et du risque de symétrie. La plupart des analystes actuels préconisent de mesurer uniquement le risque de perte lors de la recherche de l'attribution optimale de titres.

Tout en considérant les paniers expérimentaux de nos combinaisons de devises comme des portefeuilles de titres, la variance d'un portefeuille se calcule de la manière suivante:

$$VAR(E_p) = \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \alpha_i \alpha_j cov_{ij} \quad (2.11)$$

$i, j = 1, 2, \dots, n$

$$Ecart - type = \sqrt{VAR(E_p)} \quad (2.12)$$

Où  $VAR(E_p)$  est la variance du portefeuille de devises ;

$\alpha_i$  représente le poids de la devise  $i$  ;

$cov_{ij}$  désigne la covariance entre les devises  $i$  et  $j$ .

Les compositions des paniers expérimentaux étant définies et les contraintes de minimisation formulées, nous pouvons procéder au calcul des pondérations optimales. Ceci est effectué à l'aide des fonctions d'optimisation sous contraintes proposées par le logiciel Microsoft Excel (Solveur).

## 2.5 Résultats du modèle de covariance de Markowitz

La méthode de sélection de la meilleure combinaison de devises repose sur la minimisation du risque des paniers de devises mesurée par la variance ou l'écart-type, la maximisation du rendement et sous la contrainte que la somme des pondérations des monnaies du panier soit égale à l'unité. En cas de controverse sur l'attribution de la meilleure combinaison, nous privilégions comme la plupart des analystes susmentionnés, le risque de perte.

Il convient aussi rappeler que le but de notre travail par les mesures de risque et de rendement est d'élaborer un portefeuille optimal composé de devises et non analyser la diversification des devises.

**Tableau 2.6: Résultats des pondérations sur la période 1980\_1998**

Devises	Pondérations obtenues en pourcentage				
	Panier 1	Panier 2	Panier 3	Panier 4	Panier 5
FRF	43,2	46,33	49	49	52
NLG	10,4	11,15	11,79	11,79	12,52
USD	9,28	9,95	10,53	10,53	11,17
ITL	7,97	8,54	9,04	9,04	9,59
DEM	7,1	7,62	8,06	8,06	8,55
JPY	5,12	5,49	5,81	5,81	6,17
GBP	5,09	5,46	5,77		
ESP	5,09	5,46		5,77	
NGN	6,75				
VARIANCE	0,04929	0,09687	0,1014	0,0999	0,1050
Ecart-type	0,22201	0,31125	0,3185	0,3161	0,3241
Rend. Panier	0,17399	0,33124	0,3501	0,3389	0,3594

Source : Calcul Auteur

Les résultats obtenus du panier 1 comparés aux autres paniers de devises sont plus encourageants. En effet, ce panier offre une meilleure performance en termes de minimisation de la variance des devises. Sa variance optimale s'élève à 4,929%. Cependant, il présente le rendement le plus faible (un rendement à hauteur de 17,399%). Le panier procurant le rendement le plus élevé (35,94%) est le panier le plus susceptible au risque (sa variance correspond à 10,50%).

Dans ce panier 1, le franc français est de loin la devise ayant la plus importante part de pondération (pondération à hauteur de 43,2%). Le peso espagnol et la livre sterling sont les devises avec les plus faibles parts de pondération (5,09% chacune). Dans cette période, la meilleure combinaison de devises inclut ainsi le franc français, le florin néerlandais, le dollar américain, la lire italienne, le mark allemand, le yen japonais, la livre britannique, le peso espagnol et le naira nigérian. Ce résultat renvoie à l'avis de Yoshino et al. (2004) à savoir les pays ne profiteront pas du panier si leur utilisation des devises dans le commerce n'est pas aussi diversifiée.

**Tableau 2.7: Résultat des pondérations sur la période 1999\_2015**

Devises	Pondérations obtenues en %	
	Panier 1	Panier 2
EUR	61,3	77,1
CNY	9,2	11,6
USD	9	11,3
NGN	14,4	
INR	6,1	
VARIANCE	0,00084	0,00039
Ecart-type	0,02896	0,01974
Rend. Panier	-0,00746	0,0015

Sur la période 1999-2015, le panier 2 présente les meilleures performances. En effet, il procure à la fois le risque le plus minime (variance à hauteur de 0,039%) et le meilleur rendement (0,15%). Ce panier est composé de l'euro, du renminbi chinois et du dollar américain. Par conséquent, l'euro est la devise la plus prépondérante avec une pondération à hauteur de 77,1% et la pondération des autres devises tourne autour de 11% (renminbi 11,6% et le dollar 11,3%).

Donc, dans l'optique de la création de la monnaie commune, les autorités des pays de l'UEMOA devraient accorder beaucoup d'intérêts à ces devises incontournables dans leurs échanges commerciaux.

## 2.6 Conclusion chapitre 2

L'objectif de ce chapitre était de concevoir une meilleure combinaison de devises pour les pays de l'UEMOA dans l'optique de contribuer à la réflexion sur la création de la future monnaie commune dans l'espace CEDEAO. Nous avons confectionné des paniers monétaires composés de devises incontournables dans les échanges commerciaux des pays de l'Union. Nous avons aussi spécifié les contraintes d'optimisation par la minimisation de la variance ou de l'écart-type et la maximisation du rendement pour chaque panier sous la contrainte que la somme des pondérations des monnaies du panier soit égale à l'unité. Nous avons également adopté le modèle de covariance de Markowitz réalisé à l'aide du logiciel Excel 2013 (solveur).

Il est important de rappeler que l'élaboration des paniers de devises nécessite de concevoir des critères adéquats et un système de pondération optimal pour le calcul de la valeur de chaque devise.

Au terme de ce travail, nous trouvons sur la période 1980 à 1998, que la meilleure combinaison de devises inclut le franc français, le florin néerlandais, le dollar américain, la lire italienne, le mark allemand, le yen japonais, la livre britannique, le peso espagnol et le naira nigérian. Cette combinaison procure le risque le plus faible mais aussi le rendement le plus faible par rapport aux autres combinaisons de devises (variance de 4,929% et le rendement 17,399%). Le choix porté sur ce panier controversé est guidé par le privilège accordé par la plupart des analystes au risque de perte. Dans la seconde période (1999 à 2015), le panier le plus performant est composé de l'euro, du renminbi chinois et du dollar américain. Il présente à la fois le risque le plus minime (variance à hauteur de 0,039%) et le meilleur rendement (0,15%).

Nous trouvons aussi, dans les différentes périodes, une prépondérance de la devise française puis de l'euro dans nos paniers de devises. En effet, sur la première période, le franc français est de loin la devise la plus prépondérante avec une pondération optimale à hauteur de 43,2% et sur la deuxième, l'euro présente une pondération à hauteur de 77,1%.

L'enseignement retenu est plus la combinaison de devises est élargie, plus son rendement est faible ou négatif.

Nous retenons aussi que la prépondérance des pondérations de devises dépend du lien historique. Ainsi, dans la mesure où la future monnaie commune doit aussi regrouper les pays

lusophones et anglophones de la sous-région, nous remarquons une faible ou inexistante pondération de la devise de la Grande Bretagne ancienne colonisatrice du Nigéria considéré comme la grande puissance économique au sein de la CEDEAO, du Ghana, de la Gambie, du Libéria et de la Sierra Léone. En conséquence, dans l'intérêt des anciennes colonies françaises d'une part et britanniques de l'autre, les pondérations à allouer à l'euro et au livre sterling dans une même combinaison de devises pour leur faire bénéficier simultanément des avantages du régime de panier de devises, peuvent constituer un grand handicap pour la mise sur pied de la monnaie commune.

## **Chapitre 3 : Effets du régime d’ancrage à un panier de devises sur le commerce extérieur de pays membres de l’UEMOA : Côte d’Ivoire et Sénégal**

### **3.1 Introduction**

Depuis l’effondrement de la parité fixe en 1976 et les sévères crises de change qui ont suivi, les autorités monétaires dans divers pays ont relancé le débat sur le choix du meilleur régime de change. Pour la plupart des pays, le choix du régime de change représente la décision de politique économique la plus importante. Cela est d’autant plus justifié que le taux de change est une variable qui détermine à la fois les flux des échanges des biens et services et qui exerce une pression importante sur la balance des paiements, le niveau général des prix ainsi que d’autres variables macro-économiques.

En 2000, les pays de la CEDEAO ont relancé le projet de monnaie commune entamé au début des années 80. Ce projet maintes fois repoussé, se heurte encore à de nombreux obstacles, notamment la pluralité des monnaies au sein de la communauté.

A cet effet, la question du choix de régime de change approprié pour les pays de l’UEMOA dans la perspective de la monnaie commune se pose.

Le choix de la monnaie de référence est bien sur un acte politique, mais il dépend principalement des courants d’échanges économiques puisque la monnaie est avant tout un instrument d’échange, de réserve et de mesure de valeurs des biens et services. Accessoirement, les liens déterminants du choix de rattachement peuvent dépendre de liens politiques, historiques ou économiques.

Selon Ripoll (2001), le régime de change approprié pour tous les pays en tout temps dépend de la taille et du degré d’ouverture de l’économie, du niveau d’inflation, des chocs internes et externes, de la mobilité du capital, du degré de flexibilité des prix et des salaires, du degré de crédibilité des autorités monétaires et du système de fixation des prix. Selon Imam et Rasoamanana (2017), le choix d’un régime de change résulte à la fois des caractéristiques individuelles des pays, de ses objectifs économiques ainsi que des contraintes auxquelles ils doivent faire face.

La question relative au choix du régime de change a de ce fait été et depuis plusieurs décennies au centre des débats de politiques économiques. Ces dernières années, des travaux portant sur le régime de change approprié pour les pays de la CEDEAO ont montré la diversité des résultats. Selon Dupasquier et al. (2005), le régime approprié pour les pays de la CEDEAO est le régime de change flexible. Ils sont rejoints par Nassirou (2017) qui estime que les autorités monétaires de l'UEMOA devraient arrimer « l'Eco » de manière flexible à une monnaie internationale afin de faciliter l'adhésion des pays de la ZMAO à régime de change flexible. Par contre, Kisu (2010) trouve que les régimes de change fixe devraient être privilégiés par les pays de la CEDEAO. Quant à Diop et Fall (2011), dans leur contribution de la future monnaie commune, estiment que ces pays peuvent opter pour des régimes de change fixe et intermédiaire. Ka (2012), estime pour sa part que ces économies pourraient gagner à adhérer à un régime intermédiaire. Gnansounou et Verdier-Chouchane (2012) recommandent, dans l'intérêt des PAZF, l'adoption d'un régime de change fixe mais ajustable.

Ainsi, compte tenu des caractéristiques propres aux pays de l'UEMOA, le régime de panier monétaire n'apparaît-il pas, pour le moment, le plus adapté à leurs besoins et à leurs objectifs macroéconomiques ? Dans ce sens, il devient important de s'interroger des performances éventuelles de l'adoption du régime d'ancrage à un panier de devises sur le commerce international de ces pays.

L'objectif de ce chapitre revient donc à analyser les effets du régime d'ancrage à un panier de devises sur le commerce extérieur de la Côte d'Ivoire et du Sénégal. Ce qui implique de déterminer le sens de causalité des variables. Ce travail implique aussi d'analyser les répercussions d'un choc du taux de change effectif sur les exportations et sur les importations. Ce travail occasionne également de déterminer la contribution en pourcentage du taux de change sur les variations des exportations et des importations. Pour aboutir à ces objectifs spécifiques, nous supposons que les taux de change effectifs réels déterminent les exportations et les importations de la Côte d'Ivoire et du Sénégal et non l'inverse. Nous supposons aussi dans ce travail que les exportations et les importations réagissent aux chocs du taux de change. Ce travail nous amène également à supposer que les taux de change contribuent favorablement aux exportations et importations.

### 3.2 Revue de la littérature sur le choix du régime de change

La question du choix du régime de change le plus approprié pour les pays émergents est un sujet extrêmement controversé dans la littérature concernée.

Selon Bailliu et al. (2002), l'une des questions débattues est l'idée selon laquelle, dans un monde où la mobilité internationale du capital est de plus en plus grande, les seuls régimes de change viables sont les régimes extrêmes (c'est-à-dire les régimes de changes fixes très rigides, comme les caisses d'émission ou les unions monétaires, et les régimes de changes flottants)<sup>9</sup>. Cette proposition est controversée, car plusieurs sont d'avis que les régimes intermédiaires demeurent et continueront de demeurer une option viable pour les marchés émergents (voir par exemple Williamson, 2000).

Les taux de change peuvent influencer le commerce de diverses manières. Parmi tous ces canaux de transmission, les premières analyses théoriques et les premiers modèles (années 1970 et 1980) de la relation entre les taux de change et le commerce international étaient essentiellement axés sur le risque commercial lié aux transactions internationales et sur l'incertitude générée par la volatilité à court ou long terme. La plupart des études basées sur la volatilité des taux de change s'accorde sur le fait que la variabilité des taux de changes affecte négativement le commerce international. Cette opinion s'est relativement répandue dans les études réalisées tout au long des années 1970 et 1980 (outre Clark (1973) et Hooper et Kohlhagen (1978), voir entre autres Baron (1976), Cushman (1983), Gros (1987), De Grauwe et Verfaillie (1988), Giovannini (1988) et Bini-Smaghi (1991)), à une période de volatilité accrue (FMI, 1984). Un bref survol de la littérature sur le lien entre le taux de change et le commerce international est déjà abordé au premier chapitre.

Ainsi, dans la suite de cette section, nous abordons la revue sur le choix du régime de change approprié avant de terminer par celle portant sur les régimes de change en faveur des pays émergents.

---

<sup>9</sup>Eichengreen (1998) et Obstfeld et Rogoff (1995), entre autres auteurs, ont soulevé ce point.

### 3.2.1. Revue de la littérature sur le choix du régime de change approprié

Le résultat le mieux partagé dans la littérature est qu'aucun des régimes n'est optimal. Cependant, le régime de change optimal pour un pays est choisi, d'une manière générale, en fonction des objectifs des autorités. Deux types d'objectif sont retenus : un objectif de stabilité, illustré par une minimisation de la variance de l'output ou de la consommation et des prix et un objectif de bien-être illustré par la maximisation d'une fonction d'utilité.

L'objectif de stabilité, qui consiste à une minimisation d'une fonction de perte, est une approche retenue par bon nombre d'auteurs tels que Friedman (1953), Mundell (1960, 1961, 1963), Aizenman et Frenkel (1985), Aizenman et Hausmann (2001) et Allegret, Ayadi et Khouni (2008).

Si l'objectif de stabilisation de l'activité est retenu, dès lors que les chocs sont monétaires, c'est le régime de change fixe qui est optimal (Boyer (1978, Aghevli, Khan, Montiel (1991)). En effet, l'offre de monnaie est endogène sous un régime de change fixe. Les perturbations sur le marché de la monnaie domestique sont absorbées par les modifications des réserves de change internationales sans affecter les conditions d'offre et de demande sur le marché des biens. Si par ailleurs la mobilité du capital est très faible, les autorités optent pour la stabilité de la consommation (Frenkel et Aizenman (1982)) impliquant que, sous des chocs réels, le régime de change fixe est supérieur.

Friedman (1953) s'est insurgé contre ce système arguant que les taux de change fixes étaient générateurs de crises spéculatives et d'instabilité. Les travaux de Mundell (1960) sont allés au-delà de la conclusion de Friedman en soulignant le caractère important de la mobilité du capital. Ceux-ci ont souligné qu'en cas de mobilité du capital, le système idéal est celui du taux de change fixe car le taux d'intérêt influe directement sur la balance des paiements (par l'interaction entre le marché des biens et services et le niveau des prix). Par contre, si le capital est immobile, il est préférable d'opter pour un régime de change flexible.

L'objectif de bien-être associé à une maximisation d'une fonction d'utilité est mis en évidence dans les travaux de Lapan et Enders (1980), Helpman (1981), Eaton (1985), Chinn et Miller (1998), Neumeyer (1998) et Obstfeld et Rogoff (1998).

Lapan et Enders (1980) ainsi que Helpman (1981) ou encore Obstfeld et Rogoff (1998) dépassent ces premières tentatives en modifiant la fonction objectif des autorités. Le critère de

maximisation d'une fonction de bien-être et l'introduction de la notion de chocs (externes, internes, monétaires et réels) renouvellent la discussion quant à l'existence d'un régime de change optimal.

Frankel (1999 et 2004) a mis l'accent sur l'existence d'un large spectre dans le choix possible du degré de flexibilité/ rigidité du taux de change, compte tenu de la variété des chocs qui affectent les économies ainsi que leur évolution au cours du temps. L'interprétation des chocs domestiques est plus délicate et nécessite de distinguer les chocs monétaires des chocs réels. Le modèle d'Allegret et al. (2006) inspiré de celui de Aizenman et Frankel (1985) et Aizenman et Hausmann (2001) a mis en rapport le degré de flexibilité/ rigidité du taux de change et les chocs affectant l'économie ainsi que les objectifs de politique économique.

Quel que soit l'objectif retenu par les autorités, la présence de chocs internes ou externes influence le choix du régime. Dans la mesure où il n'existe pas de régime de change qui soit approprié pour tous les pays en tout temps, Ripoll (2001) énumère une liste de facteurs pouvant aider les Etats à choisir leur propre régime de change. Ces facteurs sont notamment : la taille et le degré d'ouverture de l'économie, le niveau d'inflation, les chocs internes et externes, la mobilité du capital, le degré de flexibilité des prix et des salaires, le degré de crédibilité des autorités monétaires et le système de fixation des prix.

De nombreux travaux empiriques ont été menés pour aider à la formulation d'un choix clair du régime de change. Toutefois, les résultats ne permettent pas d'aboutir à des conclusions formelles et parviennent uniquement à établir les mérites de chaque type de régime de change. Ghosh, Ostry et Tsangarides (2010) ont confirmé cette absence de consensus. Cependant, leur étude fait ressortir certains enseignements qui peuvent se résumer ainsi :

- les régimes de change fixes conduisent à une inflation plus faible sans compromettre la croissance ;
- les régimes de change intermédiaires sont synonymes de bonne performance en matière de croissance économique, notamment dans les pays émergents, du fait qu'ils combinent une volatilité faible des prix et un niveau compétitif du taux de change ;
- les régimes de change flottants ont plus de capacité à réduire la probabilité d'occurrence de crises financières.

En définitive, le choix d'un régime de change optimal résulte à la fois des caractéristiques individuelles des pays, de ses objectifs économiques ainsi que des contraintes auxquelles ils doivent faire face (Imam et Rasoamanana, 2017).

### **3.2.2. Littérature sur la vogue des régimes de change intermédiaires**

Les régimes intermédiaires, tels que les arrangements rampants ou les flottants gérés, n'ont pas été conseillés par les économistes de premier plan, tels que Obstfeld et Rogoff (1995). Ils ont déclaré qu'ils rendaient les pays plus vulnérables à la crise.

Williamson (2000) estime au contraire que les régimes intermédiaires sont et resteront une option viable pour les marchés émergents. Masson (2001) teste l'hypothèse bipolaire directement, en utilisant des données historiques, et constate que les régimes intermédiaires ne sont pas plus susceptibles de disparaître que les systèmes de taux de change librement flottants ou fermement fixés.

Williamson (2000) a préconisé les régimes de change intermédiaires comme une solution du milieu qui permet de combiner les avantages des deux extrêmes. Levy-Yeyati et Sturzenegger (2003) ainsi que Aglietta et Alli (2003) confirment que les régimes de change à mi-chemin entre le flottement pur et la fixité stricte permettent aux économies émergentes d'effectuer un bon compromis entre une croissance stable et assez soutenue d'une part et, d'autre part, une compétitivité extérieure satisfaisante.

