



Document de travail de la série

Etudes et Documents

E 2009. 11

**Union Monétaire en Afrique de l'Ouest: Quelles Réponses à
l'Hétérogénéité des Chocs ?**

Sampawende Jules-Aramand TAPSOBA

Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International (CERDI)
Université d'Auvergne

Courriel: Sampawende_Jules.Tapsoba@u-clermont1.fr.

34 p.
avril 2009

Résumé

Le projet d'une monnaie commune à l'ouest africain est un objectif politique depuis les indépendances. En Avril 2000, les décideurs politiques de la région ont décidé d'accélérer leur intégration en créant une seconde zone monétaire en plus de l'UEMOA (Union Economique et Monétaire Ouest Africaine). Nombreuses sont les recherches académiques qui émettent des doutes sur la viabilité d'une monnaie ouest africaine à cause de l'ampleur des chocs divergents. Ces derniers rendraient une politique monétaire commune inadaptée et inefficace. Cette conclusion est toutefois statique et n'intègre pas les changements structurels qu'implique la mise en place d'une union monétaire. Le partage d'une monnaie commune tend à réduire les inconvénients de l'asymétrie des chocs et à accroître l'optimalité de l'union. Cet article propose une analyse empirique des mécanismes à mettre en œuvre, une fois l'union créée, pour en assurer la viabilité. Les résultats indiquent que les conséquences négatives des chocs asymétriques entre les pays ouest-africains peuvent être atténuées par une intensification du commerce régional et par un développement des marchés régionaux de crédit.

Classification JEL: E2, E3, E6, F1, F3.

Mots-clés: Zone Monétaire Optimale, Chocs asymétriques, Intégration Commerciale, Partage des risques, Afrique de l'Ouest.

Abstract

Since the independences, having a single currency is an official policy objective of West African countries. In April 2000, West African decisions-makers decided to accelerate the integration of the region by creating a second monetary zone in addition to the WAEMU (West African Economic and Monetary Union). On economic grounds, several academics argue that a monetary union in West Africa would be costly because of the predominance of asymmetric shocks. When shocks are divergent, a common monetary policy is inappropriate and ineffective. This conclusion is however static and does not include structural changes that happen after the creation of a monetary union. The launch of monetary union helps countries to cope with asymmetric shocks. This article proposes the analysis of mechanisms that a West African Monetary Union could develop in order to alleviate the costs of asymmetric shocks. The results suggest that a West African currency could be OCA (Optimal Currency Areas) compliant by the intensification of regional trade and the development of regional credit markets which facilitate the risk-sharing strategies.

JEL Classification: E2, E3, E6, F1, F3.

Keywords: Optimal Currency Area, Asymmetric shocks, Trade Integration, International Risk-sharing, West Africa.

1. Introduction

En Avril 2000, à Accra (capitale ghanéenne) les États de la CEDEAO (Communauté économique des États de l'Afrique de l'Ouest) ont décidé de renforcer l'intégration de leurs économies par la création d'une seconde zone monétaire en plus de l'UEMOA (Union Economique et Monétaire Ouest Africaine): la ZMAO (Zone Monétaire de l'Afrique de l'Ouest). A terme, la ZMAO devra fusionner avec les pays de l'UEMOA qui disposent déjà du Franc de la Communauté Financière Africaine (FCFA)¹.

Au niveau académique, la plupart des recherches montrent que si les bénéfices d'une monnaie unique sont potentiellement importants entre les pays ouest africains (notamment en termes de commerce régional et de crédibilité des politiques macroéconomiques), les éventuels coûts sont également considérables (*e.g.*, Masson et Pattillo 2001, 2002 et 2005, Fielding et Shields 2001, 2005a,b, Debrun *et al.*, 2003 et 2005, Fielding *et al.*, 2004, Benassy-Quéré et Coupet 2005, Tsangarides et van den Boogaerde 2005, Tsangarides et Qureshi 2006 et Houssa 2008). Selon les analyses susmentionnées, la divergence des chocs est si marquée entre les pays ouest africains que les coûts qui découleraient d'une union monétaire ne compenseront pas les bénéfices attendus. Les économies ouest africaines sont sujettes à d'importants chocs qui sont majoritairement hétérogènes (dans la suite les termes chocs hétérogènes, chocs asymétriques, chocs dissymétriques, chocs spécifiques sont équivalents). Dans ce contexte, une monnaie unique et une politique monétaire commune sont inadaptées et coûteuses². La dissemblance des chocs constitue ainsi l'obstacle économique majeur à la viabilité des unions monétaires en Afrique de l'Ouest (dans l'article nous employons alternativement les termes viabilité et optimalité d'une union monétaire). Plus forts et hétérogènes sont les chocs, plus fortes sont les incitations à quitter l'union ou les réticences à former l'union.

Toutefois, cette conclusion est statique et élude les changements structurels qu'implique la formation d'une union monétaire. L'existence même de l'union, en augmentant les échanges commerciaux et le partage des risques entre les pays, tend à réduire les inconvénients des chocs asymétriques et à accroître l'optimalité de l'union³. L'introduction d'une monnaie unique crée en effet, des ruptures structurelles dans le processus d'intégration des économies et dans la coordination des politiques économiques qui atténuent les coûts d'ajustement. Le premier changement structurel est le développement du commerce régional qui à son tour, accroît la similarité des chocs économiques et donc réduit l'hétérogénéité des chocs. La seconde rupture est le développement des mécanismes de partage des risques. Ces derniers sont des institutions formelles ou informelles de transfert de conjonctures entre les pays telles que la mobilité des facteurs, les marchés financiers ou les fonds de compensation. Dans la théorie des Zones Monétaires Optimales (ZMO), l'asymétrie des chocs ne constitue pas un

¹ D'autres projets d'unions monétaires entre des pays africains sont en cours. La Communauté des États de l'Afrique de l'Est et la Communauté pour le Développement de l'Afrique Australe prévoient de créer une monnaie unique.

² La théorie des Zones Monétaires Optimales (ZMO) établie par Mundell (1961) considère la perte de la politique monétaire indépendante comme le principal coût de l'adhésion d'un pays à une union monétaire. Face à un choc exogène spécifique, qui affecte sa balance des paiements), le pays ne peut pas modifier discrétionnairement la parité de sa monnaie. L'autre coût non négligeable de l'union monétaire et qui n'est pas l'objet de la présente étude est le recours limité au seigneurage.

³ Par exemple pour les pays de l'UEMOA, Guillaumeont Jeanneney (2004) fait remarquer que l'hétérogénéité des chocs externes et domestiques a baissé avec le temps. La réduction de l'hétérogénéité s'explique sans doute en partie par une moindre asymétrie des chocs de termes de l'échange et aussi par l'existence même de l'union.

obstacle si des mécanismes de stabilisation tels que le partage des risques prennent le relais du taux de change⁴.

Cet article propose une analyse alternative de l'hétérogénéité des chocs qui ne doit pas être considérée comme une barrière à la création d'une monnaie ouest africaine. Dans une perspective dynamique, le lancement d'une monnaie commune réduit la fréquence des chocs asymétriques et favorise le développement de mécanismes d'ajustement alternatifs aux politiques monétaire et de change. Nous étudions les mécanismes que les États ouest africains peuvent mettre en œuvre pour réduire les coûts d'ajustement une fois les unions en place. Nous analysons d'une part comment le commerce ouest africain affecte la symétrie des chocs (dans la suite nous utilisons alternativement symétrie des chocs et synchronisation des cycles) et d'autre part comment les pays de la région peuvent partager le risque des chocs hétérogènes. Nos résultats indiquent d'une part que l'intégration commerciale augmente significativement la symétrie des chocs, et d'autre part que le principal canal de partage des risques hétérogènes est l'épargne.