Selon Rogoff et al. (2004) et Frankel (2003, 2016), l'argument en faveur des régimes de change intermédiaires est qu'ils permettent un degré d'indépendance monétaire et un degré de flexibilité du taux de change. Ainsi, le glissement du taux de change nominal permet d'éviter le désalignement du taux de change réel dû à une inflation plus forte que celle des partenaires commerciaux. L'introduction de marges de fluctuations autour de la parité glissante procure plus de flexibilité afin de répondre aux chocs et donc plus d'autonomie à la politique monétaire. Par rapport au flottement, un régime de bande permet au taux de change de jouer le rôle d'ancre nominal tout en permettant une certaine indépendance à la politique monétaire. De nombreux pays émergents ont opté pour cette forme de gestion avec plus ou moins de succès.

Suite à la prescription bipolaire, de nombreux pays ont effectivement abandonné les régimes intermédiaires et adopté des régimes plus souples. Cependant, cette tendance a pris fin

en 2004 (Ghosh et al. 2014). De plus, les pays émergents ont commencé à craindre qu'un taux de change flottant librement puisse conduire à une forte volatilité de la monnaie, ce qui pourrait nuire à la croissance économique. En outre, les recherches du FMI ont montré que, par le passé, les régimes de change intermédiaires présentaient les meilleures performances de croissance (Ghosh et Ostry, 2009). Leurs recherches sur la crise financière et économique mondiale qui a débuté en 2007 ont également montré que, pour les pays émergents d'Europe, la dureté de la production avait entraîné une forte baisse de la production économique et une forte dégradation des comptes courants. L'adéquation des systèmes à parité fixe pour résister aux chocs économiques a donc été remise en question à nouveau.

Aujourd'hui, la majorité des pays du monde ont mis en place un régime de change intermédiaire. Les dernières recherches du FMI évoquent que les régimes intermédiaires sont plus vulnérables aux crises que les changes flottants (Ghosh et al. 2014). Cependant, étant donné que les banquiers centraux des pays en développement préfèrent avoir au moins un certain contrôle sur le taux de change, Ghosh et al. (2014) recommandent des flottements gérés, car ils offrent presque les mêmes avantages que les flottements purs.

En rapport avec le niveau de développement, Ferrari-Filho et De Paula (2008) et Guzman et al. (2017) défendent l'idée selon laquelle un change administré pourrait être utilisé comme un levier supplémentaire de politique économique dans les pays en développement. La possibilité de manipulation de change devrait, selon ces auteurs, assurer à la fois une stabilité favorable à l'investissement et des gains de compétitivité accélérant la dynamique d'industrialisation dans ces pays. Dans ce même registre, Abouelkhaira, Gahaz et Tamsamani (2018), sur 30 pays africains, concluent une surperformance du régime intermédiaire comparativement aux régimes en coin. Ils trouvent que le régime du milieu favorise davantage la croissance économique dans le cas de pays subissant des chocs positifs de leurs termes de l'échange, bénéficiant des flux entrants des IDE et dont l'ouverture de leur compte est maîtrisée.

Dans un autre registre, de nouveaux travaux portant sur le recours aux modèles DSGE ont été récemment menés pour évaluer le comportement d'une économie à la suite d'un changement de régime de change. Daria et Curdia (2007), Ajevskis et Vitola (2009), Salins et Bénassy-Quéré (2010) ont tour à tour investi ce nouveau champ de l'analyse économique. Pour Salins et Bénassy-Quéré (2010), l'adoption très répandue du régime de change intermédiaire dans les pays émergents ou en développement, malgré la violation du triangle d'impossibilité de Mundell, est à chercher dans les arguments avancés par Calvo et Reinhart (2002). Selon ces

auteurs, « la réticence des pays à laisser flotter leur monnaie est la conséquence de plusieurs facteurs tels que : les pratiques de tarifications au marché ; l'endettement en monnaie étrangère ; les transactions, y compris domestiques, effectuées en devises (péché originel) ; et les marchés financiers très peu développés pour permettre une bonne couverture du risque de change ».

Diop et Fall (2011) trouvent, dans la perspective de la création de la future monnaie unique par les pays membres de la CEDEAO, que les régimes de change fixe et intermédiaire devraient être privilégiés par ces pays. Ils trouvent que le régime de change fixe offre plusieurs avantages, car il permet de stabiliser l'économie sans détériorer les performances de croissance. Cependant, sous ce régime, l'économie serait davantage exposée aux crises de change. Sous ce rapport un régime de change intermédiaire semble être plus approprié. En substance, les régimes plus rigides (fixe ou intermédiaire) permettent d'ancrer les anticipations inflationnistes, soutiennent la croissance de la production et favorisent l'intégration économique.

### **3.3 Analyse empirique de l'effet du panier monétaire sur le commerce extérieur**

#### **3.3.1. Mesure du panier de monnaies**

Le taux de change effectif d'une monnaie correspond à la moyenne pondérée des taux de change de la monnaie par rapport à l'ensemble des autres devises. Plusieurs méthodes de calcul du TCER sont possibles. Ainsi, un panier de monnaies peut-être en fonction du libellé des volumes de transactions et de la dette. Frankel (2017), par exemple, propose pour les pays exportateurs de pétrole, un panier de devises et de marchandises pour tenir compte automatiquement des chocs commerciaux. Il estime de fixer la monnaie nationale à un panier, mais un panier qui comprend non seulement les devises des principaux partenaires commerciaux (en particulier le dollar et l'euro), mais aussi le produit d'exportation (pétrole).

S'inspirant de la méthode utilisée par le FMI sur le DTS, Lacombe (2012) suggère un panier qui inclut les devises des pays qui ont le plus grand poids dans le commerce international.

A cet effet, compte tenu de la spécificité des pays de l'Union et en nous inspirant de la suggestion de Lacombe (2012), nous optons pour un régime d'ancrage à un panier de monnaies pondérées des devises des principaux partenaires commerciaux. Cette méthode de pondération

de Lacombe (2012) répond aussi à notre objectif recherché qui est la stabilisation de la compétitivité extérieure des pays de l'UEMOA.

Il s'agit donc d'un taux de change effectif qui est une moyenne des taux bilatéraux de cette monnaie pondérée par le poids relatif des principaux partenaires commerciaux des pays de l'UEMOA. Le taux de change effectif réel noté  $TCER_j$ <sup>10</sup> est obtenu comme suit :

$$TCER_j = \frac{\sum_{i=1}^n \alpha_i E_{it} P_{it}^*}{P_j} \quad (3.1)$$

Où  $E_{it}$  désigne l'indice du taux de change officiel bilatéral entre le franc CFA et la monnaie du pays  $i$  au temps considéré  $t$ ,  $i = (1, 2, \dots, k)$ ,  $P_{it}^*$  est l'indice de prix du pays partenaire au temps  $t$ ,  $P_j$  l'indice de prix à la consommation du pays échantillon  $j$  au temps  $t$  et  $\alpha_i$  est le poids du pays  $i$  dans le commerce du pays  $j$ . Les données de  $E_{it}$  nous proviennent de la base de données de la Conférence des Nations Unies sur le Commerce et le Développement (CNUCED) et celles des indices de prix sont extraites de la base de données de la Banque Mondiale.

La construction d'un panier monnaies se fait toujours en deux étapes. Premièrement, il convient de choisir les devises à inclure dans le panier. Deuxièmement, le calcul des pondérations de chaque devise.

Pour le choix de l'indice des coûts ou des prix, plusieurs indices de prix ont été dénombrés pour servir au calcul du TCER : prix de gros, prix à la consommation, déflateur du PIB, coût unitaire de main d'œuvre, taux de salaire moyen, indice des valeurs unitaires à l'export, coût unitaire dans l'industrie manufacturière, déflateurs de l'industrie manufacturière.

L'étude se base sur l'indice des prix à la consommation pour le calcul du TCER, en raison de sa disponibilité pour les pays membres de l'UEMOA sur une base annuelle. D'ailleurs, le Fonds monétaire International (FMI) utilise cet indice pour calculer les TCER des monnaies de la majorité de ses pays membres.

---

<sup>10</sup> Le panier de devises est obtenu par une approche d'optimisation basée sur le modèle de gestion de portefeuille de Markowitz (Cf. chapitre 2).

### 3.3.2. Présentation du modèle VAR

Pour analyser l'impact de notre régime de change sur le commerce extérieur sur la période 1980-2015, un modèle économétrique de type VAR « Vecteur Auto Régressif » est utilisé à l'aide du logiciel EVIEWS. La méthodologie VAR fournit un cadre multivarié où les variations d'une variable particulière sont liées au processus autorégressif de toutes les variables dépendantes aussi bien que toutes les variables exogènes (Elyasiani, Kocagil et Mansur (2007)).

Les modèles vectoriels autorégressifs (VAR) ont été popularisés en économétrie par Sims (1980) en tant que généralisation naturelle des modèles autorégressifs uni-variés. Un VAR est un modèle de régression des systèmes (c'est-à-dire qu'il existe plus d'une variable dépendante) qui peut être considéré comme une sorte d'hybride entre les modèles de séries chronologiques uni-variées et les modèles d'équations simultanées. Les modèles VAR ont souvent été préconisés comme une alternative aux modèles structurels d'équations simultanées à grande échelle. Le cas le plus simple qui puisse être considéré est un VAR à deux variables où il n'y a que deux variables  $y_{1t}$  et  $y_{2t}$ , dont les valeurs actuelles dépendent de différentes combinaisons des  $k$  valeurs précédentes des deux variables ainsi que des termes d'erreur.

$$y_{1t} = \beta_{10} + \beta_{11}y_{1t-1} + \dots + \beta_{1k}y_{1t-k} + \alpha_{11}y_{2t-1} + \dots + \alpha_{1k}y_{2t-k} + \mu_{1t} \quad (3.2)$$

$$y_{2t} = \beta_{20} + \beta_{21}y_{2t-1} + \dots + \beta_{2k}y_{2t-k} + \alpha_{21}y_{1t-1} + \dots + \alpha_{2k}y_{1t-k} + \mu_{2t} \quad (3.3)$$

Où  $\mu_{it}$  est un terme de perturbation du bruit blanc avec  $E(\mu_{it}) = 0$ , ( $i = 1, 2$ ),  $E(\mu_{1t}\mu_{2t}) = 0$ .

Comme cela devrait déjà être évident, une caractéristique importante du modèle VAR est sa flexibilité et sa facilité de généralisation. Par exemple, le modèle pourrait être étendu pour englober les erreurs de moyenne mobile, ce qui constituerait une version multivariée d'un ARMA, appelé VARMA. Au lieu de n'avoir que deux variables,  $y_{1t}$  et  $y_{2t}$ , le système pourrait également être étendu pour inclure  $g$  variables,  $y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{gt}$ , chacune ayant une équation.

Une autre facette utile des modèles VAR est la compacité avec laquelle la notation peut être exprimée. Par exemple, considérons le cas ci-dessus où  $k = 1$ , de sorte que chaque variable dépend uniquement des valeurs immédiatement précédentes de  $y_{1t}$  et  $y_{2t}$ , plus un terme d'erreur. Cela pourrait être écrit comme :

$$y_{1t} = \beta_{10} + \beta_{11}y_{1t-1} + \alpha_{11}y_{2t-1} + \mu_{1t} \quad (3.4)$$

$$y_{2t} = \beta_{20} + \beta_{21}y_{2t-1} + \alpha_{21}y_{1t-1} + \mu_{2t} \quad (3.5)$$

Or

$$\begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \beta_{10} \\ \beta_{20} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_{11} & \alpha_{11} \\ \alpha_{21} & \beta_{21} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \end{pmatrix} \quad (3.6)$$

Ainsi, les modèles VAR présentent plusieurs avantages :

- Les variables à modéliser sont tous stationnaires ;
- Dans un modèle VAR, toutes les variables sont endogènes. Donc la recherche n'a pas besoin de spécifier celles qui exogènes et celles endogènes.
- Les modèles VAR permettent d'analyser les effets de la politique économique, cela au travers de simulations de chocs aléatoires<sup>11</sup> et de la décomposition de la variance de l'erreur.
- La modélisation VAR est « a-théorique ». Elle privilégie la structure des données au détriment de la théorie économique.

L'objectif de ce chapitre est d'analyser les effets du régime d'ancrage à un panier de devises sur le commerce extérieur de la Côte d'Ivoire et du Sénégal. A cet effet, le modèle VAR est le plus indiqué par le fait qu'il nous permet d'analyser les effets du taux de change sur les exportations et sur les importations au travers de simulations de chocs aléatoires d'une part et d'autre part, d'évaluer l'importance relative d'un choc du taux de change dans la dynamique (variation) des exportations et importations de la Côte d'Ivoire et du Sénégal. Ainsi, dans le cadre de notre travail, nous nous intéressons plus aux qualités de prédiction et d'analyse structurelle que ce modèle nous fournit. Les éléments de l'analyse structurelle sont entre autres la causalité, l'impact d'une impulsion et de la décomposition des covariances des erreurs de prédiction. L'utilisation du modèle VAR est donc justifiée par le fait qu'il est la meilleure approche nous permettant de suivre et d'étudier une interaction entre le taux de change et les variables macroéconomiques telles que les exportations et les importations. En effet, les modèles VAR permettent, moyennant l'introduction d'un nombre minimal de restrictions, d'identifier certains chocs structurels (voir Sims, 1980, 1992, Christiano, Eichenbaum et Evans,

---

<sup>11</sup> Le terme d'innovation est aussi employé.

1999, Blanchard et Quah, 1989, Gali, 1999, Christiano, Eichenbaum et Evans, 2005) et d'en dériver les effets sur les variables agrégées.

Son utilisation dans ce travail, nous permet ainsi d'analyser les effets du taux de change effectif réel (TCER) sur les exportations et les importations au travers des chocs aléatoires : fonction de réponse impulsionnelle. Dans ce travail, la fonction logarithme est ajoutée à nos variables exportations et importations pour permettre de diminuer le volume des chiffres représentant ces séries.

### **3.4 Résultats du modèle VAR**

#### **3.4.1. Tests économétriques des variables du modèle**

Il s'agit d'effectuer en premier lieu une analyse sur la stationnarité des variables au moyen de l'approche de « Augmented Dickey Fuller ». Cette approche est nécessaire avant toute estimation dans la mesure où elle nous permet d'éviter des résultats incorrects connus sous le nom de régression fallacieuse (spurious regression). La régression fallacieuse est caractérisée par un  $R^2$  et des T\_student très élevés alors que les variables n'ont aucun lien entre elles. Ensuite, il s'agit de déterminer le nombre de retards de notre modèle VAR avant d'effectuer le test de causalité d'Engel et de Granger. Mais avant d'accomplir le test de causalité, il est important de rechercher d'éventuelles relations de cointégration.

##### ***3.4.1.1 Test de stationnarité des variables***

Avant d'estimer le modèle VAR, il faut bien nous assurer que toutes nos variables sont stationnaires. Pour vérifier la stationnarité des variables, nous utilisons le test ADF (Dickey Fuller Augmenté). Pour chaque variable, nous commençons par le test d'ADF en niveau tout en déterminant le nombre de retard. Si la variable est non stationnaire en niveau, nous passons au test d'ADF en différence première. Le test de stationnarité est effectué sous les trois modèles suivants :

Modèle 1 : présence d'une constante ;

Modèle 2 : présence d'une constante et d'une tendance ;

Modèle 3 : ni constante ni tendance.

Nous nous proposons de tester l'hypothèse nulle ( $H_0$ ) de racine unitaire (la variable est non stationnaire) contre l'hypothèse alternative ( $H_1$ ) d'absence de racine unitaire (la variable considérée est stationnaire) en niveau, en différence première ou seconde, à travers une comparaison de la valeur calculée de la statistique de l'ADF par rapport à la valeur critique.

**Tableau 3.1: Test de racine unitaire (ADF Test, seuil 5%)**

Variables	Valeur calculée	Valeur théorique (1%)	Valeur théorique (5%)	Valeur théorique (10%)	Conclusions
TCER <sub>CIV</sub>	-4,4589	-3,6422	-2,9527	-2,6148	I(1)
TCER <sub>SEN</sub>	-4,3819	-3,6422	-2,9527	-2,6148	I(1)
log(X <sub>CIV</sub> )	-4,5526	-3,6422	-2,9527	-2,6148	I(1)
log(X <sub>SEN</sub> )	-6,0878	-3,6422	-2,9527	-2,6148	I(1)
log(M <sub>CIV</sub> )	-4,0510	-3,6422	-2,9527	-2,6148	I(1)
log(M <sub>SEN</sub> )	-6,5237	-3,6422	-2,9527	-2,6148	I(1)

Source : Auteur

I(d) = l'ordre d'intégration

Ces variables intégrées d'un ordre égal à 1 sont stationnaires en différence première.

### 3.4.1.2 Nombre de retards du modèle VAR

Le choix du nombre  $p$  optimal de retards est une étape déterminante dans le processus d'estimation. Il existe généralement deux méthodes qui pourraient être utilisées pour déterminer le nombre de retards optimal : les restrictions d'équations croisées et les critères d'information. Un des inconvénients de la première méthode est que, dans l'approche du test du ratio de vraisemblance, le test de khi deux ( $X^2$ ) ne sera strictement valide asymptotiquement que dans

l'hypothèse où les erreurs de chaque équation sont normalement distribuées. Or les critères d'information n'exigent pas de telle hypothèse de normalité concernant la distribution des erreurs. Donc, dans le cas de la représentation du VAR, nous considérons les critères d'information d'Akaike et de Schwarz pour déterminer l'ordre  $p$  du modèle. La procédure de sélection de l'ordre de la représentation consiste à estimer tous les modèles VAR pour un ordre allant de 0 à  $h$  ( $h$  étant le retard maximum admissible par la théorie économique ou par les données disponibles). Les fonctions  $AIC(p)$  et  $SC(p)$  sont calculées de la manière suivante :

$$AIC(p) = Ln \left[ det \left| \sum e \right| \right] + \frac{2k^2p}{n} \quad (3.6)$$

$$SC(p) = Ln \left[ det \left| \sum e \right| \right] + \frac{k^2pLn(n)}{n} \quad (3.7)$$

Avec  $k$ , le nombre de variables du système ;  $n$  désigne le nombre d'observation ;  $p$  est le nombre de retards ;  $\sum e$  représente la matrice des variances covariances des résidus du modèle.

Le retard  $p$  qui minimise les critères  $AIC$  ou  $SC$  est retenu.

Pour obtenir le retard  $p$  qui minimise ces deux critères, on suppose :  $P=1$  ;  $P=2$  ;  $P=3$  ;  $P=4$  et  $P=5$ .

**Tableau 3.2: Nombre de retards du modèle VAR portant exportations et TCER**

Nombre de retards	Côte d'Ivoire		Sénégal	
	AIC	SC	AIC	SC
1	10,366*	10,633*	11,515*	11,782*
2	10,428	10,877	11,579	12,028
3	10,561	11,196	11,694	12,329
4	10,785	11,609	11,942	12,766
5	11,876	12,305	12,004	13,021

Source : Auteur

AIC : Akaike information criteria ; SC : Schwarz criteria.

\*Valeurs de AIC et SC les plus petites pour chaque pays.

Ce tableau révèle que le nombre de retards qui minimise les deux critères AIC et SC dans chaque pays correspond à  $p = 1$ . Dans ce cas, on estime avec VAR(1).

**Tableau 3.3: Nombre de retards du modèle VAR portant importations et TCER**

Nombre de retards	Côte d'Ivoire		Sénégal	
	AIC	SC	AIC	SC
1	10,658*	10,924*	10,839*	11,105*
2	10,783	11,232	11,125	11,574
3	11,028	11,663	11,024	11,658
4	11,200	12,025	11,016	11,840
5	11,261	12,279	11,035	12,053

Source : Auteur

Nous trouvons pour chacun des pays, le nombre de retards qui minimise les deux critères AIC et SC correspond à  $p = 1$ .

### 3.4.1.3 Test de cointégration de Johansen

Les différentes variables du modèle donne le même ordre d'intégration  $I(1)$ , il est donc nécessaire de rechercher d'éventuelles relations de cointégration. La constatation de la présence d'une ou plusieurs relations de cointégration nous amènera à estimer par le modèle à correction d'erreurs.

Supposons par exemple un ensemble de  $g$  variables ( $g \geq 2$ ) dont on considère qu'elles sont intégrées de même ordre  $I(1)$ . Un VAR avec  $k$  décalages contenant ces variables pourrait être configuré de la forme :

$$y_t = \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-2} + \dots + \beta_k y_{t-k} + \mu_t \quad (3.8)$$

$$g * 1 \quad g * g \quad g * 1 \quad g * g \quad g * 1 \quad g * g \quad g * 1 \quad g * 1$$

Afin d'utiliser le test de Johansen, le VAR (3.8) ci-dessus doit être transformé en un modèle de correction d'erreur vectorielle (VECM) de la forme :

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-k} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta y_{t-(k-1)} + \mu_t \quad (3.9)$$

$$\text{Où } \Pi = (\sum_{i=1}^k \beta_i) - I_g \text{ et } \Gamma_i = (\sum_{j=1}^i \beta_j) - I_g$$

Ce VAR contient  $g$  variables dans la première forme différenciée sur le côté gauche « LHS » et  $k - 1$  décalages des variables dépendantes (différences) sur le côté droit « RHS » chacun avec une matrice de coefficients  $\Gamma$  qui lui est attachée. En fait, le test de Johansen peut être affecté par la longueur de retard utilisée dans le VECM, et il est donc utile d'essayer de sélectionner la longueur de retard de manière optimale.

Le test de Johansen s'articule donc autour d'un examen de la matrice  $\Pi$ .  $\Pi$  peut être interprétée comme une matrice de coefficients à long terme, puisqu'en équilibre, tous les  $\Delta y_{t-i}$  seront nuls et les termes d'erreur  $u_t$  fixant leur valeur attendue à zéro laissera  $\Pi y_{t-k} = 0$ . Notez que la comparabilité entre cet ensemble d'équation et l'équation de test pour un test ADF a un

premier terme différencié comme variable dépendante avec un terme de niveaux décalé et des différences décalées sur le côté droit (RHS).

Le test de cointégration entre les  $y$  est calculé en regardant le rang de la matrice  $\Pi$  via ses valeurs propres<sup>12</sup>. Le rang d'une matrice est égal au nombre de ses racines caractéristiques (valeurs propres) différentes de zéro. Les valeurs propres notées  $\lambda_i$  sont mises dans l'ordre croissant  $\lambda_1 \geq \lambda_2 \geq \dots \geq \lambda_g$ . Si les  $\lambda$  sont des racines, dans ce contexte elles doivent être inférieures à 1 en valeur absolue et positives, et  $\lambda_1$  sera le plus grand (c'est-à-dire le plus proche de un), tandis que  $\lambda_g$  sera le plus petit (c'est-à-dire le plus proche de zéro). Si les variables ne sont pas cointégrées, le rang de  $\Pi$  ne sera pas significativement différent de zéro, donc  $\lambda_i \approx 0 \forall i$ . Les statistiques de test intègrent en fait  $\ln(1 - \lambda_i)$ , plutôt que les  $\lambda_i$  eux-mêmes, mais quand même quand  $\lambda_i = 0$ ,  $\ln(1 - \lambda_i) = 0$ .

Supposons maintenant que le rang ( $\Pi$ ) = 1, alors  $\ln(1 - \lambda_i)$  sera négatif et  $\ln(1 - \lambda_i) = 0 \forall i > 1$ . Si la valeur propre  $i$  est non nulle, alors  $\ln(1 - \lambda_i) < 0 \forall i > 1$ . Autrement dit, pour que  $\Pi$  ait un rang de 1, la plus grande valeur propre doit être significativement non nulle, tandis que les autres ne seront pas significativement différentes de zéro.

Il existe deux statistiques de test pour la cointégration selon l'approche de Johansen, qui sont formulées comme :

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^g \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3.10)$$

et

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \widehat{\lambda}_{r+1}) \quad (3.11)$$

Où  $r$  est le nombre de vecteurs de cointégration sous l'hypothèse nulle et  $\hat{\lambda}_i$  est la valeur estimée de la  $i^{\text{ème}}$  valeur propre ordonnée de la matrice  $\Pi$ . Intuitivement, plus  $\hat{\lambda}_i$  est grand, plus  $\ln(1 - \hat{\lambda}_i)$  sera grand et négatif et par conséquent plus la statistique de test sera grande. Chaque valeur

---

<sup>12</sup> Strictement les valeurs propres utilisées dans les statistiques de test sont tirées de matrices de moment de produit restreintes au rang et non  $\Pi$  d'elle-même.

propre sera associée à un vecteur de cointégration différent, qui sera des vecteurs propres. Une valeur propre significativement non nulle indique un vecteur de cointégration significatif.

$\lambda_{trace}$  est un test conjoint où la valeur nulle est que le nombre de vecteurs de cointégration est inférieur ou égal à  $r$  par rapport à une alternative non spécifiée ou générale selon laquelle il y a plus de  $r$ . Il commence par  $p$  valeurs propres puis successivement la plus grande est supprimée.  $\lambda_{trace} = 0$  lorsque tous les  $\lambda_i = 0$ , pour  $i = 1, \dots, g$ .

$\lambda_{max}$  effectue des tests séparés sur chaque valeur propre et a pour hypothèse nulle que le nombre de vecteurs de cointégration est  $r$  contre une alternative de  $r + 1$ .

Johansen et Juselius (1990) fournissent des valeurs critiques pour les deux statistiques. La distribution des statistiques de test n'est pas standard et les valeurs critiques dépendent de la valeur de  $g - r$ , du nombre de composants non stationnaires et de la présence ou non de constantes dans chacune des équations. Les constantes peuvent être incluses soit dans les vecteurs de cointégrations eux-mêmes, soit en tant que termes supplémentaires dans le VAR. Cette dernière équivaut à inclure une tendance dans les processus de génération de données pour les niveaux de la série. Osterwald-Lenum (1992) fournit un ensemble plus complet de valeurs critiques pour le test de Johansen.

Si la statistique de test est supérieure à la valeur critique des tableaux de Johansen, l'hypothèse nulle selon laquelle il y a  $r$  vecteurs de cointégration est rejetée en faveur de l'alternative qu'il y a  $r + 1$  (pour  $\lambda_{trace}$ ) ou plus de  $r$  (pour  $\lambda_{max}$ ). Le test est effectué dans une séquence et sous la valeur nulle,  $r = 0, 1, \dots, g - 1$  de sorte que les hypothèses pour  $\lambda_{max}$  soient :

$$H_0: r = 1 \quad \text{contre} \quad H_1: 1 < r \leq g$$

$$H_0: r = 2 \quad \text{contre} \quad H_1: 2 < r \leq g$$

$$\begin{array}{ccc} \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot \end{array}$$

$$H_0: r = g - 1 \quad \text{contre} \quad H_1: r = g$$

Le premier test implique une hypothèse nulle d'absence de vecteurs de cointégration (correspondant à  $r$  de rang nul). Si l'hypothèse nulle n'est pas rejetée, on conclurait qu'il n'y a pas de vecteurs de cointégration et le test serait terminé. Cependant, si  $H_0: r = 0$  est rejetée, l'hypothèse nulle qu'il y a un vecteur de cointégration (c'est-à-dire  $H_0: r = 1$ ) serait testée et ainsi de suite. Ainsi, la valeur de  $r$  est continuellement augmentée jusqu'à ce que la valeur nulle ne soit plus rejetée.

Nous testons alors l'hypothèse nulle ( $H_0$ ) d'absence de cointégration contre l'hypothèse alternative ( $H_1$ ) dont les résultats sont présentés dans le tableau suivant.

**Tableau 3.4: Résultat du test de cointégration de Johansen**

Modèles VAR	Hypothèse	Stat. de trace	Valeur critique à 5%	Valeur critique à 1%
Modèle 1 CIV	Aucune	5,3639	15,41	20,04
	Plus 1 relation	0,0126	3,76	6,65
Modèle 2 CIV	Aucune	5,5507	15,41	20,04
	Plus 1 relation	0,0306	3,76	6,65
Modèle 1 SEN	Aucune	8,7772	15,41	20,04
	Plus 1 relation	0,2281	3,76	6,65
Modèle 2 SEN	Aucune	5,0643	15,41	20,04
	Plus 1 relation	0,0798	3,76	6,65

Source : Auteur

L'hypothèse nulle est acceptée pour tous les modèles parce que nous avons la statistique de trace inférieure aux valeurs seuil de 5% et 1%. Donc, il n'existe pas relation de cointégration. Nous adoptons donc une estimation de modèle VAR.

#### **3.4.1.4 Test de causalité de Granger**

La causalité de Granger a été introduite par Granger (1969). Elle évalue l'influence entre séries temporelles dans un système et détermine si elles sont liées ou pas. La causalité de

Granger se base sur le fait que  $y_{1t}$  cause  $y_{2t}$  si la prédiction de  $y_{2t}$  conditionnellement à son passé est améliorée en prenant aussi en compte celui de  $y_{1t}$ .

Soit le modèle VAR(p) pour lequel les variables  $y_{1t}$  et  $y_{2t}$  sont stationnaires. Le test consiste à poser ces deux hypothèses :

- $y_{2t}$  ne cause pas  $y_{1t}$  si l'hypothèse  $H_0$  suivante est acceptée :

$$\beta_{11} = \beta_{12} = \beta_{13} = \dots = \beta_{1k} = 0$$

- $y_{1t}$  ne cause pas  $y_{2t}$  si l'hypothèse  $H_0$  suivante est acceptée :

$$\alpha_{21} = \alpha_{22} = \alpha_{23} = \dots = \alpha_{2k} = 0$$

Si nous sommes amenés à accepter les deux hypothèses que  $y_{1t}$  cause  $y_{2t}$  et que  $y_{2t}$  cause  $y_{1t}$ , on parle de boucle rétroactif « feedback effect ».

Ces tests peuvent être conduits à l'aide d'un test de Fisher classique de nullité des coefficients, équation par équation ou bien par la probabilité. Ainsi, si la probabilité est supérieure à 0,05 l'hypothèse nulle est acceptée c'est-à-dire pas de lien de causalité entre les variables.

**Tableau 3.5: Résultat du test de causalité de Granger**

Modèles VAR	F_stat	Prob	Retards	Conclusions
<b>Modèle 1 CIV</b>	0,2826	0,9582	8	Les X_CIV ne causent pas le TCER
	3,5257	0,0284		Le TCER cause les X_CIV
<b>Modèle 2 CIV</b>	NA	NA	--	Pas de résultat
	NA	NA		Pas de résultat
<b>Modèle 1 SEN</b>	3,2045	0,0553	2	Les X_SEN causent le TCER
	0,0341	0,9665		Le TCER ne cause pas les X_SEN
<b>Modèle 2 SEN</b>	1,7597	0,2768	10	Les M_SEN ne causent pas le TCER
	12,2025	0,0064		Le TCER cause les M_SEN

Source : Auteur

Les exportations de même que les importations ne déterminent pas les taux de change effectifs réels exceptées les exportations du Sénégal qui déterminent les taux de change. Inversement, le TCER détermine les exportations de la Côte d'Ivoire et les importations du Sénégal. Ceci peut trouver son explication dans le fait que la Côte d'Ivoire dépend plus des exportations que des importations et le Sénégal des importations que des exportations.

### **3.4.2. Fonction de réponses et la décomposition de la variance**

Il s'agit d'analyser dans cette partie, les fonctions de réponses impulsionnelles et la décomposition de la variance.

#### **3.4.2.1 Les réponses impulsionnelles**

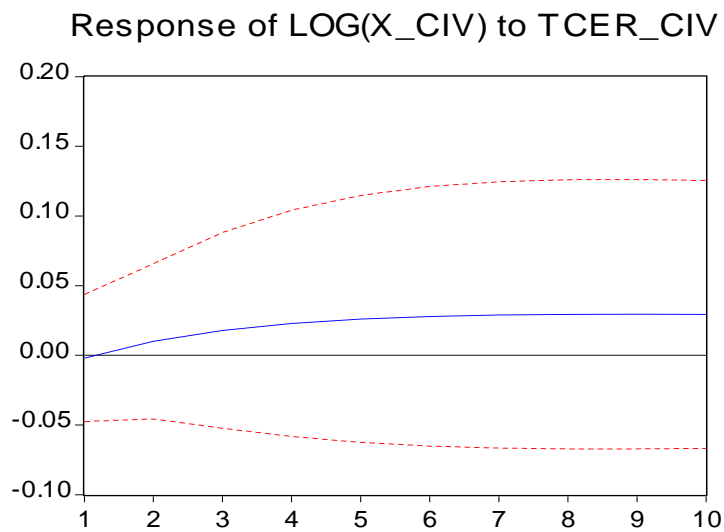
Les réponses impulsionnelles décrivent la réactivité des variables dépendantes du VAR aux chocs subis par chacune des variables. En d'autre terme, l'analyse impulsionnelle permet de déterminer l'influence d'un choc relié à l'évolution d'une des variables sur les autres variables du système.

Une fonction de réponse aux innovations résume l'information concernant l'évolution d'une composante  $x_{i,t}$  qui intervient suite à une impulsion sur  $x_{j,t}$  à la date T, en supposant que toutes les autres variables sont constantes pour  $t \leq T$ .

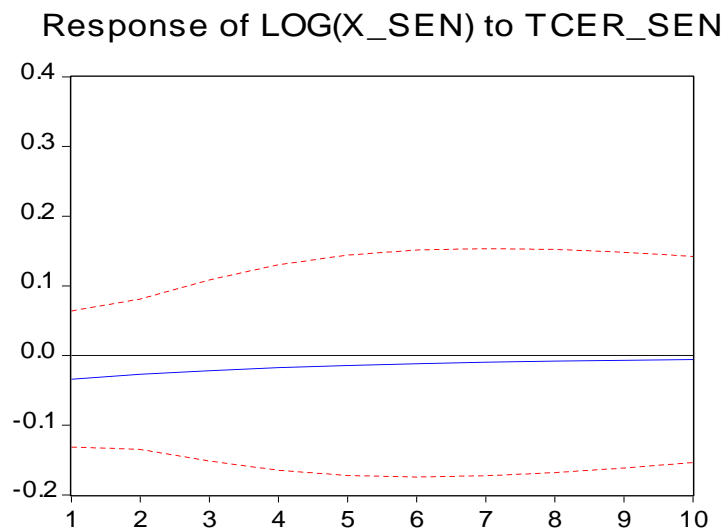
La fonction de réponse impulsionnelle nous permet donc d'observer la réaction des variables exportations et importations suite à une variation du taux de change effectif réel.

**Figure 3.1: Réponse des exportations à un choc de +/-2% du taux de change**

Response to One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



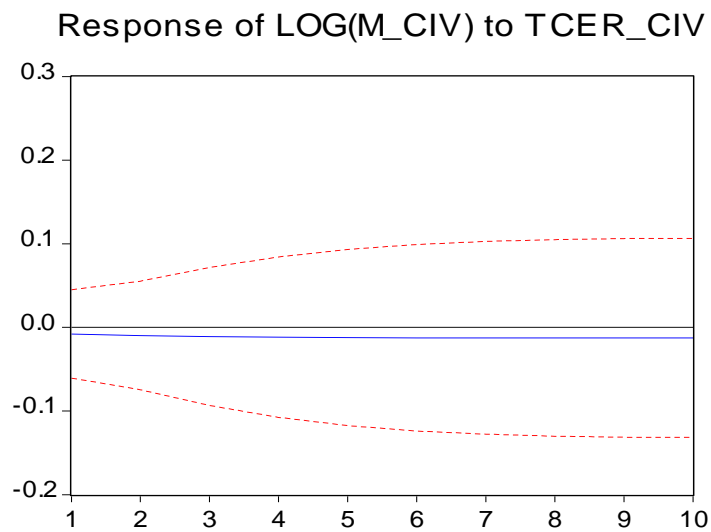
Response to One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



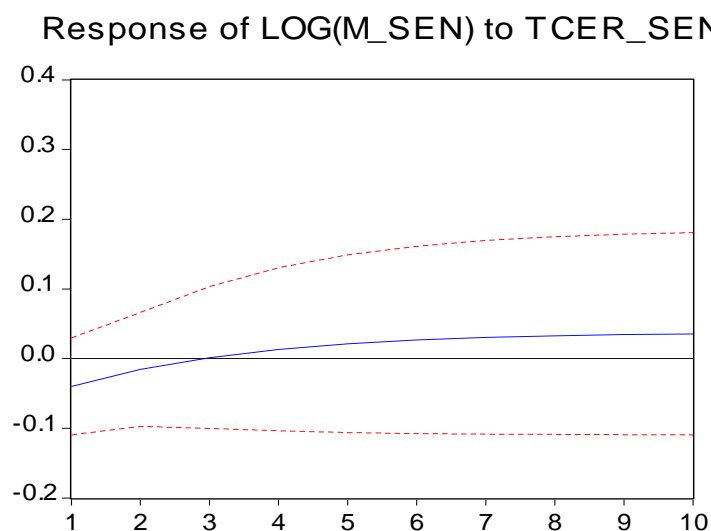
Un choc de +/-2% sur le taux de change provoque immédiatement une réponse négative des exportations de la Côte d'Ivoire et du Sénégal. Ce choc induit une augmentation des exportations des deux pays avant de se stabiliser. Ainsi, après un délai, elles sont positives pour la Côte d'Ivoire (moins d'une demi-année) mais restent négatives pour le Sénégal.

**Figure 3.2: Réponse des importations à un choc de +/- 2% du taux de change**

Response to One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



Response to One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



Les importations réagissent négativement aux chocs du taux de change. La réaction est faible et presque nulle pour la Côte d'Ivoire comparée au Sénégal. Les importations sont

positives au-delà de la troisième année pour le Sénégal mais restent négatives pour la Côte d'Ivoire.

En conclusion, un choc sur le taux de change entraîne directement une réaction négative des exportations et importations.

#### ***3.4.2.2 Les décompositions de la variance***

Les décompositions de variance offrent une méthode légèrement différente pour examiner la dynamique du système VAR. Elles donnent la proportion des mouvements dans les variables dépendantes qui sont dus à leurs « propres » chocs, par rapport aux chocs des autres variables. Par exemple, un choc sur l' $i^{\text{ème}}$  variable affectera directement cette variable bien sûr, mais il sera également transmis à toutes les autres variables du système par le biais de la structure dynamique du VAR. Les décompositions de variance déterminent dans quelle mesure la variance d'erreur de prévision  $s$ -échelonnée d'une variable donnée est expliquée par les innovations apportées à chaque variable explicative pour  $s = 1, 2, \dots$ . En pratique, il est généralement observé que les chocs propres à la série expliquent la majeure partie de la variance d'erreur (prévue) de la série dans un VAR. Dans une certaine mesure, les réponses impulsionnelles et les décompositions de variance offrent des informations très similaires.

Ainsi, la décomposition de la variance du modèle VAR nous permet de savoir de combien de pourcentage (%) la variation du taux de change effectif réel affecte les exportations et les importations.