Le reste de l'étude est organisé comme suit. La deuxième section présente le contexte d'analyse. La section 3 décrit comment une union monétaire renforce son optimalité à travers des changements structurels dans l'intégration commerciale et dans le partage des risques. Les sections 4 et 5 analysent respectivement la pertinence des arguments d'optimalité des unions monétaires ouest africaines par les échanges commerciaux et par le partage des risques. Enfin, la section 6 conclut par des recommandations de politiques économiques sur la viabilité des unions monétaires en Afrique de l'Ouest.

2. Contexte d'analyse

L'architecture monétaire actuelle en Afrique de l'Ouest (voir Figure 1) résulte des choix faits aux lendemains des indépendances. Les anciennes colonies britanniques créèrent leur propre monnaie (après une brève participation à une caisse d'émission ancrée à la Livre Sterling) alors que les pays francophones formèrent l'Union Monétaire Ouest Africaine (UMOA) dans le cadre de la Zone Franc (*cf.* Annexe 1).

L'UMOA regroupe depuis 1962, huit États à savoir le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, la Guinée-Bissau, le Mali, le Niger, le Togo et le Sénégal. Après la dévaluation de 1994, les pays de l'UMOA ont signé le traité de l'union économique: l'UEMOA. La politique monétaire et la politique de change de l'union sont régies par la banque centrale communautaire, la BCEAO (Banque Centrale des États de l'Afrique de l'Ouest). Depuis 1975, les pays de l'UEMOA sont également, avec sept autres États (le Cap-Vert, la Gambie, le Ghana, la Guinée, le Libéria, le Nigeria et la Sierra Leone), membres d'une communauté économique plus large: la CEDEAO. L'objectif principal du traité de la CEDEAO est la promotion d'une union économique et monétaire dans l'ouest africain. En 2000, la CEDEAO a manifesté son intention d'accélérer le volet monétaire de l'intégration par la création d'une seconde zone monétaire en Afrique de l'Ouest, la ZMAO. Cette dernière regroupe la Gambie, le Ghana, la Guinée, le Nigeria et la Sierra Leone. A terme, la ZMAO doit fusionner avec

⁴ Dans son article fondateur "A Theory of Optimal Currency Areas" en 1961, Mundell a discuté du rôle de la mobilité des facteurs (principalement le travail) comme une stratégie d'ajustement alternative au taux de change.

l'UEMOA pour former une monnaie commune à l'espace CEDEAO⁵. L'enthousiasme politique pour le projet s'est quelque peu essoufflé suite aux difficultés des différents États à respecter les critères de convergence nécessaires pour le lancement de la ZMAO. Initialement prévu pour 2003, la mise en circulation de « l'Eco » (nom de la monnaie prévue pour l'espace ZMAO) a été reportée deux fois pour Juillet 2005 puis pour Décembre 2009. Nonobstant de notables progrès, le climat actuel est au questionnement d'un troisième report.

La majorité des recherches académiques émet un doute sur la pertinence économique des unions monétaires ouest africaines et de surcroît sur celle d'une monnaie commune à l'espace CEDEAO. Avec la configuration actuelle des économies, les bénéfices de telles unions ne compenseraient pas les coûts à cause de la forte dissemblance des chocs conjoncturels (*e.g.*, Masson et Pattillo 2001, 2002 et 2005, Fielding et Shields 2001, 2005a,b, Debrun *et al.*, 2003 et 2005, Fielding *et al.*, 2004, Benassy-Quéré et Coupet 2005, Tsangarides et van den Boogaerde 2005, Tsangarides et Qureshi 2006 et Houssa 2008). Pour preuve, les difficultés de convergence des pays de la ZMAO sont essentiellement expliquées par les différences de conjonctures des États (Nnanna 2007). Les économies ouest africaines sont toutes spécialisées dans l'exportation de quelques produits primaires qui, dans la plupart des cas, sont différents. La différence de spécialisation est en grande partie liée au positionnement géographique. Les économies sahéniennes (Burkina Faso, Mali et Niger) sont essentiellement agricoles et se distinguent des pays côtiers (Sénégal, Ghana et Côte d'Ivoire) qui ont un tissu industriel relativement plus développé. Le Bénin et le Togo forment un troisième groupe où l'activité d'import-export est prédominante. Enfin, le Nigeria se distingue du reste de la CEDEAO puisqu'il dépend des exportations pétrolières. A cause de la différence de spécialisation, les pays de la région sont vulnérables à d'importants chocs divergents. Par exemple, les variations du cours international du coton (principales exportations des économies sahéniennes) ne sont pas les mêmes que celles du cacao ou du café (principales exportations de la Côte d'Ivoire et du Ghana) ni celles du pétrole (principale exportation du Nigeria). Une politique monétaire unique (comme ce fut la dévaluation du FCFA de 1994) ne peut convenir qu'à des groupes restreints et non à l'ensemble des pays de la région. En particulier, les analyses opposent le groupe UEMOA au reste de la CEDEAO. Pour illustration, Benassy-Quéré et Coupet (2005) et Tsangarides et Qureshi (2006) démontrent avec la méthode de classification par grappes, que le groupe UEMOA est plus homogène que celui de la CEDEAO. De même, la convergence des termes de l'échange est relativement plus forte entre les pays de l'UEMOA qu'au sein de la CEDEAO (Debrun *et al.*, 2005). Enfin, Houssa (2008) a récemment trouvé une forte hétérogénéité des chocs d'offre dans l'espace CEDEAO alors que les pays de l'UEMOA se distinguent par une forte corrélation des chocs de demande.

Les principales analyses empiriques identifient l'hétérogénéité des chocs comme l'obstacle économique majeur à la création et à la viabilité des unions monétaires en Afrique de l'Ouest. La section suivante explique comment une union monétaire atténue les coûts des chocs asymétriques à travers des changements structurels qui en découlent.

⁵ Les critères de convergence requis par la ZMAO étaient les suivants: (i) limiter le déficit budgétaire à 5% du PIB en 2000 (4% depuis 2002); (ii) un taux d'inflation annuelle à un chiffre en 2000 et limité à 5% en 2003; (iii) le plafonnement du financement du déficit par la banque centrale de chaque Etat membre est de 10% des prévisions des recettes budgétaires de l'année précédente en 2000; (iv) le minimum des réserves de changes doit couvrir au moins trois mois d'importations en 2000 et six mois en 2003.

Figure 1: Architecture monétaire en Afrique de l'Ouest.

	Zone Franc		
CEDEAO	UEMOA: Bénin, Burkina Faso, Côte d'Ivoire, Guinée-Bissau Mali, Niger, Sénégal, Togo	ZMAO: Gambie, Ghana, Guinée, Nigeria Sierra Leone	Autres: Cap-Vert, Libéria, Mauritanie (jusqu'en 2000)
	CEMAC: Cameroun, Congo, Gabon, Guinée Equatoriale, Centrafrique, Tchad		

Notes: CEDEAO: Communauté économique des États de l'Afrique de l'Ouest. UEMOA: Union Economique et Monétaire Ouest Africaine, ZMAO: Zone Monétaire de l'Afrique de l'Ouest. CEMAC: Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale.

3. Changements structurels

Une union monétaire avec des économies hétérogènes peut, dans une perspective dynamique, réduire les coûts des chocs asymétriques si elle accroît la synchronisation des cycles économiques et si elle favorise le développement du partage des risques entre les États de l'union. Ces effets de l'union monétaire sont probables parce que l'adoption d'une monnaie commune implique des changements structurels dans la conduite des politiques économiques et dans l'intégration des économies.