**Tableau 3.6: Décomposition de la variance des exportations aux chocs du taux de change**

Période	S.E.	TCER_CIV	LOG(X_CIV)	Période	S.E.	TCER_SEN	LOG(X_SEN)
1	0.135031	0.022224	99.97778	1	0.290494	1.361277	98.63872
2	0.189037	0.289293	99.71071	2	0.392378	1.219650	98.78035
3	0.229441	0.799315	99.20068	3	0.460059	1.108784	98.89122
4	0.262620	1.368388	98.63161	4	0.509634	1.021464	98.97854
5	0.291017	1.914410	98.08559	5	0.547670	0.952242	99.04776
6	0.315886	2.405669	97.59433	6	0.577665	0.897001	99.10300
7	0.337990	2.834222	97.16578	7	0.601754	0.852629	99.14737
8	0.357840	3.202593	96.79741	8	0.621348	0.816760	99.18324
9	0.375805	3.517319	96.48268	9	0.637439	0.787591	99.21241
10	0.392163	3.785927	96.21407	10	0.650749	0.763739	99.23626

Source : Auteur

Ces tableaux indiquent que dans un horizon temporel d'une année, 0,02% des variations des exportations de la Côte d'Ivoire sont expliquées par le taux de change contre 1,36% pour le Sénégal. La contribution du taux de change sur les exportations est croissante pour la Côte d'Ivoire mais décroissante pour le Sénégal. Ainsi, au bout de 10 ans, la contribution du taux de change sur les exportations passe à 3,79% pour la Côte d'Ivoire contre 0,76% pour le Sénégal.

**Tableau 3.7: Décomposition de la variance des importations aux chocs du taux de change**

Période	S.E.	TCER_CIV	LOG(M_CIV)	Période	S.E.	TCER_SEN	LOG(M_SEN)
1	0.156372	0.262933	99.73707	1	0.208124	3.719630	96.28037
2	0.220137	0.331841	99.66816	2	0.284685	2.289541	97.71046
3	0.268373	0.391383	99.60862	3	0.339871	1.607982	98.39202
4	0.308454	0.441601	99.55840	4	0.384599	1.371733	98.62827
5	0.343251	0.483492	99.51651	5	0.422955	1.384806	98.61519
6	0.374246	0.518310	99.48169	6	0.456927	1.527587	98.47241
7	0.402326	0.547277	99.45272	7	0.487631	1.730086	98.26991
8	0.428071	0.571464	99.42854	8	0.515763	1.952896	98.04710
9	0.451889	0.591769	99.40823	9	0.541792	2.174818	97.82518
10	0.474077	0.608926	99.39107	10	0.566049	2.385210	97.61479

Source : Auteur

La décomposition montre pour un horizon temporel d'une année, le taux de change contribue à une hauteur de 0,26% sur les importations de la Côte d'Ivoire et 3,72% sur celles du Sénégal. Cette contribution passe à 0,61% pour la Côte d'Ivoire et 2,38% pour le Sénégal à la dixième année. Ainsi, la contribution des taux de change aux importations est croissante pour la Côte d'Ivoire mais irrégulière pour le Sénégal.

Ces résultats montrent que les exportations de la Côte d'Ivoire dépendent plus du taux de change que ses importations alors que pour le Sénégal, c'est l'inverse.

### 3.5 Conclusion chapitre 3

L'objectif de ce chapitre était d'analyser les effets de l'adoption du régime d'ancrage à un panier de devises sur le commerce extérieur de pays membres de l'UEMOA notamment la Côte d'Ivoire et le Sénégal. L'analyse faite à l'aide du logiciel Eviews, porte sur la période 1980 à 2015.

Pour analyser l'effet du taux de change sur le commerce extérieur, nous avons adopté le modèle VAR. Nous trouvons que ce modèle peut être appliqué pour un nombre de retards égal à 1. Ce modèle nous a permis d'examiner les effets par l'analyse des fonctions de réponses impulsionnelles et la contribution du taux de change dans le commerce par la décomposition de la variance.

En procédant au test de causalité au sens de Granger, nos résultats révèlent que les exportations de même que les importations ne déterminent pas les taux de change effectifs réels sauf les exportations du Sénégal qui les déterminent. Par contre, les TCER déterminent uniquement les exportations de la Côte d'Ivoire et les importations du Sénégal.

Nous trouvons qu'un choc sur le taux de change entraîne aussitôt une réaction négative des exportations et importations des pays concernés.

Il ressort des résultats de la décomposition de la variance que le taux de change contribue plus en pourcentage sur les exportations de la Côte d'Ivoire qu'il n'en contribue sur celles du Sénégal. En revanche, il contribue moins sur les importations de la Côte d'Ivoire que sur celles du Sénégal.

Au terme de ce travail, nous retenons que le régime de panier monétaire axé sur les devises des principaux partenaires commerciaux décrit la situation actuelle de la Côte d'Ivoire et du Sénégal dans les échanges commerciaux. En effet, ce régime de change détermine que la Côte d'Ivoire est un pays exportateur net et le Sénégal, un pays importateur net.

## Conclusion Générale

L'objectif de cette thèse était de faire une analyse empirique des effets de l'adoption du régime d'ancrage à un panier de devises sur le commerce extérieur de pays membres de l'UEMOA notamment la Côte d'Ivoire et le Sénégal, dans l'optique de la création de la future monnaie commune dans l'espace CEDEAO. Le travail a porté sur la période 1980 à 2015.

L'organisation de la thèse en trois articles sous forme de chapitres reposant chacun sur un objectif spécifique nous a permis de répondre à notre problématique. Nous avons examiné les effets de l'arrimage à une seule monnaie sur le commerce extérieur de la Côte d'Ivoire et du Sénégal à l'aide du modèle de gravité. Nous avons aussi élaboré une meilleure combinaison de devises pondérées du poids du commerce international des principaux partenaires commerciaux des pays de l'UEMOA par la méthode d'analyse de la covariance du modèle de Markowitz. Nous avons également analysé les effets du régime d'ancrage à un panier de devises sur le commerce extérieur de la Côte d'Ivoire et du Sénégal à l'aide du modèle VAR.

Dans ce travail de recherche, nous avons supposé qu'il existait une relation négative entre le taux de change et le commerce extérieur, dans un régime d'arrimage à une seule monnaie. Nous avons aussi supposé qu'il existait une combinaison de poids optimaux de devises qui minimisent le risque parmi les paniers de monnaies. Nous avons également présumé que le régime de panier de devises contribuait favorablement aux échanges commerciaux.

L'objectif du premier chapitre a nécessité d'analyser le profil des partenaires commerciaux. Il a aussi nécessité d'identifier la relation existante entre les taux de change des partenaires et le commerce extérieur de biens de pays membres de l'UEMOA, dans un régime de change fixe. Cette relation a été examinée attentivement en trois sous-périodes : la période des ajustements structurels, la période après dévaluation et la période de l'arrimage du franc CFA à l'euro. Pour aboutir aux objectifs spécifiques de ce premier chapitre, nous avons employé le modèle de gravité à l'aide du logiciel STATA sur la période 1980-2015.

Les résultats de l'estimation du modèle de gravité par la méthode des Moindres Carrées Ordinaires (MCO) ont montré que la valeur des exportations augmente avec la taille potentielle du marché et le pouvoir d'achat des consommateurs mesurés par les PIB et baisse avec la distance et les taux de change des partenaires commerciaux. Nos résultats ont aussi révélé que

la frontière commune, le passé colonial, le partage d'une langue commune et le partage d'une monnaie commune déterminent et participent positivement à la création de commerce excepté la variable langue commune de la Côte d'Ivoire qui est non significative. Durant les deux premières sous-périodes, il ressort des résultats que les taux de change agissent négativement et très faiblement sur les exportations. Mais à la dernière sous-période, ils agissent de façon positive et significative sur les exportations. Cette dernière observation peut s'expliquer d'une part par la réduction de la multiplicité des taux de change des principaux partenaires européens qui ont adopté l'euro et d'autre part, par la réorientation des échanges commerciaux.

Le second chapitre a porté sur le choix du régime d'ancrage à un panier de devises pour les pays de l'UEMOA : essai d'évaluation des pondérations des monnaies. Une approche d'optimisation par le modèle de portefeuille de Markowitz a été utilisée à cet effet. Dans ce chapitre, notre objectif était d'élaborer une meilleure combinaison de devises pondérées du poids du commerce international des principaux partenaires commerciaux des pays de l'UEMOA. Ce qui a nécessité d'identifier spécifiquement les principaux partenaires commerciaux des pays de l'UEMOA puis calculer leur poids respectif dans le commerce international. Dans ce second chapitre, le travail nécessitait aussi de sélectionner les options de paniers de monnaies possibles puis d'analyser les pondérations de devises de chaque panier.

Pour arriver aux objectifs spécifiques de ce chapitre, nous avons fixé une part minimale de 3% du commerce international pour chaque devise des principaux partenaires à inclure dans nos différents paniers de monnaies. Ceci pour réduire le nombre trop important de partenaires et ne retenir que les principaux partenaires commerciaux qui détiennent plus de 50% des parts totales du commerce international. Dans ce chapitre, la méthode de sélection de la meilleure combinaison de devises a consisté aussi à minimiser le risque des paniers de devises mesurée par la variance ou l'écart-type ; à maximiser le rendement sous la contrainte que la somme des pondérations des monnaies de chaque panier de devises soit égale à l'unité. Pour la sélection de notre meilleure combinaison de devises, nous avons adopté le modèle de covariance de Markowitz à l'aide du logiciel Excel 2013 (Solveur).

La meilleure combinaison de devises a porté sur celle qui a présenté le niveau de risque le plus faible. Ainsi, à l'aide du modèle de Markowitz, nous avons trouvé avant la période de l'arrimage du CFA à l'euro, que la meilleure combinaison de devises inclut le franc français, le florin néerlandais, le dollar américain, la lire italienne, le mark allemand, le yen japonais, la livre britannique, le peso espagnol et le naira nigérian. . Cette combinaison présente le risque

le plus faible mais aussi le rendement le plus faible par rapport aux autres combinaisons de devises (une variance de 4,929% et un rendement de 17,399%). A la période de l'arrimage du franc CFA à l'euro, nous avons trouvé que l'euro, le renminbi chinois et le dollar américain constituent la meilleure combinaison de devises. Elle présente à la fois le risque le plus minime (variance à hauteur de 0,039%) et le meilleur rendement (0,15%).

Nous avons trouvé aussi une prépondérance de la devise française puis de l'euro dans nos paniers de devises confectionnés aux différentes périodes. Sur la première période (1980-1998), le franc français est de loin la devise la plus représentée avec une pondération optimale à hauteur de 43,2% et sur la seconde période (1999-2015), l'euro présente une pondération à hauteur de 77,1%.

Le troisième chapitre a traité les « effets de l'ancrage à un panier de devises sur le commerce extérieur de pays membres de l'UEMOA : Côte d'Ivoire et Sénégal ».

Dans ce chapitre, l'objectif était d'analyser les effets du régime d'ancrage à un panier de devises sur le commerce extérieur de la Côte d'Ivoire et du Sénégal. L'objectif de ce troisième chapitre a nécessité de déterminer le sens de causalité des variables macroéconomiques. Il a aussi nécessité d'analyser les répercussions d'un choc du taux de change effectif réel sur les exportations et sur les importations. Il a également nécessité de déterminer la contribution en pourcentage du taux de change effectif réel sur les exportations et importations.

Dans ce chapitre, nous avons supposé que les taux de change effectifs réels déterminent les exportations et importations de la Côte d'Ivoire et du Sénégal et non l'inverse. Nous avons aussi supposé que les exportations et importations réagissent aux chocs du taux de change effectif réel. Nous avons également supposé que les taux de change effectifs réels contribuent favorablement aux exportations et importations.

L'utilisation du modèle Vecteur Auto-Régressif (VAR) nous a permis de vérifier nos hypothèses ci-dessus. Ainsi, suite au test de causalité au sens de Granger, nous avons trouvé que les exportations de même que les importations n'ont pas déterminé les taux de change effectifs réels excepté les exportations du Sénégal qui ont déterminé le taux de change effectif réel. Inversement, les taux de change effectifs réels ont déterminé uniquement les exportations de la Côte d'Ivoire et les importations du Sénégal. Dans ce chapitre, nous avons trouvé aussi suite à l'analyse des fonctions de réponses d'impulsion, qu'un choc sur le taux de change

effectif réel a entraîné aussitôt une réaction négative des exportations et des importations des pays concernés. Les exportations se sont stabilisées à un état positif pour la Côte d'Ivoire tandis que pour le Sénégal, elles sont restées négatives. Dans ces résultats, les importations de la Côte d'Ivoire sont demeurées négatives alors que celles du Sénégal se sont stabilisées à un état positif. Les résultats de la décomposition de la variance nous ont montré une contribution favorable du régime de panier de monnaies sur le commerce international de la Côte d'Ivoire et du Sénégal. En effet, les résultats ont révélé que le taux de change effectif réel contribue en moyenne à hauteur de 2,014 % sur les exportations de la Côte d'Ivoire contre 0,475% sur ses importations. Tandis que pour le Sénégal, il a une contribution moyenne de 0,978% sur ses exportations contre 2,014% sur ses importations.

Au terme de cette thèse, nous pouvons retenir en termes d'enseignements de politiques économiques que le taux de change peut constituer, pour les pays de l'UEMOA, un outil de politique économique indiqué pour éliminer les déficits chroniques de leur balance commerciale. En effet, la contribution du taux de change dans le commerce extérieur est beaucoup plus considérable dans un régime d'ancrage à un panier de devises comparée celle du régime de parité fixe. Ainsi, les résultats ont montré une contribution moyenne à hauteur de 2,014% du régime de panier de devises sur les exportations de la Côte d'Ivoire et 0,978% sur celles du Sénégal. Alors que pour le système de change actuel, nous avons trouvé dans l'ensemble que le taux de change agit négativement à hauteur de  $6,53e^{-13}$  sur les exportations de la Côte d'Ivoire et  $6,12.e^{-13}$  sur celles du Sénégal. Les résultats de l'examen attentif durant la sous-période 1999-2015, de la relation entre le taux de change et le commerce extérieur ont montré une contribution positive du taux de change. Cette contribution positive peut s'expliquer d'une part, par la réduction des devises utilisées par les partenaires commerciaux européens qui ont adopté l'euro et d'autre part, par la réorientation des échanges commerciaux durant ces dernières années. Toutefois, cette contribution reste inférieure à celle trouvée dans le cas du régime d'ancrage à un panier de devises.

Nous retenons aussi au terme de ce travail, qu'en dépit de l'absence de manipulation du taux de change par les pays de l'UEMOA, les politiques monétaires (dévaluation du franc CFA en 1994 et l'arrimage du franc CFA à l'euro) entreprises ont eu un impact sur les échanges commerciaux.

Au terme de cette thèse, nous retenons également que la prépondérance des devises dépend du lien historique. Attendu que la future monnaie commune doit aussi réunir les pays

lusophones et anglophones de la CEDEAO, nous constatons une faible voire inexistante part de pondération du livre britannique. Ainsi, les parts de pondération à allouer à l'euro et au livre sterling dans une même combinaison de devises pour faire bénéficier aux anciennes colonies françaises et anglaises des avantages du régime de panier de devises ne constitueraient-elles pas un handicap pour l'effectivité de la monnaie commune ?

# ANNEXE

## ANNEXE CHAPITRE 1

### Résultats des tests de stationnarité des variables

Nous appliquons le test de racine unitaire en panel « Levin – Lin – Chu » pour vérifier la stationnarité de nos variables. Il s'agit donc de tester l'hypothèse nulle ( $H_0$ ) les données en panel contiennent des racines unitaires contre l'hypothèse alternative ( $H_1$ ) les données en panel sont stationnaires. Ainsi, si le « p-value » est inférieur au seuil  $\alpha$  (5% ici) désiré, nous rejetons l'hypothèse nulle ( $H_0$ ). Ce qui implique que les variables en panel sont stationnaires. Pour ce qui suit, nous donnons uniquement les résultats où les variables sont stationnaires.

### Période 1980 à 2015

#### ➤ Côte d'Ivoire

```
. xtunitroot llc lXij
```

```
Levin-Lin-Chu unit-root test for lXij
```

```
Ho: Panels contain unit roots          Number of panels =    30
Ha: Panels are stationary              Number of periods =    36
```

```
AR parameter: Common                  Asymptotics: N/T -> 0
Panel means:  Included
Time trend:   Not included
```

```
ADF regressions: 1 lag
LR variance:      Bartlett kernel, 10.00 lags average (chosen by LLC)
```

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-7.7185	
Adjusted t*	-2.5713	0.0051



## ➤ Sénégal

```
. xtunitroot llc lXij, trend
```

Levin-Lin-Chu unit-root test for lXij

---

Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	32
Ha: Panels are stationary	Number of periods =	36

AR parameter: Common	Asymptotics: N/T -> 0
Panel means: Included	
Time trend: Included	

ADF regressions: 1 lag

LR variance: Bartlett kernel, 10.00 lags average (chosen by LLC)

---

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-15.0463	
Adjusted t*	-4.8713	0.0000

---

```
. xtunitroot llc D.lPIBi
```

Levin-Lin-Chu unit-root test for D.lPIBi

---

Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	32
Ha: Panels are stationary	Number of periods =	35

AR parameter: Common	Asymptotics: N/T -> 0
Panel means: Included	
Time trend: Not included	

ADF regressions: 1 lag

LR variance: Bartlett kernel, 10.00 lags average (chosen by LLC)

---

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-22.6457	
Adjusted t*	-10.7971	0.0000

---

```
. xtunitroot llc lPIBj, trend
```

Levin-Lin-Chu unit-root test for lPIBj

---

Ho: Panels contain unit roots	Number of panels =	32
Ha: Panels are stationary	Number of periods =	36

AR parameter: Common	Asymptotics: N/T -> 0
Panel means: Included	
Time trend: Included	

ADF regressions: 1 lag

LR variance: Bartlett kernel, 10.00 lags average (chosen by LLC)

---

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-10.5422	
Adjusted t*	-1.7913	0.0366

---

```
. xtunitroot llc eijt
```

```
Levin-Lin-Chu unit-root test for eijt
```

```
Ho: Panels contain unit roots          Number of panels = 32  
Ha: Panels are stationary              Number of periods = 36
```

```
AR parameter: Common                    Asymptotics: N/T -> 0  
Panel means: Included  
Time trend: Not included
```

```
ADF regressions: 1 lag  
LR variance: Bartlett kernel, 10.00 lags average (chosen by LLC)
```

---

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-15.3324	
Adjusted t*	-6.6326	0.0000

---

## Période 1980 à 1993

### ➤ Côte d'Ivoire

```
. xtunitroot llc lXij
```

```
Levin-Lin-Chu unit-root test for lXij
```

```
Ho: Panels contain unit roots          Number of panels = 29  
Ha: Panels are stationary              Number of periods = 14
```

```
AR parameter: Common                    Asymptotics: N/T -> 0  
Panel means: Included  
Time trend: Not included
```

```
ADF regressions: 1 lag  
LR variance: Bartlett kernel, 7.00 lags average (chosen by LLC)
```

---

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-29.6802	
Adjusted t*	-17.9020	0.0000

---

```
. xtunitroot llc lPIBi
```

```
Levin-Lin-Chu unit-root test for lPIBi
```

```
Ho: Panels contain unit roots          Number of panels = 29  
Ha: Panels are stationary              Number of periods = 14
```

```
AR parameter: Common                    Asymptotics: N/T -> 0  
Panel means: Included  
Time trend: Not included
```

```
ADF regressions: 1 lag  
LR variance: Bartlett kernel, 7.00 lags average (chosen by LLC)
```

---

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-8.2452	
Adjusted t*	-4.9267	0.0000

---

```
. xtunitroot llc lPIBj
```

```
Levin-Lin-Chu unit-root test for lPIBj
```

```
Ho: Panels contain unit roots      Number of panels = 29  
Ha: Panels are stationary           Number of periods = 14
```

```
AR parameter: Common                Asymptotics: N/T -> 0  
Panel means: Included  
Time trend: Not included
```

```
ADF regressions: 1 lag
```

```
LR variance: Bartlett kernel, 7.00 lags average (chosen by LLC)
```

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-6.8039	
Adjusted t*	-5.2496	0.0000

```
. xtunitroot llc eijt
```

```
Levin-Lin-Chu unit-root test for eijt
```

```
Ho: Panels contain unit roots      Number of panels = 29  
Ha: Panels are stationary           Number of periods = 14
```

```
AR parameter: Common                Asymptotics: N/T -> 0  
Panel means: Included  
Time trend: Not included
```

```
ADF regressions: 1 lag
```

```
LR variance: Bartlett kernel, 7.00 lags average (chosen by LLC)
```

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-9.9244	
Adjusted t*	-5.1898	0.0000

## ➤ Sénégal

```
. xtunitroot llc lXij
```

```
Levin-Lin-Chu unit-root test for lXij
```

```
Ho: Panels contain unit roots      Number of panels = 32  
Ha: Panels are stationary           Number of periods = 14
```

```
AR parameter: Common                Asymptotics: N/T -> 0  
Panel means: Included  
Time trend: Not included
```

```
ADF regressions: 1 lag
```

```
LR variance: Bartlett kernel, 7.00 lags average (chosen by LLC)
```

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-8.2680	
Adjusted t*	-1.7973	0.0361

. xtunitroot llc lPIBi

Levin-Lin-Chu unit-root test for lPIBi

Ho: Panels contain unit roots                   Number of panels =     32  
Ha: Panels are stationary                    Number of periods =    14

AR parameter: Common                           Asymptotics: N/T -> 0  
Panel means: Included  
Time trend: Not included

ADF regressions: 1 lag

LR variance:     Bartlett kernel, 7.00 lags average (chosen by LLC)

---

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-7.9923	
Adjusted t*	-6.2936	0.0000

---

. xtunitroot llc lPIBj

Levin-Lin-Chu unit-root test for lPIBj

Ho: Panels contain unit roots                   Number of panels =     32  
Ha: Panels are stationary                    Number of periods =    14

AR parameter: Common                           Asymptotics: N/T -> 0  
Panel means: Included  
Time trend: Not included

ADF regressions: 1 lag

LR variance:     Bartlett kernel, 7.00 lags average (chosen by LLC)

---

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-6.6639	
Adjusted t*	-5.0233	0.0000

---

. xtunitroot llc eijt

Levin-Lin-Chu unit-root test for eijt

Ho: Panels contain unit roots                   Number of panels =     32  
Ha: Panels are stationary                    Number of periods =    14

AR parameter: Common                           Asymptotics: N/T -> 0  
Panel means: Included  
Time trend: Not included

ADF regressions: 1 lag

LR variance:     Bartlett kernel, 7.00 lags average (chosen by LLC)

---

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-10.3385	
Adjusted t*	-5.6710	0.0000

---

## Période 1999 à 2015

### ➤ Côte d'Ivoire

```
. xtunitroot llc lXij
```

```
Levin-Lin-Chu unit-root test for lXij
```

---

```
Ho: Panels contain unit roots      Number of panels =    29
Ha: Panels are stationary           Number of periods =    17
```

```
AR parameter: Common                Asymptotics: N/T -> 0
Panel means:  Included
Time trend:   Not included
```

```
ADF regressions: 1 lag
```

```
LR variance:      Bartlett kernel, 8.00 lags average (chosen by LLC)
```

---

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-9.3494	
Adjusted t*	-4.0567	0.0000

---

```
. xtunitroot llc D.lPIBi
```

```
Levin-Lin-Chu unit-root test for D.lPIBi
```

---

```
Ho: Panels contain unit roots      Number of panels =    29
Ha: Panels are stationary           Number of periods =    16
```

```
AR parameter: Common                Asymptotics: N/T -> 0
Panel means:  Included
Time trend:   Not included
```

```
ADF regressions: 1 lag
```

```
LR variance:      Bartlett kernel, 8.00 lags average (chosen by LLC)
```

---

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-6.6936	
Adjusted t*	-1.8483	0.0323

---

```
. xtunitroot llc lPIBj
```

```
Levin-Lin-Chu unit-root test for lPIBj
```

```
Ho: Panels contain unit roots      Number of panels = 29
Ha: Panels are stationary           Number of periods = 17
```

```
AR parameter: Common                Asymptotics: N/T -> 0
Panel means: Included
Time trend: Not included
```

```
ADF regressions: 1 lag
```

```
LR variance: Bartlett kernel, 8.00 lags average (chosen by LLC)
```

---

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-3.0633	
Adjusted t*	-2.1732	0.0149

---

```
. xtunitroot llc eijt
```

```
Levin-Lin-Chu unit-root test for eijt
```

```
Ho: Panels contain unit roots      Number of panels = 29
Ha: Panels are stationary           Number of periods = 17
```

```
AR parameter: Common                Asymptotics: N/T -> 0
Panel means: Included
Time trend: Not included
```

```
ADF regressions: 1 lag
```

```
LR variance: Bartlett kernel, 8.00 lags average (chosen by LLC)
```

---

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-10.8299	
Adjusted t*	-4.3798	0.0000

---

## ➤ Sénégal

```
. xtunitroot llc lXij
```

```
Levin-Lin-Chu unit-root test for lXij
```

```
Ho: Panels contain unit roots      Number of panels = 32
Ha: Panels are stationary           Number of periods = 17
```

```
AR parameter: Common                Asymptotics: N/T -> 0
Panel means: Included
Time trend: Not included
```

```
ADF regressions: 1 lag
```

```
LR variance: Bartlett kernel, 8.00 lags average (chosen by LLC)
```

---

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-9.2498	
Adjusted t*	-4.8834	0.0000

---

. xtunitroot llc DD.lPIBi

Levin-Lin-Chu unit-root test for D2.lPIBi

---

Ho: Panels contain unit roots                   Number of panels =     32  
Ha: Panels are stationary                    Number of periods =    15

AR parameter: Common                           Asymptotics: N/T -> 0  
Panel means: Included  
Time trend: Not included

ADF regressions: 1 lag

LR variance:       Bartlett kernel, 8.00 lags average (chosen by LLC)

---

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-21.1040	
Adjusted t*	-9.9546	0.0000

---

. xtunitroot llc lPIBj

Levin-Lin-Chu unit-root test for lPIBj

---

Ho: Panels contain unit roots                   Number of panels =     32  
Ha: Panels are stationary                    Number of periods =    17

AR parameter: Common                           Asymptotics: N/T -> 0  
Panel means: Included  
Time trend: Not included

ADF regressions: 1 lag

LR variance:       Bartlett kernel, 8.00 lags average (chosen by LLC)

---

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-3.1667	
Adjusted t*	-2.1226	0.0169

---

. xtunitroot llc eijt

Levin-Lin-Chu unit-root test for eijt

---

Ho: Panels contain unit roots                   Number of panels =     32  
Ha: Panels are stationary                    Number of periods =    17

AR parameter: Common                           Asymptotics: N/T -> 0  
Panel means: Included  
Time trend: Not included

ADF regressions: 1 lag

LR variance:       Bartlett kernel, 8.00 lags average (chosen by LLC)

---

	Statistic	p-value
Unadjusted t	-11.0074	
Adjusted t*	-4.4538	0.0000

---

## Résultats de régression du modèle de gravité

**Période 1980 à 2015**

### ➤ Côte d'Ivoire

```
. xtreg lXij lPIBi lPIBj ldist Front Lang Colon CU eij,re
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =       1080
Group variable: Country                 Number of groups =         30

R-sq:  within = 0.3936                   Obs per group:  min =         36
        between = 0.6171                   avg =       36.0
        overall = 0.5405                   max =         36

corr(u_i, X) = 0 (assumed)                Wald chi2(7)    =         .
                                                Prob > chi2     =         .
```

lXij	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lPIBi	1.178669	.1944519	6.06	0.000	.7975501	1.559788
lPIBj	1.181262	.0848427	13.92	0.000	1.014974	1.347551
ldist	-2.254449	.3567213	-6.32	0.000	-2.95361	-1.555288
Front	.0774872	.7008946	0.11	0.912	-1.296241	1.451215
Lang	.9292192	1.166496	0.80	0.426	-1.357071	3.21551
Colon	.7767684	1.55865	0.50	0.618	-2.27813	3.831666
CU	.4453066	1.194817	0.37	0.709	-1.896491	2.787104
eijt	-3.40e-13	7.36e-14	-4.62	0.000	-4.84e-13	-1.96e-13
_cons	.7993425	3.507523	0.23	0.820	-6.075277	7.673962
sigma_u	.99992966					
sigma_e	.85983263					
rho	.57490554	(fraction of variance due to u_i)				

### ➤ Sénégal

```
. xtreg lXij lPIBi lPIBj ldist Front Lang Colon CU eij,re
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =       1152
Group variable: Country                 Number of groups =         32

R-sq:  within = 0.3513                   Obs per group:  min =         36
        between = 0.3789                   avg =       36.0
        overall = 0.3607                   max =         36

corr(u_i, X) = 0 (assumed)                Wald chi2(7)    =         .
                                                Prob > chi2     =         .
```

lXij	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lPIBi	1.233033	.1408753	8.75	0.000	.9569228	1.509144
lPIBj	.9528449	.1092849	8.72	0.000	.7386504	1.16704
ldist	-2.168968	.4381688	-4.95	0.000	-3.027763	-1.310173
Front	.0899719	1.025994	0.09	0.930	-1.92094	2.100884
Lang	2.194798	.6392821	3.43	0.001	.9418285	3.447768
Colon	.3276573	1.494416	0.22	0.826	-2.601344	3.256658
CU	.751672	.3595701	2.09	0.037	.0469275	1.456417
eijt	-2.49e-13	9.42e-14	-2.64	0.008	-4.33e-13	-6.41e-14
_cons	1.002715	3.498208	0.29	0.774	-5.853647	7.859077
sigma_u	1.3260073					
sigma_e	1.099564					
rho	.59255006	(fraction of variance due to u_i)				

## Période 1980 à 1993

### ➤ Côte d'Ivoire

```
. xtreg lXij lPIBi lPIBj ldist Front Lang Colon CU eijt, re
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =       406
Group variable: Country                 Number of groups =        29

R-sq:  within = 0.0628                  Obs per group:  min =        14
      between = 0.4231                    avg =       14.0
      overall  = 0.4063                    max =        14

Wald chi2(7) = .
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     = .
```

lXij	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lPIBi	2.081173	.7262358	2.87	0.004	.6577766 3.504569	
lPIBj	.3882612	.1096235	3.54	0.000	.1734031 .6031194	
ldist	-.190307	.4893693	-0.39	0.697	-1.149453 .7688393	
Front	1.375534	.9931225	1.39	0.166	-.5709501 3.322018	
Lang	-1.431127	1.62031	-0.88	0.377	-4.606877 1.744623	
Colon	4.294708	2.163369	1.99	0.047	.0545822 8.534835	
CU	2.119708	1.65546	1.28	0.200	-1.124934 5.364349	
eijt	-8.17e-14	4.19e-14	-1.95	0.051	-1.64e-13 3.34e-16	
_cons	-15.75991	8.645792	-1.82	0.068	-32.70535 1.185533	
sigma_u	1.3672699					
sigma_e	.43860339					
rho	.9066966	(fraction of variance due to u_i)				

## ➤ Sénégal

```
. xtreg lXij lPIBi lPIBj ldist Front Lang Colon CU eij,re

Random-effects GLS regression           Number of obs   =       448
Group variable: Country                 Number of groups =        32

R-sq:  within = 0.0192                   Obs per group:  min =       14
        between = 0.4691                   avg =           14.0
        overall = 0.3867                   max =           14

Wald chi2(7) = .
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     = .
```

lXij	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lPIBi	-.4575809	.507172	-0.90	0.367	-1.45162	.5364581
lPIBj	.5593296	.1766219	3.17	0.002	.2131571	.9055022
ldist	-.8149438	.5816564	-1.40	0.161	-1.954969	.3250818
Front	1.833898	1.267878	1.45	0.148	-.6510968	4.318893
Lang	.2742971	1.761543	0.16	0.876	-3.178264	3.726858
Colon	3.711084	2.353414	1.58	0.115	-.9015227	8.323691
CU	1.987181	1.813321	1.10	0.273	-1.566862	5.541225
eijt	-2.33e-13	8.95e-14	-2.60	0.009	-4.09e-13	-5.77e-14
_cons	11.3268	6.345548	1.78	0.074	-1.11025	23.76384
sigma_u	1.4768777					
sigma_e	.95295918					
rho	.70603971	(fraction of variance due to u_i)				

## Période 1994 à 1998

## ➤ Côte d'Ivoire

```
. xtreg lXij lPIBi lPIBj ldist Front Lang Colon CU eij,re

Random-effects GLS regression           Number of obs   =       150
Group variable: Country                 Number of groups =        30

R-sq:  within = 0.3307                   Obs per group:  min =        5
        between = 0.5535                   avg =           5.0
        overall = 0.5055                   max =           5

Wald chi2(8) = 86.52
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     = 0.0000
```

lXij	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lPIBi	4.37175	.7306264	5.98	0.000	2.939749	5.803752
lPIBj	.8163025	.1737476	4.70	0.000	.4757635	1.156842
ldist	-1.823011	.5365741	-3.40	0.001	-2.874677	-.7713449
Front	.1190967	.7925065	0.15	0.881	-1.434187	1.672381
Lang	.3785705	1.325627	0.29	0.775	-2.219611	2.976752
Colon	1.500204	1.775192	0.85	0.398	-1.979109	4.979518
CU	-.276882	1.320232	-0.21	0.834	-2.86449	2.310726
eijt	-.0003307	.0002205	-1.50	0.134	-.0007629	.0001016
_cons	-31.71475	8.687009	-3.65	0.000	-48.74098	-14.68853
sigma_u	1.0735194					
sigma_e	.70143055					
rho	.70080866	(fraction of variance due to u_i)				

➤ **Sénégal**

```
. xtreg lXij lPIBi lPIBj ldist Front Lang Colon CU eij, re
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =       160
Group variable: Country                 Number of groups =        32

R-sq:  within = 0.0238                  Obs per group:  min =         5
        between = 0.4358                                     avg =        5.0
        overall = 0.3447                                     max =         5

Wald chi2(8) =       22.10
corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Prob > chi2     =       0.0047
```

lXij	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
lPIBi	-2.417827	1.504425	-1.61	0.108	-5.366445 .5307913
lPIBj	.6638974	.2108453	3.15	0.002	.2506483 1.077147
ldist	-1.517118	.6663709	-2.28	0.023	-2.823181 -.2110551
Front	.3903602	1.197837	0.33	0.745	-1.957357 2.738077
Lang	.9592905	.9511777	1.01	0.313	-.9049835 2.823565
Colon	1.681484	1.777907	0.95	0.344	-1.803151 5.166118
CU	.9751632	.7718837	1.26	0.206	-.5377012 2.488028
eijt	-.0001594	.000273	-0.58	0.559	-.0006945 .0003757
_cons	35.35184	15.66574	2.26	0.024	4.647547 66.05613
sigma_u	1.3517782				
sigma_e	.98460101				
rho	.65336856	(fraction of variance due to u_i)			

## Période 1999 à 2015

### ➤ Côte d'Ivoire

```
. xtreg lXij lPIBi lPIBj ldist Front Lang Colon CU eij,re
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =       493
Group variable: Country                 Number of groups =       29

R-sq:  within = 0.1109                  Obs per group:  min =       17
        between = 0.5851                  avg =          17.0
        overall = 0.5099                  max =          17

corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Wald chi2(8)    =       94.07
                                                Prob > chi2     =       0.0000
```

lXij	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lPIBi	-.1229508	.2604163	-0.47	0.637	-.6333574	.3874558
lPIBj	.9551382	.1232852	7.75	0.000	.7135036	1.196773
ldist	-1.9663	.4256237	-4.62	0.000	-2.800507	-1.132093
Front	.0654088	.7356794	0.09	0.929	-1.376496	1.507314
Lang	.5763436	1.166294	0.49	0.621	-1.709551	2.862238
Colon	1.181327	1.563061	0.76	0.450	-1.882215	4.24487
CU	.0976329	1.184181	0.08	0.934	-2.22332	2.418586
eijt	-.0001898	.0002652	-0.72	0.474	-.0007097	.00033
_cons	15.82672	4.237383	3.74	0.000	7.521601	24.13184
sigma_u	.97250299					
sigma_e	.62180285					
rho	.70981797	(fraction of variance due to u_i)				

### ➤ Sénégal

```
. xtreg lXij lPIBi lPIBj ldist Front Lang Colon CU eij,re
```

```
Random-effects GLS regression           Number of obs   =       544
Group variable: Country                 Number of groups =       32

R-sq:  within = 0.3987                  Obs per group:  min =       17
        between = 0.3171                  avg =          17.0
        overall = 0.3366                  max =          17

corr(u_i, X) = 0 (assumed)              Wald chi2(8)    =      347.34
                                                Prob > chi2     =       0.0000
```

lXij	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
lPIBi	2.74445	.2713042	10.12	0.000	2.212704	3.276197
lPIBj	.821908	.1977089	4.16	0.000	.4344058	1.20941
ldist	-2.026534	.623215	-3.25	0.001	-3.248013	-.805055
Front	.207236	1.185707	0.17	0.861	-2.116706	2.531178
Lang	1.189759	1.095463	1.09	0.277	-.9573096	3.336827
Colon	.8550015	1.874852	0.46	0.648	-2.819641	4.529644
CU	1.563011	1.133928	1.38	0.168	-.6594471	3.785469
eijt	.0000826	.0003755	0.22	0.826	-.0006533	.0008185
_cons	-14.17193	5.01961	-2.82	0.005	-24.01018	-4.333671
sigma_u	1.4456372					
sigma_e	.87063765					
rho	.73383332	(fraction of variance due to u_i)				

## Résultats du test d'Hétéroscédasticité

La présence d'hétéroscédasticité ne vient pas biaiser nos résultats, mais elle biaise plutôt les écart-types obtenus par la MCO. Il existe ainsi plusieurs méthodes pour tester la présence d'hétéroscédasticité, mais nous appliquons la plus simple : le test de « Breusch and Pagan ». Dans le contexte d'un test d'hétéroscédasticité, l'hypothèse nulle est que tous les coefficients des résidus au carré sont nuls, ce qui signifie les variables du modèle n'explique pas la variance observée donc il y a homocédasticité. L'hypothèse alternative est la présence d'hétéroscédasticité. Ainsi, si on rejette l'hypothèse nulle ( $p\text{-value} < \alpha$ ), on peut conclure la présence d'hétéroscédasticité.