3.1. Echanges commerciaux

Le premier changement structurel qui découle de la création d'une monnaie commune est la suppression des taux de change bilatéraux et donc la réduction des coûts de transaction des échanges au sein de l'union. Il en résulte un développement du commerce régional qui selon la littérature économique (Frankel et Rose 1997, 1998) accroît l'homogénéité des cycles économiques. L'argument a été testé et confirmé par Frankel et Rose (1997, 1998), Imbs (2004), Baxter et Kouparitsas (2005), Caldéron *et al.* (2007) et Inklaar *et al.* (2008). Frankel et Rose (1997, 1998) ont nommé ce phénomène « *Endogenité des critères des ZMO* »⁶.

En théorie, l'effet du commerce sur la synchronisation des cycles dépend de la nature du commerce régionale et des externalités des chocs par le commerce. Le développement des échanges commerciaux renforce la symétrie des chocs s'il promeut les échanges intra-sectoriels (par exemple le secteur de l'élevage dans un pays *i* commerce avec le secteur de l'élevage d'un pays *j*) au détriment du commerce intersectoriel (c'est-à-dire que par exemple le secteur de l'élevage dans un pays *i* commerce avec le secteur de la restauration dans un pays *j*). À cause de la théorie des avantages comparatifs, le développement du commerce intersectoriel exacerbe la spécialisation des pays dans des biens différents. Cette différence de spécialisation rend les pays vulnérables à des chocs spécifiques aux secteurs qui nécessairement sont, dans ce contexte, moins synchrones (Krugman, 1993). Par contre, une intégration commerciale qui favorise le commerce intra-sectoriel conduit à des cycles synchrones par la diversification des structures productives. L'impact de l'intégration

⁶ La Commission Européenne fut la pionnière en introduisant en 1990, l'hypothèse d'Endogenité des critères des ZMO dans le débat de l'intégration monétaire.

commerciale sur la symétrie des chocs dépend également de la diffusion des chocs réels d'un pays à l'autre via les échanges commerciaux. Une conjoncture favorable dans un pays augmente la demande pour les biens domestiques et ceux des partenaires commerciaux. La demande d'importations supplémentaires crée à son tour une conjoncture favorable dans les pays partenaires par la hausse de leur production.

Au niveau de l'Afrique de l'Ouest, il a été établi que la participation à l'union monétaire (UEMOA notamment) double le volume du commerce. Carrère (2004) et Masson et Pattillo (2005) ont estimé que les pays de l'UEMOA commercent trois fois plus que le reste de l'Afrique. Plus généralement, Tsangarides *et al.* (2006) obtient après contrôle des effets fixes pays que les unions monétaires africaines doublent les échanges commerciaux. Au niveau théorique, l'effet de cette intégration commerciale sur la symétrie des chocs en Afrique de l'Ouest est ambigu. Il est d'une part négatif à cause de la nature intersectorielle du commerce favorisée par les différences de spécialisation des pays et d'autre part, positif en raison de la diffusion entre les pays des chocs réels par le commerce. Tapsoba (2007, 2009) a estimé que le second effet domine dans le contexte africain. L'intensité commerciale entre les pays africains affecte positivement la synchronisation des cycles même après contrôle des différences de spécialisation.

3.2. Partage des risques

La seconde rupture structurelle qu'entraîne la formation d'une union monétaire est le développement des mécanismes de partage des risques qui sont des outils d'ajustement alternatifs au taux de change⁷. En union monétaire, le partage des chocs hétérogènes peut être la stratégie optimale d'ajustement après un choc asymétrique. Le partage des risques consiste à protéger les consommations des pays de l'union des chocs hétérogènes. Elle s'opère par un ajustement contra cyclique des flux financiers des économies en expansion vers les partenaires en récession. Par exemple, les facteurs qui influencent le prix du pétrole sont différents de ceux qui déterminent les cours du cacao ou de l'or. Si la Côte d'Ivoire, importante exportatrice de cacao, est exposée à un choc négatif des termes de l'échange, le Nigéria, en tant que grand exportateur de pétrole, sera en mesure de lui venir en aide via un fonds de compensation si les cours du pétrole sont pendant ce temps en hausse⁸. Lorsque le partage des risques est parfait, la consommation domestique doit exclusivement dépendre des ressources de l'union et non de la conjoncture spécifique du pays (Obstfeld 1994).

Le principe de partage des risques semble contradictoire avec la théorie de la ZMO. D'une part la théorie des ZMO requiert une forte corrélation des chocs et donc des structures de production similaires qui réduisent les opportunités de partage des risques. En réalité les deux

⁷ Asdrubali *et al.* (1996) et Sorensen et Yosha (1998), compare le partage des risques entre les Etats américains considérés comme présentant une union monétaire parfaite (Asdrubali *et al.*, 1996) et le partage des risques entre les pays européens qui n'étaient pas encore en union monétaire (Sorensen et Yosha, 1998). La comparaison suggère que l'union monétaire est associée à un partage des risques plus important. Partant de ces résultats empiriques on peut argumenter qu'une union monétaire entre un groupe de pays dont les chocs sont divergents, comme c'est le cas des pays ouest africains, incite à mettre en place des institutions de partage des risques asymétriques.

⁸ Bien entendu, la conception d'un fonds de compensation exige de tenir compte des différences entre les tailles des pays participants. Dans ce cas d'espèce, si la conjoncture s'inverse, il faut s'assurer que les fonds que les fonds transférables par la Côte d'Ivoire sont en mesure de compenser la chute du revenu du Nigeria qui a une taille plus importante. Nous insistons sur ce point dans l'analyse empirique.

concepts sont complémentaires et répondent à des problèmes différents. L'analyse de la théorie des ZMO est structurée en deux étapes. La première examine la symétrie des chocs. Si cette condition est vérifiée alors les pays sont qualifiés à former une union monétaire. La seconde étape explore les mécanismes de stabilisation lorsque les chocs asymétriques sont prépondérants.

Les mécanismes de partage des risques sont des institutions formelles ou informelles qui participent au lissage de la consommation face à des fluctuations asymétriques du produit. Dans les comptes nationaux, il existe quatre flux majeurs qui captent de tels paiements: les revenus nets des facteurs, la consommation de capital fixe, les transferts internationaux nets et l'épargne nette. Au niveau théorique, le partage des risques peut être résumé en quatre mécanismes: la mobilité internationale des facteurs, la dépréciation du capital, les transferts internationaux et les marchés internationaux de crédits.

3.2.1. Mobilité internationale des facteurs

Le premier canal de partage des risques est la mobilité des facteurs entre les pays. La mobilité des facteurs est un important outil d'ajustement après un choc asymétrique. Dans un groupe de partage des risques où il existe une libre circulation et un libre établissement des personnes, les chômeurs d'un pays en crise économique peuvent temporairement migrer vers les partenaires en expansion où la demande de main-d'œuvre est excédentaire⁹. Ainsi, les revenus obtenus de ce type de migration contribuent-ils à amoindrir l'effet du choc sur la consommation. Les détenteurs de capitaux peuvent également ajuster, sur un court horizon, la taille ou la composition de leurs portefeuilles d'actifs dans l'union afin de répondre à l'asymétrie des chocs.

3.2.2. Dépréciation du capital

Le second canal de lissage de la consommation est la dépréciation du capital c'est-à-dire la consommation de capital fixe. Cette dernière correspond à l'amortissement du capital utilisé dans le processus de production. La dépréciation du capital participe à la stabilisation de la consommation si la consommation de capital fixe baisse pendant les phases de basse conjoncture et augmente durant les phases de haute conjoncture¹⁰. La dépréciation du capital est en théorie pro cyclique puisque à cause de la règle rigide d'amortissement comptable qui est plus ou moins indépendant de la conjoncture. L'amortissement du capital est en effet calculé comme une proportion prédéterminée et constante du produit. La fraction de la dépréciation du capital dans le produit est importante durant les périodes de récessions et faible pendant les expansions.