### Période 1980 à 2015

#### ➤ Côte d'Ivoire

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$lX_{ij}[\text{Country},t] = Xb + u[\text{Country}] + e[\text{Country},t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
$lX_{ij}$	3.625784	1.904149
e	.7393122	.8598326
u	.9998593	.9999297

Test:  $\text{Var}(u) = 0$

chibar2(01) = 5331.45  
Prob > chibar2 = 0.0000

#### ➤ Sénégal

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$lX_{ij}[\text{Country},t] = Xb + u[\text{Country}] + e[\text{Country},t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
$lX_{ij}$	4.534733	2.129491
e	1.209041	1.099564
u	1.758295	1.326007

Test:  $\text{Var}(u) = 0$

chibar2(01) = 5938.61  
Prob > chibar2 = 0.0000

## Période 1980 à 1993

### ➤ Côte d'Ivoire

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$lX_{ij}[\text{Country},t] = Xb + u[\text{Country}] + e[\text{Country},t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
lXij	4.371081	2.090713
e	.1923729	.4386034
u	1.869427	1.36727

Test:  $\text{Var}(u) = 0$

$$\begin{aligned} \text{chibar2}(01) &= 1853.15 \\ \text{Prob} > \text{chibar2} &= 0.0000 \end{aligned}$$

### ➤ Sénégal

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$lX_{ij}[\text{Country},t] = Xb + u[\text{Country}] + e[\text{Country},t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
lXij	4.687668	2.165102
e	.9081312	.9529592
u	2.181168	1.476878

Test:  $\text{Var}(u) = 0$

$$\begin{aligned} \text{chibar2}(01) &= 1239.65 \\ \text{Prob} > \text{chibar2} &= 0.0000 \end{aligned}$$

## Période 1994 à 1998

### ➤ Côte d'Ivoire

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$lX_{ij}[\text{Country},t] = Xb + u[\text{Country}] + e[\text{Country},t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
$lX_{ij}$	2.695251	1.641722
e	.4920048	.7014306
u	1.152444	1.073519

Test:  $\text{Var}(u) = 0$

chibar2(01) = 118.08

Prob > chibar2 = 0.0000

### ➤ Sénégal

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$lX_{ij}[\text{Country},t] = Xb + u[\text{Country}] + e[\text{Country},t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
$lX_{ij}$	3.520528	1.876307
e	.9694392	.984601
u	1.827304	1.351778

Test:  $\text{Var}(u) = 0$

chibar2(01) = 108.61

Prob > chibar2 = 0.0000

## Période 1999 à 2015

### ➤ Côte d'Ivoire

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$lX_{ij}[\text{Country},t] = Xb + u[\text{Country}] + e[\text{Country},t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
$lX_{ij}$	2.584053	1.607499
e	.3866388	.6218029
u	.9457621	.972503

Test:  $\text{Var}(u) = 0$

chibar2(01) = 1505.54

Prob > chibar2 = 0.0000

## ➤ Sénégal

Breusch and Pagan Lagrangian multiplier test for random effects

$$lX_{ij}[\text{Country},t] = Xb + u[\text{Country}] + e[\text{Country},t]$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
lXij	3.863253	1.965516
e	.7580099	.8706376
u	2.089867	1.445637

Test: Var(u) = 0

chibar2(01) = 1913.41  
 Prob > chibar2 = 0.0000

## Résultats de l'estimation par la méthode des Moindres Carrées Ordinaires (MCO) Période 1980 à 2015

### ➤ Côte d'Ivoire

. reg lXij lPIBi lPIBj ldist Front Lang Colon CU eij

Source	SS	df	MS	Number of obs =	1080
Model	2163.72029	8	270.465036	F( 8, 1071) =	165.67
Residual	1748.50109	1071	1.63258739	Prob > F =	0.0000
Total	3912.22138	1079	3.62578441	R-squared =	0.5531
				Adj R-squared =	0.5497
				Root MSE =	1.2777

lXij	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]
lPIBi	1.53948	.2155806	7.14	0.000	1.116471 1.962488
lPIBj	.928723	.0346876	26.77	0.000	.8606597 .9967863
ldist	-1.666769	.1017283	-16.38	0.000	-1.866378 -1.467159
Front	.3827469	.1516862	2.52	0.012	.0851109 .6803828
Lang	.3626215	.2539449	1.43	0.154	-.1356645 .8609074
Colon	1.573851	.3410606	4.61	0.000	.904628 2.243074
CU	.6710079	.2525763	2.66	0.008	.1754072 1.166608
eijt	-6.53e-13	1.04e-13	-6.27	0.000	-8.58e-13 -4.49e-13
_cons	-4.58797	2.431635	-1.89	0.059	-9.359279 .1833402

➤ **Sénégal**

```
. reg lXij lPIBi lPIBj ldist Front Lang Colon CU eij
```

Source	SS	df	MS			
Model	2079.25802	8	259.907252	Number of obs = 1152		
Residual	3140.21941	1143	2.74734857	F( 8, 1143) = 94.60		
Total	5219.47743	1151	4.53473278	Prob > F = 0.0000		
				R-squared = 0.3984		
				Adj R-squared = 0.3942		
				Root MSE = 1.6575		

lXij	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lPIBi	1.531111	.1503185	10.19	0.000	1.23618	1.826042
lPIBj	.5731455	.0451246	12.70	0.000	.4846092	.6616818
ldist	-1.159416	.1339775	-8.65	0.000	-1.422286	-.8965467
Front	1.120502	.2297219	4.88	0.000	.6697779	1.571226
Lang	.7375844	.2384016	3.09	0.002	.2698305	1.205338
Colon	2.285333	.3763733	6.07	0.000	1.546873	3.023793
CU	1.388935	.2461337	5.64	0.000	.9060101	1.871859
eijt	-6.12e-13	1.35e-13	-4.52	0.000	-8.78e-13	-3.46e-13
_cons	-5.36784	1.7406	-3.08	0.002	-8.78297	-1.95271

**Période 1980 à 1993**

➤ **Côte d'Ivoire**

```
. reg lXij lPIBi lPIBj ldist Front Lang Colon CU eij
```

Source	SS	df	MS			
Model	956.504743	8	119.563093	Number of obs = 406		
Residual	813.783221	397	2.04983179	F( 8, 397) = 58.33		
Total	1770.28796	405	4.37108139	Prob > F = 0.0000		
				R-squared = 0.5403		
				Adj R-squared = 0.5310		
				Root MSE = 1.4317		

lXij	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lPIBi	-.1325547	2.195553	-0.06	0.952	-4.448918	4.183808
lPIBj	1.09156	.063846	17.10	0.000	.9660414	1.217079
ldist	-1.764745	.184643	-9.56	0.000	-2.127745	-1.401744
Front	.4926749	.2796888	1.76	0.079	-.0571813	1.042531
Lang	.250648	.4623002	0.54	0.588	-.6582145	1.159511
Colon	1.827349	.6212499	2.94	0.003	.6059976	3.048699
CU	1.506139	.453764	3.32	0.001	.6140582	2.398219
eijt	-6.57e-13	1.17e-13	-5.59	0.000	-8.88e-13	-4.26e-13
_cons	11.57864	23.20076	0.50	0.618	-34.03306	57.19035

## ➤ Sénégal

```
. reg lXij lPIBi lPIBj ldist Front Lang Colon CU eij
```

Source	SS	df	MS			
Model	846.519375	8	105.814922	Number of obs =	448	
Residual	1248.86803	439	2.84480188	F( 8, 439) =	37.20	
Total	2095.3874	447	4.68766757	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.4040	
				Adj R-squared =	0.3931	
				Root MSE =	1.6867	

lXij	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lPIBi	-.9259276	.845662	-1.09	0.274	-2.587977	.7361218
lPIBj	.6915466	.0695561	9.94	0.000	.5548423	.8282509
ldist	-1.132171	.2074671	-5.46	0.000	-1.539923	-.7244186
Front	1.591402	.3888412	4.09	0.000	.8271803	2.355624
Lang	.3825156	.5294875	0.72	0.470	-.6581298	1.423161
Colon	3.380182	.7129141	4.74	0.000	1.979033	4.781331
CU	2.171999	.5476128	3.97	0.000	1.09573	3.248267
eijt	-7.03e-13	1.39e-13	-5.05	0.000	-9.76e-13	-4.29e-13
_cons	16.83395	8.309646	2.03	0.043	.5023185	33.16558

## Période 1994 à 1998

## ➤ Côte d'Ivoire

```
. reg lXij lPIBi lPIBj ldist Front Lang Colon CU eij
```

Source	SS	df	MS			
Model	205.340019	8	25.6675024	Number of obs =	150	
Residual	196.252366	141	1.39186075	F( 8, 141) =	18.44	
Total	401.592385	149	2.69525091	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.5113	
				Adj R-squared =	0.4836	
				Root MSE =	1.1798	

lXij	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lPIBi	4.531256	1.19677	3.79	0.000	2.165323	6.897189
lPIBj	.7683424	.0875965	8.77	0.000	.59517	.9415147
ldist	-1.675893	.2687747	-6.24	0.000	-2.207242	-1.144544
Front	.0011434	.3839293	0.00	0.998	-.7578584	.7601452
Lang	.6013094	.6457835	0.93	0.353	-.6753604	1.877979
Colon	1.276661	.8566644	1.49	0.138	-.4169056	2.970228
CU	-.3822231	.6291611	-0.61	0.544	-1.626032	.8615854
eijt	-.0001013	.0001733	-0.58	0.560	-.0004438	.0002412
_cons	-34.11782	12.9734	-2.63	0.009	-59.76534	-8.470301

➤ **Sénégal**

```
. reg lXij lPIBi lPIBj ldist Front Lang Colon CU eij
```

Source	SS	df	MS			
Model	195.274684	8	24.4093355	Number of obs =	160	
Residual	364.48931	151	2.41383649	F( 8, 151) =	10.11	
Total	559.763994	159	3.52052826	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.3489	
				Adj R-squared =	0.3144	
				Root MSE =	1.5537	

lXij	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lPIBi	-2.441741	2.322051	-1.05	0.295	-7.029647	2.146164
lPIBj	.6466935	.1080412	5.99	0.000	.4332258	.8601611
ldist	-1.445946	.3361878	-4.30	0.000	-2.110185	-.781706
Front	.5851975	.6000488	0.98	0.331	-.6003782	1.770773
Lang	.5154363	.6334178	0.81	0.417	-.7360699	1.766943
Colon	2.14825	.9706262	2.21	0.028	.230488	4.066012
CU	1.485892	.6488266	2.29	0.023	.2039416	2.767843
eijt	-.0000517	.000189	-0.27	0.785	-.0004252	.0003217
_cons	35.15168	23.11454	1.52	0.130	-10.51801	80.82136

**Période 1999 à 2015**

➤ **Côte d'Ivoire**

```
. reg lXij lPIBi lPIBj ldist Front Lang Colon CU eij
```

Source	SS	df	MS			
Model	725.602923	8	90.7003654	Number of obs =	493	
Residual	545.750984	484	1.12758468	F( 8, 484) =	80.44	
Total	1271.35391	492	2.58405266	Prob > F =	0.0000	
				R-squared =	0.5707	
				Adj R-squared =	0.5636	
				Root MSE =	1.0619	

lXij	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lPIBi	.2367897	.3781635	0.63	0.532	-.5062552	.9798345
lPIBj	.7896345	.044404	17.78	0.000	.7023861	.876883
ldist	-1.520639	.1316772	-11.55	0.000	-1.779369	-1.261909
Front	.1569794	.1939241	0.81	0.419	-.2240576	.5380164
Lang	.9802241	.3164888	3.10	0.002	.3583624	1.602086
Colon	.4385007	.4296978	1.02	0.308	-.4058029	1.282804
CU	.1503034	.3090654	0.49	0.627	-.4569724	.7575791
eijt	.0014078	.0001929	7.30	0.000	.0010288	.0017868
_cons	9.876391	4.233755	2.33	0.020	1.557582	18.1952

➤ **Sénégal**

```
. reg lXij lPIBi lPIBj ldist Front Lang Colon CU eij
```

Source	SS	df	MS	Number of obs =	544
Model	819.044804	8	102.3806	F( 8, 535) =	42.84
Residual	1278.70177	535	2.39009676	Prob > F =	0.0000
				R-squared =	0.3904
				Adj R-squared =	0.3813
Total	2097.74657	543	3.86325335	Root MSE =	1.546

lXij	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lPIBi	3.360848	.3541908	9.49	0.000	2.665073	4.056623
lPIBj	.3088488	.0698588	4.42	0.000	.1716177	.4460799
ldist	-.7216768	.2009887	-3.59	0.000	-1.116501	-.3268529
Front	1.650629	.3340965	4.94	0.000	.9943274	2.306931
Lang	.9350019	.2829654	3.30	0.001	.3791424	1.490861
Colon	1.289104	.4917673	2.62	0.009	.3230722	2.255136
CU	.9366912	.2976012	3.15	0.002	.3520811	1.521301
eijt	.0013737	.0002711	5.07	0.000	.0008411	.0019063
_cons	-24.87726	3.907661	-6.37	0.000	-32.5535	-17.20102

## ANNEXE CHAPITRE 3

### Résultats des tests de stationnarité ADF

#### Les exportations (X)

##### ➤ Côte d'Ivoire

ADF Test Statistic	-4.552634	1% Critical Value*	-3.6422
		5% Critical Value	-2.9527
		10% Critical Value	-2.6148

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LOG(X\_CIV),2)  
 Method: Least Squares  
 Sample(adjusted): 1983 2015  
 Included observations: 33 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG(X_CIV(-1)))	-1.133635	0.249007	-4.552634	0.0001
D(LOG(X_CIV(-1)),2)	0.255436	0.173468	1.472526	0.1513
C	0.052192	0.026183	1.993366	0.0554
R-squared	0.456400	Mean dependent var	-0.004088	
Adjusted R-squared	0.420160	S.D. dependent var	0.172055	
S.E. of regression	0.131015	Akaike info criterion	-1.140496	
Sum squared resid	0.514951	Schwarz criterion	-1.004450	
Log likelihood	21.81819	F-statistic	12.59381	
Durbin-Watson stat	1.942828	Prob(F-statistic)	0.000107	

##### ➤ Sénégal

ADF Test Statistic	-6.087820	1% Critical Value*	-3.6422
		5% Critical Value	-2.9527
		10% Critical Value	-2.6148

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LOG(X\_SEN),2)  
 Method: Least Squares  
 Sample(adjusted): 1983 2015  
 Included observations: 33 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG(X_SEN(-1)))	-1.714051	0.281554	-6.087820	0.0000
D(LOG(X_SEN(-1)),2)	0.301049	0.172925	1.740926	0.0919
C	0.081040	0.051382	1.577212	0.1252
R-squared	0.691951	Mean dependent var	0.004105	
Adjusted R-squared	0.671415	S.D. dependent var	0.498166	
S.E. of regression	0.285561	Akaike info criterion	0.417784	
Sum squared resid	2.446347	Schwarz criterion	0.553830	
Log likelihood	-3.893429	F-statistic	33.69362	
Durbin-Watson stat	2.065505	Prob(F-statistic)	0.000000	

## Les importations (M)

### ➤ Côte d'Ivoire

ADF Test Statistic	-4.050965	1% Critical Value*	-3.6422
		5% Critical Value	-2.9527
		10% Critical Value	-2.6148

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LOG(M\_CIV),2)  
 Method: Least Squares  
 Sample(adjusted): 1983 2015  
 Included observations: 33 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG(M_CIV(-1)))	-1.046442	0.258319	-4.050965	0.0003
D(LOG(M_CIV(-1)),2)	0.115204	0.174992	0.658342	0.5153
C	0.049039	0.030416	1.612248	0.1174
R-squared	0.462799	Mean dependent var	-0.002159	
Adjusted R-squared	0.426985	S.D. dependent var	0.204340	
S.E. of regression	0.154680	Akaike info criterion	-0.808403	
Sum squared resid	0.717781	Schwarz criterion	-0.672357	
Log likelihood	16.33865	F-statistic	12.92250	
Durbin-Watson stat	1.999710	Prob(F-statistic)	0.000090	

### ➤ Sénégal

ADF Test Statistic	-6.523728	1% Critical Value*	-3.6422
		5% Critical Value	-2.9527
		10% Critical Value	-2.6148

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(LOG(M\_SEN),2)  
 Method: Least Squares  
 Sample(adjusted): 1983 2015  
 Included observations: 33 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG(M_SEN(-1)))	-1.515676	0.232333	-6.523728	0.0000
D(LOG(M_SEN(-1)),2)	0.439504	0.159861	2.749285	0.0100
C	0.087528	0.036611	2.390747	0.0233
R-squared	0.629966	Mean dependent var	0.003821	
Adjusted R-squared	0.605297	S.D. dependent var	0.313195	
S.E. of regression	0.196766	Akaike info criterion	-0.327093	
Sum squared resid	1.161508	Schwarz criterion	-0.191047	
Log likelihood	8.397033	F-statistic	25.53684	
Durbin-Watson stat	1.774318	Prob(F-statistic)	0.000000	

## Le taux de change effectif réel

### ➤ Côte d'Ivoire

ADF Test Statistic	-4.458946	1% Critical Value*	-3.6422
		5% Critical Value	-2.9527
		10% Critical Value	-2.6148

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(TCER\_CIV,2)  
 Method: Least Squares  
 Sample(adjusted): 1983 2015  
 Included observations: 33 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TCER_CIV(-1))	-1.234349	0.276825	-4.458946	0.0001
D(TCER_CIV(-1),2)	0.068672	0.182136	0.377037	0.7088
C	4.018141	13.19381	0.304547	0.7628
R-squared	0.579512	Mean dependent var	-0.001085	
Adjusted R-squared	0.551479	S.D. dependent var	112.9064	
S.E. of regression	75.61530	Akaike info criterion	11.57570	
Sum squared resid	171530.2	Schwarz criterion	11.71175	
Log likelihood	-187.9991	F-statistic	20.67283	
Durbin-Watson stat	1.996761	Prob(F-statistic)	0.000002	

### ➤ Sénégal

ADF Test Statistic	-4.381920	1% Critical Value*	-3.6422
		5% Critical Value	-2.9527
		10% Critical Value	-2.6148

\*MacKinnon critical values for rejection of hypothesis of a unit root.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation  
 Dependent Variable: D(TCER\_SEN,2)  
 Method: Least Squares  
 Sample(adjusted): 1983 2015  
 Included observations: 33 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TCER_SEN(-1))	-1.196037	0.272948	-4.381920	0.0001
D(TCER_SEN(-1),2)	0.084481	0.183039	0.461545	0.6477
C	8.514876	11.05621	0.770144	0.4472
R-squared	0.552237	Mean dependent var	1.374405	
Adjusted R-squared	0.522386	S.D. dependent var	90.91617	
S.E. of regression	62.83184	Akaike info criterion	11.20531	
Sum squared resid	118435.2	Schwarz criterion	11.34136	
Log likelihood	-181.8876	F-statistic	18.49984	
Durbin-Watson stat	1.980190	Prob(F-statistic)	0.000006	

## Retards du modèle VAR (1)

### Variables TCER et log(X)

<b>Côte D'Ivoire</b>		
Sample(adjusted): 1981 2015		
Included observations: 35 after adjusting endpoints		
Standard errors & t-statistics in parentheses		
	TCER_CIV	LOG(X_CIV)
TCER_CIV(-1)	0.676872 (0.12852) (5.26669)	0.000183 (0.00027) (0.68762)
LOG(X_CIV(-1))	-3.376081 (19.1718) (-0.17610)	0.977047 (0.03976) (24.5728)
C	214.9948 (298.206) (0.72096)	0.306356 (0.61846) (0.49535)
R-squared	0.464532	0.949723
Adj. R-squared	0.431066	0.946580
Sum sq. resids	148368.7	0.638170
S.E. equation	68.09202	0.141219
F-statistic	13.88043	302.2352
Log likelihood	-195.8247	20.41588
Akaike AIC	11.36141	-0.995193
Schwarz SC	11.49473	-0.861878
Mean dependent	496.6079	15.25210
S.D. dependent	90.27451	0.611002
Determinant Residual Covariance	77.27625	
Log Likelihood	-175.4050	
Akaike Information Criteria	10.36600	
Schwarz Criteria	10.63263	

<b>Sénégal</b>		
Sample(adjusted): 1981 2015		
Included observations: 35 after adjusting endpoints		
Standard errors & t-statistics in parentheses		
	TCER_SEN	LOG(X_SEN)
TCER_SEN(-1)	0.776626 (0.10646) (7.29515)	7.06E-05 (0.00057) (0.12362)
LOG(X_SEN(-1))	29.10611 (16.7878) (1.73377)	0.909445 (0.09010) (10.0935)
C	-290.5801 (219.749) (-1.32232)	1.243551 (1.17942) (1.05437)
R-squared	0.681358	0.776300
Adj. R-squared	0.661443	0.762318
Sum sq. resids	102531.4	2.953531
S.E. equation	56.60482	0.303806
F-statistic	34.21306	55.52422
Log likelihood	-189.3579	-6.396783
Akaike AIC	10.99188	0.536959
Schwarz SC	11.12520	0.670275
Mean dependent	440.1972	13.61190
S.D. dependent	97.28307	0.623158
Determinant Residual Covariance	243.8427	
Log Likelihood	-195.5149	
Akaike Information Criteria	11.51513	
Schwarz Criteria	11.78177	