En réalité, le lissage de la consommation par la dépréciation du capital n'est pas un canal de partage des risques au sens de la coassurance puisqu'il n'implique pas des flux

⁹ En cas de choc durable, la migration devient permanente et contribue au partage des risques par des transferts permanents des migrants.

¹⁰ Par exemple si la dépréciation du capital contribue à stabiliser la consommation de capital fixe dans une économie, pendant les récessions la consommation de capital fixe est plus faible que ce qu'elle aurait été et plus élevée que sa valeur normale durant les expansions.

transfrontaliers. Nonobstant, il est nécessaire de mettre en évidence ce lissage afin de pouvoir estimer la contribution réelle des transferts internationaux nets.

3.2.3. Transferts internationaux

Le troisième canal de partage des risques est un « *système de transferts* ». Les paiements qui y sont associés sont les transferts internationaux. Ces derniers contribuent à compenser l'impact d'un choc spécifique s'ils sont contra cycliques c'est-à-dire élevés en période de récession et faibles en période d'expansion. Les transferts internationaux peuvent être des transferts publics (fonds régional de compensation ou la composante « dons » de l'aide extérieure) ou des transferts privés (dons d'ONG privées ou envois de fonds des migrants). Ils peuvent également être internes au groupe de partage (fonds structurels par exemple) ou externes au groupe de partage (dons en provenance de tiers).

3.2.4. Marchés internationaux de crédits

Le dernier canal de partage des risques est le marché international de crédits qui permet le transfert d'épargne entre les pays¹¹. Les marchés financiers régionaux ou internationaux (bourse régionale, marché interbancaire ou marché des titres) peuvent être à ce titre une réponse adaptée aux chocs circonstanciels et asymétriques en servant de supports à l'épargne régionale. Les ménages, les entreprises et les gouvernements d'un pays en difficulté temporaire peuvent bénéficier de l'épargne constituée par les partenaires en expansion si les marchés financiers sont développés.

4. Intégration commerciale et synchronisation des cycles

La première partie de notre analyse examine l'impact de l'intégration commerciale sur la synchronisation des cycles. Pour cela, nous présentons la méthodologie d'analyse puis les résultats des estimations.

4.1. Méthodologie

Nous définissons d'abord les indicateurs de synchronisation des cycles et d'intégration commerciale.

Depuis les travaux de Frankel et Rose (1997, 1998), la synchronisation des cycles entre deux pays est mesurée par le coefficient de corrélation des mesures de l'activité économique sur une période donnée. Nous approximations l'activité économique par le PIB (Produit Intérieur

¹¹ L'épargne est également un outil puissant de lissage inter-temporel de la consommation. Il consiste à épargner durant les périodes de haute conjoncture et à désépargner pendant les phases de basse conjoncture afin de lisser la consommation. Cette stratégie de lissage inter-temporel est importante si les chocs sont majoritairement covariants.

Brut) réel à cause de sa disponibilité pour les pays africains et parce qu'il est la mesure la plus intuitive de l'activité économique¹². Nous retenons également une décennie pour la période de calcul de la synchronisation afin de comparer nos résultats avec la littérature concernée qui retient la même période. La composante cyclique du PIB réel est obtenue avec le filtre linéaire de Baxter et King (1999). La durée du cycle est supposée être comprise entre 2 et 8 ans. La même hypothèse a été formulée par Imbs (2004); Baxter et Kouparitsas (2005); Caldéron *et al.* (2007) et Inklaar *et al.* (2008). Le choix de cette durée est conforme à la durée originelle comprise entre 6 et 32 trimestres c'est-à-dire 1.5 et 8 ans, conseillée par Baxter et King (1999). D'autres auteurs (*e.g.*, Frankel et Rose, 1997 et 1998; Darvas *et al.*, 2005) ont retenu le filtre de Hodrick et Prescott (1997) que nous utilisons comme robuste. L'indicateur de synchronisation des cycles entre deux pays i et j sur une décennie t , est noté ρ_{ijt} .

L'intégration commerciale est mesurée par des ratios du commerce bilatéral entre deux pays sur la somme de leurs commerces totaux ou de leurs PIB: $IC1_{ijt} = \frac{M_{ijt} + X_{ijt}}{(X_{it} + M_{it}) + (X_{jt} + M_{jt})}$ et

$IC2_{ijt} = \frac{M_{ijt} + X_{ijt}}{PIB_{it} + PIB_{jt}}$. X_{ijt} désigne les exportations du pays i vers le pays j à l'année t et

M_{ijt} les importations du pays i en provenance du pays j à l'année t . X_{it} et M_{jt} indiquent respectivement les exportations totales du pays i vers le reste du monde à l'année t et les importations totales du pays i en provenance du reste du monde à l'année t . Les indicateurs d'intensité commerciale sont alors calculés comme des moyennes décennales des indicateurs annuels $IC1_{ijt}$ et $IC2_{ijt}$.

Pour estimer l'impact de l'intensité commerciale sur la synchronisation des cycles, nous estimons l'équation suivante:

$$\rho_{ijt} = \alpha + \beta \cdot IC_{ijt} + \delta_t + \eta_{ijt} \quad (1)$$

Où ρ_{ijt} désigne la synchronisation des cycles économiques et IC_{ijt} l'intensité commerciale entre les pays i et j durant la décennie t . δ_t est un effet fixe temporel qui permet de contrôler les influences temporelles sur la synchronisation des cycles indépendantes de l'intensité commerciale. η_{ijt} est le terme d'erreur classique. Enfin, α et β sont les paramètres à estimer. Le signe de β indique l'existence ou non d'un phénomène « *d'endogenité des ZMO* ».

¹² D'autres auteurs tels que Frankel et Rose (1997, 1998), Darvas *et al.* (2005), et Inklaar *et al.* (2008) utilisent en plus d'autres indicateurs tels que la production industrielle ou le taux de chômage qui ne sont pas couramment disponibles dans notre cas.

L'estimation de l'équation (1) par les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) est problématique à cause de l'Endogeneité possible de l'intensité commerciale. En effet, deux pays dont les cycles économiques sont fortement intégrés, ont tendance à commercer plus durant les périodes de conjonctures favorables et inversement pendant les récessions. Pour cette raison, nous préférons utiliser les Doubles Moindres Carrés (DMC). L'intensité commerciale est instrumentée par des variables du modèle de gravité qui ne sont pas, en théorie, liées à la synchronisation des cycles. Le choix de ces variables fait débat dans la littérature. A l'origine Frankel et Rose (1997, 1998) ont retenu *le logarithme de la distance, la communauté de frontière et la communauté de langue*. La littérature qui a suivi, a critiqué ce choix restreint des instruments. Ces derniers posent problème sur de petits échantillons s'ils ne présentent pas une variabilité suffisante (e.g., Babetskii 2005, Fidrmuc, 2005, Caldéron *et al.*, 2007, Inklaar *et al.*, 2007). Par exemple dans notre échantillon d'analyse, 68% des observations de l'UEMOA ont une langue commune et 43% une même frontière. C'est ainsi que la littérature a du reste, augmenté le nombre de variables instrumentales. Suivant cette dernière, nous retenons les variables: *le logarithme de la distance, la communauté de frontière, la communauté de langue, l'enclavement d'au moins un pays de la paire, le logarithme du produit des superficies, le logarithme du produit des populations et le logarithme du produit des PIB par habitant* (cf. Annexe 3 pour les sources des variables). Enfin, l'équation (1) est également corrigée de l'hétéroscédasticité en supposant que les observations d'une paire de pays ne sont pas indépendantes d'une période à l'autre.

Pour estimer l'équation (1), nous avons compilé pour les pays de la CEDEAO sur la période 1965-2004 les données sur le commerce bilatéral, le commerce total, le PIB nominal et le PIB réel (base année 2000). Les données proviennent de la base *World Development Indicators 2006* sauf le commerce bilatéral qui est issu de la base *Direction of Trade 2006* (cf. Annexe 3 pour la source des variables). Il est à noter que les données commerciales proviennent de sources officielles qui omettent le commerce informel, généralement supposé important en Afrique de l'Ouest. La non-prise en compte du commerce informel entraîne la sous-estimation de l'impact de l'intensité commerciale sur la synchronisation des cycles. La synchronisation est calculée pour les décennies: 1965-1974, 1975-1984, 1985-1994 et 1995-2004. Enfin, afin de discuter nos estimations par rapport à la littérature concernée, nous utilisons la base de données d'Inklaar *et al.* (2008) qui regroupe 21 pays de l'OCDE (Organisation de Coopération et de Développement Economique) sur la période 1970-2003 (reparties en 3 périodes de 11 années: 1970-1981, 1981-1992 et 1992-2003)¹³.

4.2. Résultats

Nous débutons l'analyse par une description de la synchronisation des cycles et de l'intensité commerciale en Afrique de l'Ouest. Dans le Tableau 1, en moyenne la synchronisation des cycles et l'intensité commerciale sont deux fois plus importantes dans l'UEMOA que dans la CEDEAO (0.0724 contre 0.0400 pour la synchronisation, 0.0031 contre 0.0017 avec IC1 et 0.0019 contre 0.0010 avec IC2). Comparée à un ensemble plus intégré tel que l'OCDE, la

¹³ La base de données d'Inklaar *et al.* (2008) est disponible à l'adresse internet <http://www.rug.nl/staff/r.c.inklaar/research>. Les pays de l'OECD dans la base sont l'Allemagne, l'Australie, l'Autriche, la Belgique, le Canada, le Danemark, l'Espagne, les États-Unis, la Finlande, la France, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, le Japon, la Norvège, la Nouvelle-Zélande, les Pays-Bas, le Portugal, le Royaume Uni, la Suède et la Suisse. L'Allemagne, l'Autriche, la Belgique, l'Espagne, la Finlande, la France, la Grèce, l'Irlande, l'Italie, les Pays-Bas et le Portugal sont membres de l'Union Economique et Monétaire Européenne.

synchronisation des cycles et l'intensité commerciale sont très faibles en Afrique de l'Ouest: la synchronisation est en moyenne de 0.4012 dans l'OCDE, IC1 est de 0.0167 dans l'OCDE et enfin IC2 est de 39.4267 dans l'OCDE.

Le Tableau 2 présente les résultats de base de l'impact de l'intensité commerciale sur la synchronisation des cycles au niveau de l'UEMOA (colonnes [1-4]) et de la CEDEAO (colonnes [5-8]). Quelque soient l'échantillon ou la méthode d'estimation, l'intensité commerciale impacte positivement et significativement la synchronisation des cycles économiques. A cause de l'Endogeneité potentielle, nous interprétons uniquement les estimations en DMC. Pour la justification de l'instrumentation, nous présentons le R^2 partiel, le F-statistique des instruments et la probabilité du test de sur-identification de Hansen-Sargan de la première étape. Ces statistiques indiquent que la qualité de l'instrumentation est satisfaisante. Nous présentons par ailleurs dans l'Annexe 2, les estimations de la première étape de la méthode des DMC pour l'UEMOA et la CEDEAO¹⁴.

La littérature sur les déterminants de la convergence des cycles préfère interpréter les coefficients normalisés (*e.g.*, Frankel et Rose, 1997 et 1998; Caldéron *et al.*, 2007 et Inklaar *et al.*, 2008). Le coefficient normalisé est obtenu en retranchant pour chaque observation et pour chaque variable, la moyenne dans l'échantillon puis en divisant par l'écart-type calculé dans l'échantillon. Le coefficient normalisé mesure alors la hausse de la synchronisation des cycles résultant d'une hausse d'un écart-type de l'indicateur d'intensité commerciale. Les résultats suggèrent qu'un accroissement d'un écart-type de l'intensité commerciale mesurée avec l'indicateur IC1 entraîne une augmentation de la corrélation des cycles de 0.25 entre les pays de l'UEMOA et de 0.28 avec l'indicateur IC2¹⁵. A cause du niveau d'intégration commerciale deux fois moins important, l'effet estimé est environ deux fois plus élevé pour la CEDEAO. Une augmentation d'un écart-type de l'intensité commerciale mesurée avec l'indicateur IC1 entraîne un accroissement de la corrélation des cycles de 0.46 et de 0.42 avec l'indicateur IC2¹⁶.

Dans l'absolu, l'effet du commerce sur la synchronisation des cycles en Afrique de l'Ouest est important. A titre d'illustration, un doublement du niveau moyen de l'intensité commerciale impliquerait approximativement un triplement de la synchronisation moyenne au niveau de l'UEMOA et un quadruplement au niveau de la CEDEAO. Par exemple pour l'UEMOA, si IC1 (respectivement IC2) double, passant de 0.0031 à 0.0062 (respectivement

¹⁴ Nous estimons dans l'Annexe 3, l'effet des variables instrumentales sur la synchronisation d'une part et sur l'intensité commerciale d'autre part. Que l'on considère le groupe UEMOA (colonnes [1-2]) ou le groupe CEDEAO (colonnes [4-5]), les variables instrumentales retenues expliquent significativement l'intensité commerciale. Les F-statistiques des instruments sont significatifs à 1%. Le R^2 de la première étape est satisfaisant puisqu'il oscille entre 0.62 et 0.64 pour l'UEMOA et entre 0.29 et 0.33 pour la CEDEAO. La présentation de la première étape de l'estimation des DMC conforte la pertinence des instruments retenus pour identifier l'impact de l'intensité commerciale sur la corrélation des cycles économiques.

¹⁵ L'écart-type de l'indicateur IC1 est égal à 0.0038 dans l'échantillon UEMOA et correspond à la différence d'intégration durant la décennie 1995-2004 entre la paire Bénin-Côte d'Ivoire (0.0039) et la paire Bénin-Guinée-Bissau (0.0002). L'écart-type de l'indicateur IC2 est égal à 0.0025 dans l'échantillon UEMOA et correspond à la différence d'intégration durant la décennie 1995-2004 entre la paire Togo-Sénégal (0.0010) et la paire Togo-Côte d'Ivoire (0.0036).

¹⁶ L'écart-type de l'indicateur IC1 est égal à 0.0032 dans l'échantillon CEDEAO et correspond à la différence d'intégration pendant la décennie 1995-2004 entre la paire Bénin-Sénégal (0.0034) dotée d'une monnaie commune et la paire Bénin-Nigeria (0.0012) avec des monnaies différentes. L'écart-type de l'indicateur IC2 est égal à 0.0021 dans l'échantillon CEDEAO et correspond à la différence d'intégration pendant la décennie 1995-2004 entre la paire Bénin-Côte d'Ivoire (0.0029) dotée d'une monnaie commune et le Bénin-Nigeria (0.0009) avec des monnaies différentes.

de 0.0019 à 0.0038), la synchronisation passe de 0.0724 à 0.2249 (respectivement de 0.0724 à 0.1877) avec 24.59 comme coefficient estimé dans le Tableau 2 (respectivement avec 30.35), soit donc un triplement.

En outre, une comparaison avec les pays de l'OCDE dans le Tableau 3, indique que le phénomène d'Endogénéité estimé pour l'UEMOA ou la CEDEAO est comparable (voir supérieur) à celui obtenu pour l'OCDE. Le coefficient normalisé de l'intensité commerciale IC1 est égal à 0.46 dans l'échantillon CEDEAO et 0.25 entre les pays de l'UEMOA contre 0.23 entre les pays de l'OCDE. Le coefficient normalisé de l'indicateur IC2 est égal à 0.42 pour la CEDEAO et 0.28 pour l'UEMOA contre 0.40 pour l'OCDE.