## Variables TCER et log(M)

### Côte d'Ivoire

Sample(adjusted): 1981 2015  
 Included observations: 35 after adjusting  
 endpoints  
 Standard errors & t-statistics in parentheses

	TCER_CIV	LOG(M_CIV)
TCER_CIV(-1)	0.676956 (0.12858) (5.26477)	-2.89E-05 (0.00031) (-0.09374)
LOG(M_CIV(-1))	1.677548 (18.8330) (0.08907)	0.990192 (0.04522) (21.8995)
C	138.4865 (290.436) (0.47682)	0.211891 (0.69729) (0.30388)
R-squared	0.464146	0.937476
Adj. R-squared	0.430656	0.933568
Sum sq. resids	148475.7	0.855824
S.E. equation	68.11656	0.163538
F-statistic	13.85890	239.9002
Log likelihood	-195.8373	15.28032
Akaike AIC	11.36213	-0.701732
Schwarz SC	11.49545	-0.568417
Mean dependent	496.6079	15.03371
S.D. dependent	90.27451	0.634495
Determinant Residual Covariance		103.4572
Log Likelihood		-180.5110
Akaike Information Criteria		10.65777
Schwarz Criteria		10.92440

### Sénégal

Sample(adjusted): 1981 2015  
 Included observations: 35 after adjusting  
 endpoints  
 Standard errors & t-statistics in parentheses

	TCER_SEN	LOG(M_SEN)
TCER_SEN(-1)	0.739909 (0.11705) (6.32136)	0.000411 (0.00045) (0.92042)
LOG(M_SEN(-1))	24.87458 (15.7373) (1.58061)	0.948072 (0.06007) (15.7817)
C	-239.3961 (208.537) (-1.14798)	0.621109 (0.79605) (0.78024)
R-squared	0.676669	0.913991
Adj. R-squared	0.656461	0.908615
Sum sq. resids	104040.1	1.516048
S.E. equation	57.01976	0.217661
F-statistic	33.48490	170.0267
Log likelihood	-189.6136	5.273868
Akaike AIC	11.00649	-0.129935
Schwarz SC	11.13980	0.003380
Mean dependent	440.1972	14.50327
S.D. dependent	97.28307	0.720020
Determinant Residual Covariance		123.9697
Log Likelihood		-183.6763
Akaike Information Criteria		10.83865
Schwarz Criteria		11.10528

## Résultats des Tests de causalité au sens de Granger

### Variables TCER et log(X)

#### ➤ Côte d'Ivoire

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1980 2015

Lags: 8

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LOG(X_CIV) does not Granger Cause TCER_CIV	28	0.28255695 6791	0.95819712 4245
TCER_CIV does not Granger Cause LOG(X_CIV)		3.52572454 339	0.02840970 48528

#### ➤ Sénégal

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1980 2015

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LOG(X_SEN) does not Granger Cause TCER_SEN	34	3.20447	0.05529
TCER_SEN does not Granger Cause LOG(X_SEN)		0.03411	0.96650

### Variables TCER et log(M)

#### ➤ Côte d'Ivoire

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1980 2015

Lags: 12

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LOG(M_CIV) does not Granger Cause TCER_CIV	24	NA	NA
TCER_CIV does not Granger Cause LOG(M_CIV)		NA	NA

#### ➤ Sénégal

Pairwise Granger Causality Tests

Sample: 1980 2015

Lags: 10

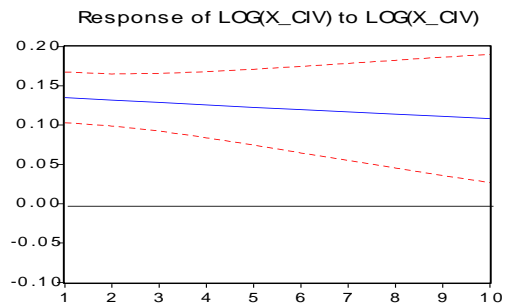
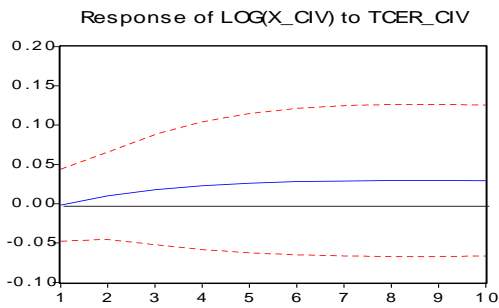
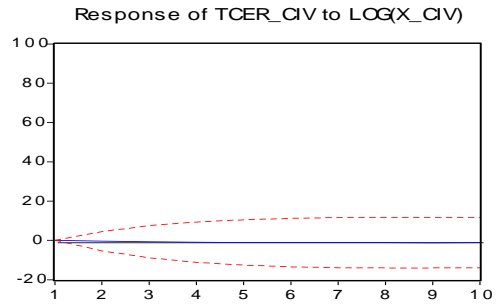
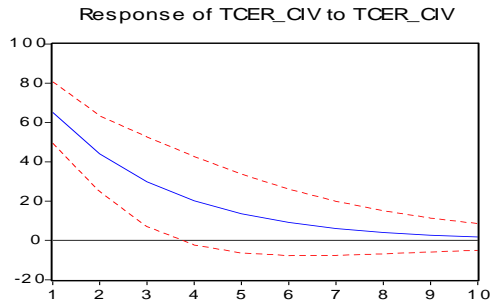
Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
LOG(M_SEN) does not Granger Cause TCER_SEN	26	1.75972	0.27676
TCER_SEN does not Granger Cause LOG(M_SEN)		12.2025	0.00644

## Résultats des fonctions de réponse impulsionnelle

### Variables TCER et log(X)

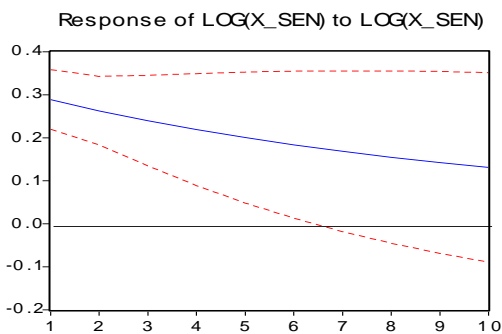
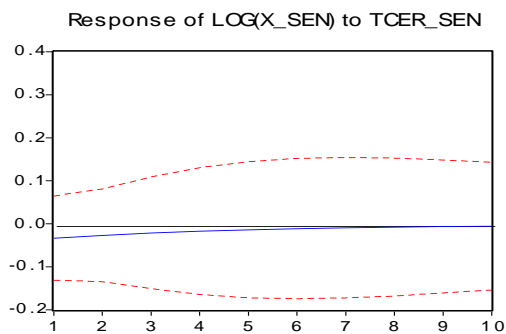
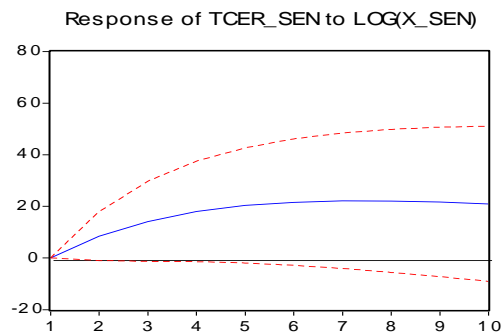
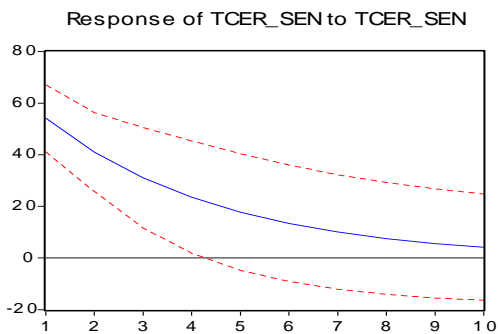
#### ➤ Côte d'Ivoire

Response to One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



#### ➤ Sénégal

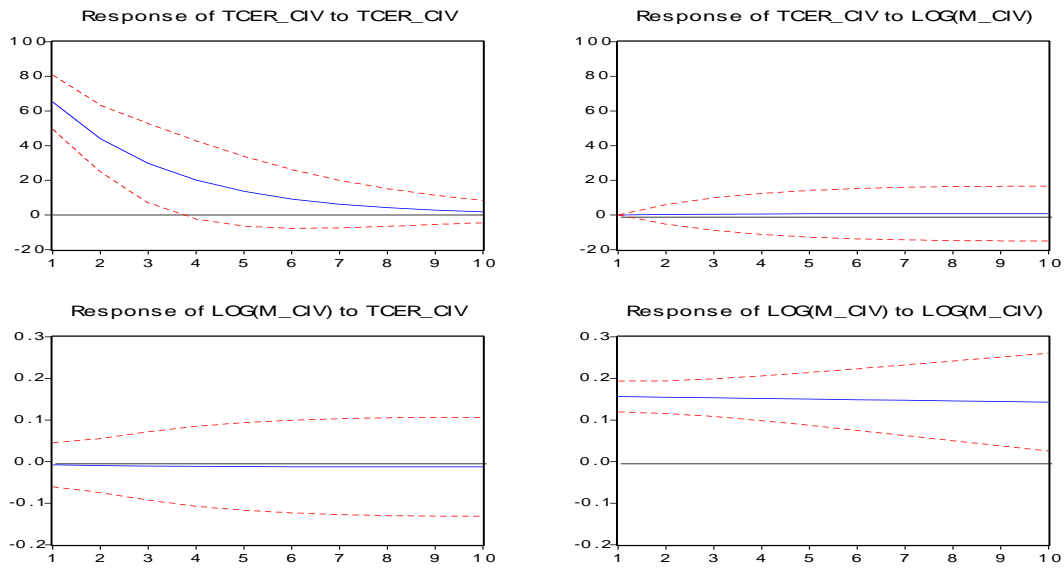
Response to One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



## Variables TCER et log(M)

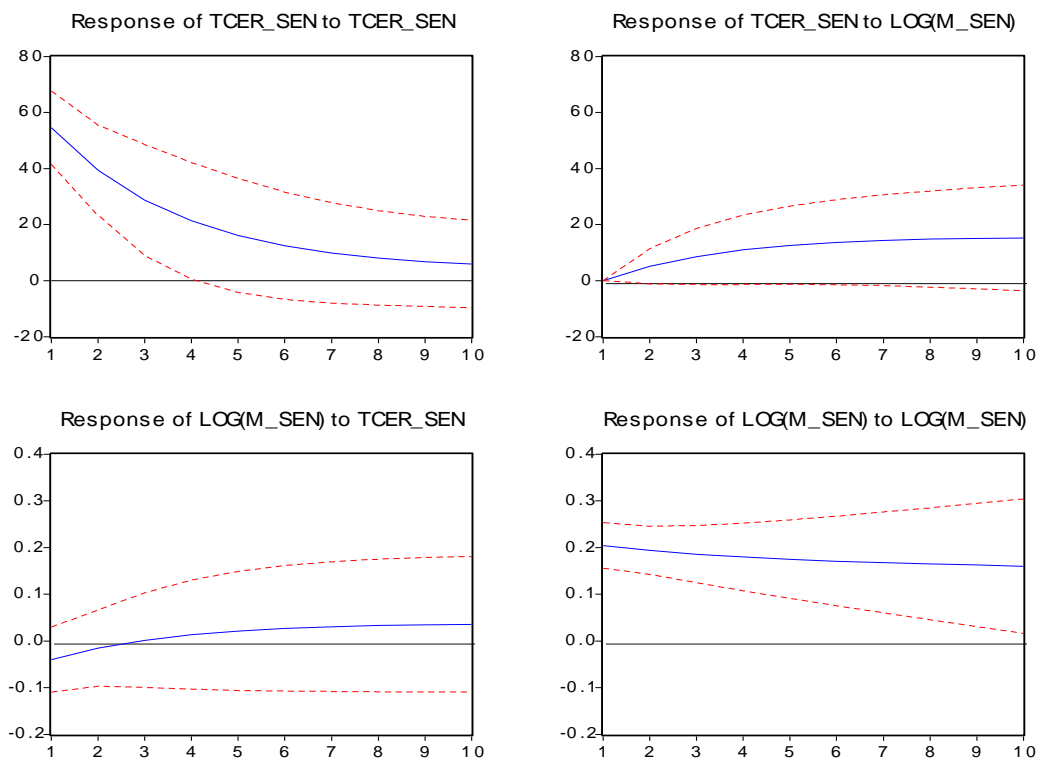
### ➤ Côte d'Ivoire

Response to One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



### ➤ Sénégal

Response to One S.D. Innovations  $\pm 2$  S.E.



## Résultats de la décomposition de la variance

### Variables TCER et log(X)

#### ➤ Côte d'Ivoire

Variance Decomposition of TCER_CIV:				
Period		S.E.	TCER_CIV	LOG(X_CIV)
	1	65.10842	100.0000	0.000000
	2	78.62622	99.99664	0.003361
	3	84.08766	99.98902	0.010977
	4	86.46436	99.97767	0.022331
	5	87.52386	99.96342	0.036576
	6	88.00027	99.94720	0.052798
	7	88.21561	99.92982	0.070184
	8	88.31404	99.91191	0.088095
	9	88.36045	99.89393	0.106069
	10	88.38397	99.87621	0.123793

Variance Decomposition of LOG(X_CIV):				
Period		S.E.	TCER_CIV	LOG(X_CIV)
	1	0.135031	0.022224	99.97778
	2	0.189037	0.289293	99.71071
	3	0.229441	0.799315	99.20068
	4	0.262620	1.368388	98.63161
	5	0.291017	1.914410	98.08559
	6	0.315886	2.405669	97.59433
	7	0.337990	2.834222	97.16578
	8	0.357840	3.202593	96.79741
	9	0.375805	3.517319	96.48268
	10	0.392163	3.785927	96.21407

Ordering: TCER\_CIV LOG(X\_CIV)

#### ➤ Sénégal

Variance Decomposition of TCER_SEN:				
Period		S.E.	TCER_SEN	LOG(X_SEN)
	1	54.12456	100.0000	0.000000
	2	68.44653	98.49483	1.505173
	3	76.49952	95.36955	4.630455
	4	82.02290	91.17843	8.821575
	5	86.34479	86.50747	13.49253
	6	90.00331	81.82562	18.17438
	7	93.22149	77.43488	22.56512
	8	96.09233	73.48948	26.51052
	9	98.65756	70.04011	29.95989
	10	100.9412	67.07615	32.92385

Variance Decomposition of LOG(X_SEN):				
Period		S.E.	TCER_SEN	LOG(X_SEN)
	1	0.290494	1.361277	98.63872
	2	0.392378	1.219650	98.78035
	3	0.460059	1.108784	98.89122
	4	0.509634	1.021464	98.97854
	5	0.547670	0.952242	99.04776
	6	0.577665	0.897001	99.10300
	7	0.601754	0.852629	99.14737
	8	0.621348	0.816760	99.18324
	9	0.637439	0.787591	99.21241
	10	0.650749	0.763739	99.23626

Ordering: TCER\_SEN LOG(X\_SEN)

## Variables TCER log(M)

### ➤ Côte d'Ivoire

Variance Decomposition of TCER_CIV:				
Period		S.E.	TCER_CIV	LOG(M_CIV)
	1	65.13189	100.0000	0.000000
	2	78.64542	99.99889	0.001110
	3	84.11105	99.99633	0.003666
	4	86.49742	99.99245	0.007547
	5	87.56767	99.98749	0.012512
	6	88.05322	99.98171	0.018289
	7	88.27501	99.97538	0.024624
	8	88.37714	99.96869	0.031313
	9	88.42491	99.96180	0.038202
	10	88.44804	99.95482	0.045182

Variance Decomposition of LOG(M_CIV):				
Period		S.E.	TCER_CIV	LOG(M_CIV)
	1	0.156372	0.262933	99.73707
	2	0.220137	0.331841	99.66816
	3	0.268373	0.391383	99.60862
	4	0.308454	0.441601	99.55840
	5	0.343251	0.483492	99.51651
	6	0.374246	0.518310	99.48169
	7	0.402326	0.547277	99.45272
	8	0.428071	0.571464	99.42854
	9	0.451889	0.591769	99.40823
	10	0.474077	0.608926	99.39107

Ordering: TCER\_CIV LOG(M\_CIV)

### ➤ Sénégal

Variance Decomposition of TCER_SEN:				
Period		S.E.	TCER_SEN	LOG(M_SEN)
	1	54.52132	100.0000	0.000000
	2	67.42551	99.43240	0.567605
	3	73.78762	98.17566	1.824344
	4	77.57462	96.35248	3.647520
	5	80.21466	94.13028	5.869721
	6	82.31057	91.67452	8.325482
	7	84.13116	89.12157	10.87843
	8	85.79878	86.57051	13.42949
	9	87.36962	84.08633	15.91367
	10	88.86977	81.70752	18.29248

Variance Decomposition of LOG(M_SEN):				
Period		S.E.	TCER_SEN	LOG(M_SEN)
	1	0.208124	3.719630	96.28037
	2	0.284685	2.289541	97.71046
	3	0.339871	1.607982	98.39202
	4	0.384599	1.371733	98.62827
	5	0.422955	1.384806	98.61519
	6	0.456927	1.527587	98.47241
	7	0.487631	1.730086	98.26991
	8	0.515763	1.952896	98.04710
	9	0.541792	2.174818	97.82518
	10	0.566049	2.385210	97.61479

Ordering: TCER\_SEN LOG(M\_SEN)

## Liste des figures

<b>Figure 1.1: Evolution du taux de change effectif réel et des échanges commerciaux .....</b>	<b>15</b>
<b>Figure 1.2: Evolution des échanges commerciaux avec les pays développés .....</b>	<b>18</b>
<b>Figure 1.3: Evolution des échanges commerciaux avec les pays BRICS.....</b>	<b>19</b>
<b>Figure 1.4: Evolutions des échanges commerciaux avec les autres pays de l'UEMOA ...</b>	<b>20</b>
<b>Figure 1.5: Evolution des échanges commerciaux avec les pays de la CEDEAO hors UEMOA.....</b>	<b>21</b>
<b>Figure 1.6: Evolution des échanges commerciaux avec les pays de la CEMAC.....</b>	<b>22</b>
<b>Figure 3.1: Réponse des exportations à un choc de +/-2% du taux de change.....</b>	<b>82</b>
<b>Figure 3.2: Réponse des importations à un choc de +/- 2% du taux de change .....</b>	<b>83</b>

## Liste des tableaux

<b>Tableau 1.1: Estimation du modèle de gravité sur la période 1980_2015</b> .....	28
<b>Tableau 1.2: Estimation du modèle de gravité sur la période 1980_1993</b> .....	29
<b>Tableau 1.3: Estimation du modèle de gravité sur la période 1994_1998</b> .....	30
<b>Tableau 1.4: Estimation du modèle de gravité sur la période 1999_2015</b> .....	31
<b>Tableau 2.1: Parts moyennes des principaux partenaires commerciaux</b> .....	43
<b>Tableau 2.2: Matrice de corrélation des monnaies sur la période 1980-1998</b> .....	45
<b>Tableau 2.3: Statistiques descriptives des devises sur la période 1980-1998</b> .....	47
<b>Tableau 2.4: Matrice de corrélation des monnaies sur la période 1999-2015</b> .....	48
<b>Tableau 2.5: Statistiques descriptives des devises sur la période 1999-2015</b> .....	49
<b>Tableau 2.6: Résultats des pondérations sur la période 1980_1998</b> .....	57
<b>Tableau 2.7: Résultat des pondérations sur la période 1999_2015</b> .....	58
<b>Tableau 3.1: Test de racine unitaire (ADF Test, seuil 5%)</b> .....	73
<b>Tableau 3.2: Nombre de retards du modèle VAR portant exportations et TCER</b> .....	75
<b>Tableau 3.3: Nombre de retards du modèle VAR portant importations et TCER</b> .....	75
<b>Tableau 3.4: Résultat du test de cointégration de Johansen</b> .....	79
<b>Tableau 3.5: Résultat du test de causalité de Granger</b> .....	81
<b>Tableau 3.6: Décomposition de la variance des exportations aux chocs du taux de change</b> .....	85
<b>Tableau 3.7: Décomposition de la variance des importations aux chocs du taux de change</b> .....	86

## Bibliographie

Ambassade de France en Côte d'Ivoire (2014), « le commerce extérieur de la Côte d'Ivoire », Service Economique

Ambassade de France au Sénégal (2014), « le commerce extérieur du Sénégal », Service Economique Régional

Abouelkhaira A., Gahaz T. et Tamsamani Y. Y., (2018), « Exchange Rate Regime Choice and Economic Growth: An Empirical Analysis on African Panel Data », Paper N° 84613, Munich Personal RePEc Archive (MPRA)

Allégret J. P., Ayadi M. et Khouni L. H. (2008), « Le choix d'un régime de change dans les pays émergents et en développement peut-il être optimal en dehors des solutions bipolaires ? », Revue économique, vol. 62(2), pp. 133-162

BAD (2013), « Intégration régionale et échanges intra-régionaux de produits agricoles au sein de l'UEMOA : Une analyse par le modèle de gravité », papier soumis dans le cadre de la Conférence économique africaine (2013) sur le thème « Intégration régionale en Afrique »

Bailliu J., Lafrance R. et Perrault J. F. (2002), « Does exchange rate policy matter for growth? », Working Paper 2002-17, Bank of Canada.