Enfin, nous vérifions dans le Tableau 4, la robustesse de nos estimations sur l'échantillon CEDEAO. Les résultats ne sont pas affectés par les tests suivants: (i) le contrôle des autres déterminants de la synchronisation des cycles que sont *le ratio du commerce total sur la somme des PIB*, *l'indice de commerce intra-industrie de Grubel-Lloyd*, *l'indice de spécialisation des structures productives d'Imbs (2004)* et *la corrélation des déficits budgétaires*¹⁷; (ii) l'utilisation de variables instrumentales différentes plus précisément celles recommandées par Frankel et Rose (1998) que sont *le logarithme de la distance*, *la communauté de frontière* et *la communauté de langue*; (iii) inclusion des effets fixes pays; (iv) l'utilisation des régressions par quantiles (nous avons uniquement présentés les résultats pour les trois quartiles); (v) le changement du facteur de normalisation du commerce bilatéral en prenant le minimum du dénominateur; (vi) la transformation de Fisher qui assure la normalité de la variable dépendante; (vii) l'utilisation d'une durée plus courte des cycles (entre 2 à 4 ans) ; (viii) l'utilisation du filtre de Hodrick-Prescott (1997) avec successivement 6.25 et 100 comme paramètres de lissage.

Notre analyse est cohérente avec la proposition de Frankel et Rose (1997, 1998). Comme pour les pays industrialisés, le développement des échanges commerciaux atténue l'ampleur des chocs asymétriques entre les pays ouest africains. Ce résultat suggère une vision dynamique des chocs asymétriques. L'hétérogénéité des chocs ne doit pas bloquer la décision politique pour une union monétaire élargie au reste de l'Afrique de l'Ouest puisque cette dernière favorise à terme la convergence des cycles économiques. L'objection est d'autant plus pertinente que l'effet est comparable à celui évoqué pour les pays de l'OCDE.

¹⁷ Pour des besoins de concisions, nous ne présentons pas dans cette étude les détails des calculs des variables de contrôle. Pour plus de précisions, le lecteur peut se référer à l'analyse Tapsoba (2009) à la section 4.3.

	[1]	[2]	[3]
Echantillons	BK (2,8)	IC1	IC2
CEDEAO	0.0400 (0.2757)	0.0017 (0.0032)	0.0010 (0.0021)
UEMOA	0.0724 (0.3052)	0.0031 (0.0038)	0.0019 (0.0025)
OCDE (a)	0.4012 (0.3490)	0.0167 (0.0261)	39.4267 (54.3059)

Notes: CEDEAO: Communauté économique des États de l'Afrique de l'Ouest, UEMOA: Union Economique et Monétaire Ouest Africaine, OCDE: Organisation de Coopération et de Développement Economique. BK (2,8): Synchronisation des cycles obtenus avec le filtre Baxter King (1999) avec une durée comprise entre 2 et 8 années. IC1: Intensité commerciale calculée comme le ratio du commerce bilatéral sur la somme du commerce total des pays de la paire. IC2: Intensité commerciale calculée comme le ratio du commerce bilatéral sur la somme des PIB des pays de la paire. (a) Période de 1970 à 2003. Ecart-types entre parenthèses.

	Echantillon UEMOA				Echantillon CEDEAO			
	[1]	[2]	[3]	[4]	[5]	[6]	[7]	[8]
Variable dépendante: BK (2,8)	MCO	DMC	MCO	DMC	MCO	DMC	MCO	DMC
IC1	17.52** (6.93) [0.25]	24.59** (11.29) [0.25]			18.34*** (4.32) [0.21]	39.94*** (10.30) [0.46]		
IC2			30.16*** (8.57) [0.22]	30.35** (13.58) [0.28]			25.21*** (5.77) [0.19]	55.28*** (14.45) [0.42]
R ²	0.09	0.08	0.11	0.11	0.07	0.01	0.05	0.01
R ² partiel		0.62		0.61		0.62		0.61
F-Statistique		6.34***		8.16***		6.34***		8.16***
Probabilité Hansen-Sargan $\chi^2(6)$		0.79		0.79		0.75		0.63
Observations	74	74	92	92	293	293	364	364
Nombre de paires	28	28	35	35	106	106	106	106

Notes: CEDEAO: Communauté économique des États de l'Afrique de l'Ouest, UEMOA: Union Economique et Monétaire Ouest Africaine. BK (2,8): Synchronisation des cycles obtenus avec le filtre Baxter King (1999) avec une durée comprise entre 2 et 8 années. IC1: Intensité commerciale calculée comme le ratio du commerce bilatéral sur la somme du commerce total des pays de la paire. IC2: Intensité commerciale calculée comme le ratio du commerce bilatéral sur la somme des PIB des pays de la paire. Ecart-types robustes entre parenthèses. Coefficients normalisés entre crochets. Variables muettes décennies et constante incluses. *, **, *** significatifs à 10%, 5% et 1%.

Tableau 3: Commerce et synchronisation des cycles par groupements régionaux (DMC)		
	[1]	[2]
Variable dépendante: BK (2,8)	IC1	IC2
Echantillons		
CEDEAO	0.04***	0.08***
	(0.01)	(0.02)
	[0.46]	[0.42]
UEMOA	0.04**	0.05**
	(0.01)	(0.02)
	[0.25]	[0.28]
OCDE (a)	0.08***	0.14***
	(0.01)	(0.02)
	[0.23]	[0.40]
Notes: CEDEAO: Communauté économique des États de l'Afrique de l'Ouest. UEMOA: Union Economique et Monétaire Ouest Africaine, OCDE: Organisation de Coopération et de Développement Economique. BK (2,8): Synchronisation des cycles obtenus avec le filtre Baxter King (1999) avec une durée comprise entre 2 et 8 années. IC1: Intensité commerciale calculée comme le ratio du commerce bilatéral sur la somme du commerce total des pays de la paire. IC2: Intensité commerciale calculée comme le ratio du commerce bilatéral sur la somme des PIB des pays de la paire. (a) Les variables instrumentales sont le logarithme de la distance, la communauté de frontière et la communauté de langue. Période de 1970 à 2003. écart-types robustes entre parenthèses. Variables muettes décennies et constante incluses. *, **, *** significatifs à 10%, 5% et 1%		

Tableau 4: Robustesse de la relation commerce et synchronisation des cycles avec l'échantillon CEDEAO (1965-2004).		
	[1]	[2]
	IC1	IC2
DMC avec contrôles (a)	35.49***	50.26***
	(10.62)	(15.35)
DMC à la Frankel et Rose (1998) (b)	34.82***	46.29**
	(12.04)	(18.95)
Effets fixes pays	9.38**	22.75***
	(4.02)	(7.46)
Régression quantile 0.25	17.86**	23.62**
	(7.73)	(9.51)
Régression quantile 0.50	16.85***	26.57***
	(6.35)	(9.62)
Régression quantile 0.75	10.30**	24.02***
	(4.37)	(7.99)
Intensité commerciale (minimum du dénominateur) (c)	6.04***	7.64***
	(1.91)	(2.81)
Transformation de Fisher (d)	43.27***	59.80***
	(11.12)	(15.60)
BK (2,4) (e)	30.51***	43.32**
	(11.59)	(16.90)
HP ($\lambda=100$) (f)	39.51***	50.03**
	(13.21)	(20.24)
HP ($\lambda=6.25$) (f)	39.51***	50.03**
	(13.21)	(20.24)