BCEAO (2011), « Rapport sur la compétitivité des économies de l'UEMOA sur la période 2002-2011 », Direction Générale des Etudes Economiques et de la Monnaie, BCEAO

BCEAO (2013), « Analyse de l'évolution du commerce extérieur de biens et services de l'UEMOA au cours de la période 2000-2011 », Rapport sur le commerce extérieur 2013, Direction Générale de l'Economie et de la Monnaie, BCEAO

BCEAO (2014), « Analyse de la structure du commerce extérieur de biens et services de l'UEMOA », Direction Générale de l'Economie et de la Monnaie, BCEAO

Bouoiyour J., Emonnot C. et Rey S. (2005), « Régimes de change intermédiaires dans les économies émergentes : le cas du Maroc », CATT, université de Pau et des Pays de l'Adour, Disponible sur : «[http://mpra.ub.uni-muenchen.de/30215/1/IFRANE\\_Eq\\_du\\_DIRHAM.pdf](http://mpra.ub.uni-muenchen.de/30215/1/IFRANE_Eq_du_DIRHAM.pdf)».

Candau F., Goujon M., Hoarau J. F. et Rey S. (2010), « Taux de change réel et compétitivité de l'économie réunionnaise », Etudes et Documents E 2010.29, CERDI

Charfi F. M. (2009), « Euro / dollar : quelle stratégie de change pour la Tunisie ? », Revue de l'OFCE N° 108, janvier 2009

Clark P. B. et al. (2004), « A new look at exchange Rate Volatility and Trade Flows », Etude spéciale N°235, Fonds Monétaire International, 2004

Collard F. et Fève P. (2008), « Modèles VAR ou DSGE : que choisir ? », Economie et Prévision, Programme National Persée, vol. 183(2), pages 153-174

De Macedo J. B., Cohen D. et Reisen H (2001), « Taux de change : ni fixe, ni flottant », Etudes du Centre de développement, Editions OCDE, Paris, <https://doi.org/10.1787/9789264295520-fr>

Dia A.K. (2013), « Désagrégation des interactions du taux de change et de la balance commerciale : cas de pays membres de l'UEMOA », Mémoire Master 2, 2013, Faculté des Sciences Economiques et de Gestion de l'Université de Dakar

Diop M. B. et Fall A. (2011), « La problématique du choix du régime de change dans les pays de la CEDEAO », Document d'étude N°20, DPEE/DEPE, 2011

Doucouré F. B. (2008), « Introduction à l'économétrie : Cours Exercices Applications Corrigés, logiciels Eviews et Stata », Editions ARIMA

Dupasquier C. et al. (2005), « Choice of Monetary and Exchange Regimes in ECOWAS: An optimum Currency Area Analysis », Paper N°2005/10 - Jul 2005, National University of Singapore, Department of Economics, SCAPE Policy Research Working Paper Series

Edison H. J. et Vardal E. (1985), « Optimal currency basket in a world of generalized floating: An application to the Nordic Countries », Papers Number 266, International Finance Discussion, October 1985.

Etoundi S. M. N. (2014), « Impact de la rente pétrolière sur la demande des pays frontaliers du Cameroun », Etudes et Documents n°17, CERDI

FMI (2015), « Questions-réponses sur la révision de 2015 du panier DTS », Disponible sur : « <https://www.imf.org/external/np/exr/faq/PDF/sdrfaqf.pdf> »

Fontagné L., M. Pajot et J. M. Pasteels (2002), « Potentiels de commerce entre économies hétérogènes : un petit mode d'emploi des modèles de gravité », *Economie et Prévision*, Programme National Persée, vol. 152(1), pages 115 - 139

Frankel J. A. (2011), « Choosing an Exchange rate regime », Working Paper N°. 2011-16, Mossavar-Rahmani Center for Business and Government, Harvard Kennedy School

Frankel J. A. (2017), « The currency-plus-commodity basket: a proposal for exchange rates in oil-exporting countries to accommodate trade shocks automatically », working paper N° 1111, written for a book on Macroeconomic Institutions and Management in Resource-Rich Arab Economies, a project for the Economic Research Forum, Cairo, Egypt 2017

Gharbi H. (2005), « La gestion des taux de change dans les pays émergents : la leçon des expériences récentes », *Revue de l'OFCE* 95, Octobre 2005

Gnansounou S. U. et Verdier-Chouchane A. (2012), « Mésalignement du taux de change effectif réel : Quand faudra-t-il de nouveau dévaluer le franc CFA ? », Working Paper No. 166, Banque Africaine de Développement (BAD), Décembre 2012

Hammouda H. B. et Kassé M. (2001), « L'avenir de la zone franc : Perspectives africaines », Editions KARTHALA et CODESRIA, 2001

Head K. et Mayer T. (2001), « Effet frontière, intégration économique et "Forteresse Europe" », *Economie et Prévision*, papier N° 2001-06, CEPII

Helble M., Prasetyo A et Yoshino N. (2015), « Hard Pegs versus Intermediate Currency Arrangements in the Pacific », Working paper No. 524, Asian Development Bank Institute

Helliwell J. F. et Schembri L. L. (2005), « Frontières, monnaies communes, commerce et bien-être : que pouvons-nous déduire de l'observation des faits ? », *Revue de la Banque du Canada*, Printemps 2005

Hidane A. (2003), « Calcul du taux de change effectif nominal et réel du dirham », Document de travail n°86, Direction de la Politique Economique Générale, Ministère des Finances et de la Privatisation du Royaume du Maroc

Imam P. et Rasoamanana (2017), « Madagascar – Choix de régime de changes : Opportunité du régime de change flexible », La revue Madagascar Conseil International (MCI) – Dossier spécial – « L’histoire économique de Madagascar depuis l’indépendance », sous la direction du département de l’université d’Antananarivo et du Cabinet FTHM Consulting et en partenariat avec le Cabinet MCI, 2<sup>ème</sup> trimestre 2017, N°78, page 57-66

Ka B. (2012), « Régime de change et croissance économique : cas des pays de la Communauté Economique des Etats de l’Afrique de l’Ouest (CEDEAO) », Conférence économique africaine, Kigali, Rwanda 30 octobre au 02 novembre 2012.

Kan E. O. (2007), « Choice of Exchange rate regimes for developing countries: Better be fixed or floating ? », International Business & Economics Research Journal – December 2007 volume 6, Number 12

Kisu S. (2010), « Choice of exchange rate regimes for African countries: Fixed or Flexible Exchange rate regimes? », Working Paper N°23129, Munich Personal RePEc Archive (MPRA), Disponible sur : « <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/23129/> »

Kassé M. (1990), « Sénégal : Crise économique et ajustement structurel », Editions Nouvelles du Sud, 1990

Klein M. W. et Shambaugh J. C. (2005), « Fixed exchange rates and trade », Working Paper N°10696, NBER

Lacombe J. (2012), « Minimisation du risque de change par l’utilisation de paniers monétaires de devises asiatiques : une perspective micro-économique », Mémoire Maîtrise Ès Sciences, Juin 2012, HEC Montréal, Sciences de la gestion (Affaires Internationales – Ancrage Finance)

Lahrèche-Revil A. (1999), « Les régimes de change », Editions La Découverte, collection Repères, Paris, 1999.

Madariaga N. (2010), « Mesure et évolution récente de l’intégration commerciale en zone franc », Macroéconomie & développement, AFD, Novembre 2010

Mayer T. (2001), « Les frontières nationales comptent... mais de moins en moins », La Lettre du CEPII N°207, Décembre 2001, CEPII

- Mayer T. et Zignago S. (2011), « Notes on CEPII's distances measures: The GeoDist database », CEPII Working Paper N°2011 – 25, December 2011, CEPII
- Nassirou A. (2017), « Macroeconomic shocks and integration of an economic and monetary union : case of Nigeria », MPRA Paper 79167, University Library of Munich, Germany
- Nicita A. (2013), « Exchange rates, international trade and trade policies » study series N°56, Policy issues in international trade and commodities, UNCTAD
- Nubukpo K. (2011), « Politique monétaire et développement du marché régional en Afrique de l'Ouest : les défis du franc CFA et les enjeux d'une monnaie unique dans l'espace CEDEAO », Séries Analytiques n°002 – juin 2011, Enda Syspro
- Ogawa E (2007), « Currency Baskets for East Asia », DIE Conference at the German Development Institute on December 19-20, 2007.
- Ogawa E. et Shimizu J. (2011), « Asian Monetary Unit and Monetary Cooperation in Asia », Working Paper Series N°275, Asian Development Bank Institute, April 2011.
- Ogawa E., Ito T. et Sasaki Y. N. (2004), « Costs, Benefits, and Constraints of the Basket Currency Regime », Disponible sur : « <https://www.researchgate.net/publication/228988204> » Téléchargé par Eiji Ogawa le 27 Mai 2014.
- OMC (2011), « La relation entre les taux de change et le commerce international : Examen de la littérature économique », Document de travail WT/WGTDF/W/57, Groupe de travail du commerce, de la dette et des finances, OMC, 27 septembre 2011
- Ouellet E. (2005), « Guide d'économétrie appliquée pour Stat pour ECN 3950 et FAS 3900 », Université de Montréal
- Pisani-Ferry J. (2008), « Le choix d'un régime de change », Chapitre 9, Décembre 2008
- Ravix J. T. et Sautel O. (2007), « Comportements des firmes et Commerce international », Revue de l'OFCE 2007/1 (n°100), Pages 175 - 199
- Ripoll L. (2001), « Choix du régime de change : quelles nouvelles ? », LAMETA, Université de Montpellier I

Rose A. K. (2000), « One Money, One Market: Estimating the effect of common currencies on trade », Forthcoming, Economic Policy, University of California, Berkeley, CA 94720-1900

Rose A. K. (2011), « Exchange rate regimes in the modern era: Fixed, Floating and Flaky », UC Berkeley, NBER and CEPR.

Tatliyer M. et Yigit F. (2016), « Does Exchange Rate Volatility Really Influence Foreign Trade? Evidence from Turkey », *International Journal of Economics and Finance*, Vol. 8, No.2; 2016

Williamson J. (2001), « The case for a Basket, Band and Crawl (BBC) regime for East Asia », RBA Annual Conference Volume (Discontinued), in: David Gruen & John Simon (ed.), *Future Directions for Monetary Policies in East Asia*, Reserve Bank of Australia

WTO (2017), « World Trade Statistical Review 2017 », Chapter IX Statistical tables

Xu B. (2011), « Quelle est la vraie stratégie du panier de monnaies du renminbi ? », In : *Revue d'économie financière*, n°102, 2011. *Finance chinoise : les enjeux de la modernisation*. pp. 195-208. Disponible sur : « [http://www.persee.fr/doc/ecofi\\_0987-3368\\_2011\\_num\\_102\\_2\\_5857](http://www.persee.fr/doc/ecofi_0987-3368_2011_num_102_2_5857) »

Yelten S. (2004), « Choosing the correct currency anchor for a small economy: The case of Nepal », Working Paper wp/04/142, 2004 IMF, Asia and Pacific Department,

Zamiti M. (1996), « Composition optimale du panier de devises dans un contexte de flottement généralisé », *Annales d'économie et de statistique* N°52 (Oct.- Dec., 1998) pp. 283-292, Publié par GENES pour le compte d'ADRES DOI : 10.2307/20076159. Disponible sur : « <https://www.jstor.org/stable/20076159> »

Zhang Z., Shi N., et Zhang X (2011), « China's new exchange rate regime, optimal basket currency and currency diversification », BOFIT Discussion Papers19/2011, Bank of Finland

## Table des matières

Dédicace .....	ii
Remerciements .....	iii
Liste des Abréviations .....	iv
Résumé .....	v
Abstract .....	vi
Sommaire .....	vii
Introduction Générale.....	1
Chapitre 1 : Effets de l'arrimage à une seule monnaie sur le commerce extérieur de pays membres de l'UEMOA : Côte d'Ivoire et Sénégal .....	9
1.1 Introduction.....	9
1.2 Revue de la littérature sur la relation entre taux de change et commerce extérieur .....	10
1.2.1. Aspect théorique de l'effet du taux de change sur les échanges commerciaux.....	10
1.2.2. Aspect empirique de l'effet du taux de change sur les échanges commerciaux .....	12
1.3 Commerce international et profil des partenaires commerciaux.....	14
1.3.1. Evolutions des taux de change effectifs réels (TCER) et des échanges commerciaux ..	15
1.3.2. Le profil des partenaires commerciaux.....	17
<b>1.3.2.1 Echanges commerciaux avec quelques pays développés</b> .....	18
<b>1.3.2.2 Echanges commerciaux avec les pays BRICS</b> .....	19
<b>1.3.2.3 Echanges commerciaux avec les autres pays de l'UEMOA</b> .....	20
<b>1.3.2.4 Echanges commerciaux avec les pays de la CEDEAO hors UEMOA</b> .....	21
<b>1.3.2.5 Echanges commerciaux avec les pays de la CEMAC</b> .....	22
1.4 Examen économétrique de la relation entre taux de change et le commerce extérieur .....	23
1.4.1. Présentation et justification du modèle de gravité.....	23
1.4.2. Estimation économétrique du modèle de gravité .....	26
1.5 Conclusion chapitre 1.....	33
Chapitre 2 : Choix du régime d'ancrage à un panier de devises pour les pays de l'UEMOA : essai d'évaluation des pondérations des monnaies .....	35
2.1 Introduction.....	35
2.2 Revue de la littérature sur les paniers de monnaies.....	36
2.2.1. Avantages et inconvénients du régime de panier de monnaies .....	36
2.2.2. Revue de la littérature sur le panier monétaire optimal.....	38
2.3 Méthodologie de construction du panier de devises.....	41
2.3.1. Méthode d'élaboration du panier monétaire optimal.....	41
<b>2.3.1.1 Sélection des devises à inclure aux paniers monétaires</b> .....	42
<b>2.3.1.2 Le système de pondération</b> .....	50
2.4 Le modèle de covariance de Markowitz.....	52

2.5	Résultats du modèle de covariance de Markowitz .....	56
2.6	Conclusion chapitre 2 .....	59
Chapitre 3 : Effets du régime d’ancrage à un panier de devises sur le commerce extérieur de pays membres de l’UEMOA : Côte d’Ivoire et Sénégal .....		61
3.1	Introduction.....	61
3.2	Revue de la littérature sur le choix du régime de change.....	63
3.2.1.	Revue de la littérature sur le choix du régime de change approprié.....	64
3.2.2.	Littérature sur la vogue des régimes de change intermédiaires.....	66
3.3	Analyse empirique de l’effet du panier monétaire sur le commerce extérieur.....	68
3.3.1.	Mesure du panier de monnaies .....	68
3.3.2.	Présentation du modèle VAR .....	70
3.4	Résultats du modèle VAR .....	72
3.4.1.	Tests économétriques des variables du modèle .....	72
3.4.1.1	<b>Test de stationnarité des variables</b> .....	72
3.4.1.2	<b>Nombre de retards du modèle VAR</b> .....	73
3.4.1.3	<b>Test de cointégration de Johansen</b> .....	76
3.4.1.4	<b>Test de causalité de Granger</b> .....	79
3.4.2.	Fonction de réponses et la décomposition de la variance .....	81
3.4.2.1	<b>Les réponses impulsionnelles</b> .....	81
3.4.2.2	<b>Les décompositions de la variance</b> .....	84
3.5	Conclusion chapitre 3 .....	87
Conclusion Générale .....		88
ANNEXE .....		93
Liste des figures .....		125
Liste des tableaux .....		126
Bibliographie.....		127
Table des matières .....		133

DIA Ahmadou Kelly

**Titre de la thèse : « Choix du régime d’ancrage à un panier de devises et ses effets sur le commerce extérieur de pays membres de l’UEMOA : Côte d’Ivoire et Sénégal ».**

Date et lieu de soutenance : 09/01/2021 à Dakar

**Jury : Président :** M. Mbaye DIENE, Professeur Titulaire, Université Cheikh Anta Diop.

**Membres :**

M. Cheikh Tidiane NDIAYE, Maître de Conférences Agrégé en sciences économiques, Université Gaston Berger.

M. Mouhamadou FALL, Maître de Conférences Agrégé en sciences économiques, Université Gaston Berger.

M. Ibrahima THIAM, Maître de Conférences Agrégé en sciences économiques, Université de Thiès.

**Résumé**

L’objectif de cette thèse est d’analyser empiriquement les effets liés au choix du régime d’ancrage à un panier de devises sur le commerce extérieur de pays membres de l’UEMOA notamment la Côte d’Ivoire et le Sénégal. A cet effet, un modèle de gravité est utilisé pour examiner les effets de l’arrimage à une seule monnaie sur le commerce extérieur de ces pays. Le modèle de portefeuille de Markowitz est aussi utilisé pour élaborer une meilleure combinaison de devises pondérées par le poids relatif du commerce international des principaux partenaires commerciaux des pays de l’UEMOA. La technique du Vecteur Auto Régressif (VAR) est également appliquée pour analyser les effets du régime d’ancrage à un panier de devises sur le commerce extérieur de la Côte d’Ivoire et du Sénégal. Les résultats révèlent que la valeur des exportations augmente avec la taille potentielle du marché et le pouvoir d’achat des consommateurs mesurés par les PIB et baisse avec les facteurs distance et taux de change. L’analyse du modèle de Markowitz montre, avant l’arrimage du CFA à l’euro, que le meilleur panier de devises inclut le franc français, le florin néerlandais, le dollar américain, la lire italienne, le mark allemand, le yen japonais, la livre britannique, le peso espagnol et le naira nigérian. A la période de l’arrimage du franc CFA à l’euro, nous trouvons que l’euro, le renminbi chinois et le dollar américain constituent la meilleure combinaison de devises. Nous trouvons également qu’un choc sur le taux de change entraîne aussitôt une réaction négative des exportations et importations. La décomposition de la variance nous montre que le régime de panier monétaire contribue favorablement aux exportations (en moyenne 2,014%) et importations (en moyenne 0,475%) de la Côte d’Ivoire. Pour le Sénégal, il a une contribution moyenne à hauteur de 0,978% sur ses exportations et 2,014% sur ses importations.

**Mots clés :** régime de change ; panier de devises ; commerce extérieur ; données en panel ; modèle de gravité ; modèle de Markowitz ; modèle VAR ; UEMOA ; Côte d’Ivoire ; Sénégal.

**Code JEL :** C33 ; E42 ; E52 ; F14 ; F33 ; O50.