Notes: CEDEAO: Communauté économique des États de l'Afrique de l'Ouest. IC1: Intensité commerciale calculée comme le ratio du commerce bilatéral sur la somme du commerce total des pays de la paire. IC2: Intensité commerciale calculée comme le ratio du commerce bilatéral sur la somme des PIB des pays de la paire. **(a)** Les variables de contrôles supplémentaires sont le ratio du commerce total sur la somme des PIB, l'indice de commerce intra-industrie de Grubel-Lloyd, l'indice de spécialisation d'Imbs (2004), la corrélation des déficits budgétaires. **(b)** Les variables instrumentales sont le logarithme de la distance, la communauté de frontière et la communauté de langue. **(c)** Le commerce bilatéral est normalisé par le minimum du dénominateur c'est-à-dire soit par le minimum du commerce total des pays ou le PIB des pays. **(d)** Transformation de la variable dépendante par l'équation de Fisher. Si x est la variable à transformer et y la transformation alors $y = \frac{1}{2} \text{Log}\left(\frac{1+x}{1-x}\right)$. **(e)** BK (2,4): Durée du cycle entre 2 et 4 années. **(f)** λ est le paramètre de lissage du filtre de Hodrick-Prescott (1997). Ecart-types robustes entre parenthèses. Variables muettes décennies et constante incluses. *, **, *** significatifs à 10%, 5% et 1%.

5. Le partage du risque

La seconde partie de l'analyse concerne l'estimation des canaux de partage des risques entre les pays ouest africains. Nous présentons successivement dans cette section la méthodologie d'analyse du partage des risques puis les résultats des estimations économétriques.

5.1. La décomposition de la variance de la croissance du PIB

La littérature sur le partage des risques est confrontée au manque d'informations sur les flux bilatéraux qui pourraient servir de supports pour le partage interétatique des chocs asymétriques. Cette limite a été contournée par Asdrubali *et al.* (1996), Arreaza *et al.* (1998) et Sorensen et Yosha (1998). Ces derniers ont développé la méthode de la décomposition de la variance du taux de croissance du PIB qui permet, à partir des flux multilatéraux dans les comptes nationaux, d'identifier les canaux de partage des risques entre un groupe de pays: *la mobilité internationale des facteurs, la dépréciation du capital, les transferts internationaux et les marchés internationaux de crédits*. La méthode a été reprise par Mélitz et Zùmer (1999), Asdrubali et Kim (2004), Marinheiro (2005) et Afonso et Furceri (2008).

Dans les comptes nationaux, les flux multilatéraux qui peuvent contribuer au partage des risques sont *les revenus nets des facteurs, la consommation de capital fixe, les transferts internationaux et l'épargne nette*¹⁸.

Du produit à la consommation d'un pays, l'enchaînement des flux est le suivant:

$PNB = PIB + \text{Revenus internationaux nets de facteurs},$

$RN = PNB - \text{Consommation de capital fixe},$

$RND = RN + \text{Transferts internationaux nets},$

$RND = (C+G) + \text{Epargne nette totale}.$

Le PNB désigne le Produit National Brut, le RN le revenu national, RND le Revenu National Disponible et (C+G) la somme de la consommation publique et de la consommation privée.

Un ensemble de pays partagent les chocs asymétriques affectant les PIB si ces derniers n'affectent pas les consommations des Etats pris individuellement. Pour que les consommations ne soient pas affectées par les chocs spécifiques, il faut que les revenus nets des facteurs, la consommation de capital fixe, les transferts internationaux nets et l'épargne soient contra cycliques par rapport à ces chocs.

Pour mettre en exergue le phénomène de partage des risques, nous considérons la décomposition suivante du PIB pour un pays i à l'année t :

$$PIB_{it} = \frac{PIB_{it}}{PNB_{it}} \cdot \frac{PNB_{it}}{RN_{it}} \cdot \frac{RN_{it}}{RND_{it}} \cdot \frac{RND_{it}}{(C+G)_{it}} \cdot (C+G)_{it} \quad (2)$$

Cette dernière identité permet de discuter le phénomène de partage des risques asymétriques.

¹⁸ Avec ces flux multilatéraux, la littérature sur le partage des risques identifie le lissage de la consommation contre les chocs qui affectent le PIB. Ce lissage n'implique pas seulement les flux transfrontaliers au sein du groupe de partage, mais également des flux externes au groupe.

Après un choc spécifique sur le PIB, si les revenus nets des facteurs contribuent à compenser totalement l'effet du choc sur le PIB, alors le PNB demeure inchangé. Si la consommation de capital fixe aide à complètement compenser l'effet du choc sur le PIB, le RN reste constant alors que le PIB et le PNB varient. De même, si les transferts internationaux nets absorbent intégralement le choc le RND reste constant, alors que le PIB, le PNB et le RN varient. Si l'épargne compense également la totalité du choc, la consommation demeure constante alors que le PIB, le PNB, le RN et le RND varient. Enfin, l'effet du choc n'est pas complètement neutralisé si la consommation varie.

De l'équation (2), il est possible de dériver un système d'équations permettant d'estimer les canaux de partage des chocs asymétriques affectant un ensemble de pays.

Le logarithme et ensuite la première différence de l'équation (2), donnent la décomposition suivante du taux de croissance du PIB:

$$\begin{aligned} \Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} &= (\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} - \Delta \text{Log} \text{PNB}_{it}) + (\Delta \text{Log} \text{PNB}_{it} - \Delta \text{Log} \text{RN}_{it}) \\ &+ (\Delta \text{Log} \text{RN}_{it} - \Delta \text{Log} \text{RND}_{it}) + (\Delta \text{Log} \text{RND}_{it} - \Delta \text{Log} (C + G)_{it}) \\ &+ \Delta \text{Log} (C + G)_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

La multiplication de chaque membre de l'équation (3) par $\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}$ et l'expression de l'espérance mathématique donnent:

$$\begin{aligned} E[(\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it})^2] &= E[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} \cdot (\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} - \Delta \text{Log} \text{PNB}_{it})] \\ &+ E[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} \cdot (\Delta \text{Log} \text{PNB}_{it} - \Delta \text{Log} \text{RN}_{it})] \\ &+ E[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} \cdot (\Delta \text{Log} \text{RN}_{it} - \Delta \text{Log} \text{RND}_{it})] \\ &+ E[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} \cdot (\Delta \text{Log} \text{RND}_{it} - \Delta \text{Log} (C + G)_{it})] \\ &+ E[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} \cdot (\Delta \text{Log} (C + G)_{it})] \end{aligned} \quad (4)$$

Afin de calculer la variance de $\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}$, nous calculons également l'espérance mathématique de l'équation (3) et multiplions chaque membre du résultat obtenu par $E[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}]$. Nous obtenons le système suivant:

$$\begin{aligned} [E(\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it})]^2 &= E[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}] \cdot E[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} \cdot (\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} - \Delta \text{Log} \text{PNB}_{it})] \\ &+ E[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}] \cdot E[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} \cdot (\Delta \text{Log} \text{PNB}_{it} - \Delta \text{Log} \text{RN}_{it})] \\ &+ E[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}] \cdot E[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} \cdot (\Delta \text{Log} \text{RN}_{it} - \Delta \text{Log} \text{RND}_{it})] \\ &+ E[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}] \cdot E[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} \cdot (\Delta \text{Log} \text{RND}_{it} - \Delta \text{Log} (C + G)_{it})] \\ &+ E[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}] \cdot E[\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} \cdot (\Delta \text{Log} (C + G)_{it})] \end{aligned} \quad (5)$$

La différence entre les équations (4) et (5) conduit à la décomposition transversale de la variance des taux de croissance du PIB comme suit¹⁹:

¹⁹ La variance ou moment d'ordre 2 de la variable X est définie par $V(X) = E(X^2) - [E(X)]^2$.

$$\begin{aligned}
V[\Delta\text{LogPIB}_{it}] &= E[(\Delta\text{LogPIB}_{it})^2] - E[\Delta\text{LogPIB}_{it}]^2 \\
&= \text{Cov}[\Delta\text{LogPIB}_{it}, \Delta\text{LogPIB}_{it} - \Delta\text{LogPNB}_{it}] \\
&+ \text{Cov}[\Delta\text{LogPIB}_{it}, \Delta\text{LogPNB}_{it} - \Delta\text{LogRN}_{it}] \\
&+ \text{Cov}[\Delta\text{LogPIB}_{it}, \Delta\text{LogRN}_{it} - \Delta\text{LogRND}_{it}] \\
&+ \text{Cov}[\Delta\text{LogPIB}_{it}, \Delta\text{LogRND}_{it} - \Delta\text{Log}(C+G)_{it}] \\
&+ \text{Cov}[\Delta\text{LogPIB}_{it}, \Delta\text{Log}(C+G)_{it}]
\end{aligned} \tag{6}$$

Cov désigne la covariance qui est définie pour deux variables X et Y par $\text{Cov}(X, Y) = E(X) * E(Y) - E(XY)$. La division de chaque membre de l'équation (6) par $V[\Delta\text{LogPIB}_{it}]$ permet d'avoir l'égalité suivante:

$$\begin{aligned}
1 &= \frac{E[(\Delta\text{LogPIB}_{it})^2] - E[\Delta\text{LogPIB}_{it}]^2}{V[\Delta\text{LogPIB}_{it}]} \\
&= \frac{\text{Cov}[\Delta\text{LogPIB}_{it}, \Delta\text{LogPIB}_{it} - \Delta\text{LogPNB}_{it}]}{V[\Delta\text{LogPIB}_{it}]} \\
&+ \frac{\text{Cov}[\Delta\text{LogPIB}_{it}, \Delta\text{LogPNB}_{it} - \Delta\text{LogRN}_{it}]}{V[\Delta\text{LogPIB}_{it}]} \\
&+ \frac{\text{Cov}[\Delta\text{LogPIB}_{it}, \Delta\text{LogRN}_{it} - \Delta\text{LogRND}_{it}]}{V[\Delta\text{LogPIB}_{it}]} \\
&+ \frac{\text{Cov}[\Delta\text{LogPIB}_{it}, \Delta\text{LogRND}_{it} - \Delta\text{Log}(C+G)_{it}]}{V[\Delta\text{LogPIB}_{it}]} \\
&+ \frac{\text{Cov}[\Delta\text{LogPIB}_{it}, \Delta\text{Log}(C+G)_{it}]}{V[\Delta\text{LogPIB}_{it}]}
\end{aligned} \tag{7}$$

Avec les annotations suivantes:

$$\begin{aligned}
\varphi^{RF} &= \frac{\text{Cov}[\Delta\text{LogPIB}_{it}, \Delta\text{LogPIB}_{it} - \Delta\text{LogPNB}_{it}]}{V[\Delta\text{LogPIB}_{it}]} \\
\varphi^D &= \frac{\text{Cov}[\Delta\text{LogPIB}_{it}, \Delta\text{LogPNB}_{it} - \Delta\text{LogRN}_{it}]}{V[\Delta\text{LogPIB}_{it}]} \\
\varphi^T &= \frac{\text{Cov}[\Delta\text{LogPIB}_{it}, \Delta\text{LogRN}_{it} - \Delta\text{LogRND}_{it}]}{V[\Delta\text{LogPIB}_{it}]} \\
\varphi^E &= \frac{\text{Cov}[\Delta\text{LogPIB}_{it}, \Delta\text{LogRND}_{it} - \Delta\text{Log}(C+G)_{it}]}{V[\Delta\text{LogPIB}_{it}]} \\
\varphi^{NP} &= \frac{\text{Cov}[\Delta\text{LogPIB}_{it}, \Delta\text{Log}(C+G)_{it}]}{V[\Delta\text{LogPIB}_{it}]}
\end{aligned}$$

L'égalité (7) peut être simplifiée comme suit: $\varphi^{RF} + \varphi^D + \varphi^T + \varphi^E + \varphi^{NP} = 1$.

φ^{RF} est le coefficient de la régression de $(\Delta\text{LogPIB}_{it} - \Delta\text{LogPNB}_{it})$ sur ΔLogPIB_{it} si elle est estimée par les MCO. φ^D est le coefficient de la régression de $(\Delta\text{LogPNB}_{it} - \Delta\text{LogRN}_{it})$ sur ΔLogPIB_{it} . De même, φ^T est le coefficient de la régression de $(\Delta\text{LogRN}_{it} - \Delta\text{LogRND}_{it})$ sur ΔLogPIB_{it} , φ^E est le coefficient de la régression de $(\Delta\text{LogRND}_{it} - \Delta\text{Log}(C+G)_{it})$ sur

$\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}$ et φ^{NC} correspond à la régression de $\Delta \text{Log}(C + G)_{it}$ sur $\Delta \text{Log} \text{PIB}_{it}$ ²⁰.

Etant donné que le partage des risques n'est possible que pour les chocs asymétriques, les canaux de partage des risques sont estimés alors à travers un système d'équations en panel incluant des effets fixes temporels qui captent l'impact des chocs covariants:

$$\begin{cases} \Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} - \Delta \text{Log} \text{PNB}_{it} & = \delta_i^{RF} + \varphi^{RF} \cdot \Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} + \varepsilon_{it}^{RF} \\ \Delta \text{Log} \text{PNB}_{it} - \Delta \text{Log} \text{RN}_{it} & = \delta_i^D + \varphi^D \cdot \Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} + \varepsilon_{it}^D \\ \Delta \text{Log} \text{RN}_{it} - \Delta \text{Log} \text{RND}_{it} & = \delta_i^T + \varphi^T \cdot \Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} + \varepsilon_{it}^T \\ \Delta \text{Log} \text{RND}_{it} - \Delta \text{Log}(C + G)_{it} & = \delta_i^E + \varphi^E \cdot \Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} + \varepsilon_{it}^E \\ \Delta \text{Log}(C + G)_{it} & = \delta_i^{NP} + \varphi^{NP} \cdot \Delta \text{Log} \text{PIB}_{it} + \varepsilon_{it}^{NP} \end{cases} \quad (8)$$

Les δ_i sont des effets fixes années et mesurent l'impact des chocs symétriques c'est-à-dire des chocs qui affectent uniformément les pays. Les chocs symétriques ne sont partageables qu'éventuellement avec les pays hors du groupe de partage des risques. L'inclusion des effets fixes permet d'interpréter les coefficients φ^{RF} , φ^D , φ^T , φ^E comme le pourcentage de chocs asymétriques compensés respectivement par les revenus nets des facteurs, par la consommation de capital fixe, par les transferts internationaux nets et par l'épargne nette. φ^{NP} mesure la proportion des chocs asymétriques qui ne sont pas partagés. Enfin, les ε_i représentent les termes d'erreur. La formulation du système (8) en première différence élimine les effets fixes pays c'est-à-dire les comportements des pays qui sont constants dans le temps. L'estimation en première différence garantit également que toutes les variables du système sont covariance-stationnaires.

Intuitivement, avec la première équation du système (8), si un pays subit un choc de croissance adverse et spécifique de -5% par exemple et si son PNB ne baisse que de 3%, alors les revenus nets des facteurs (l'écart entre le PIB et le PNB) contribuent à compenser 40% (c'est-à-dire 2% sur 5%) du choc initial. Le coefficient φ^{RF} estimé dans ce cas est égal à 0.4.

Le système (8) est estimé avec la méthode des Moindres Carrés Généralisés (MCG) en deux étapes. La première étape corrige l'hétéroscédasticité par pays et l'auto corrélation de premier ordre AR(1) par la méthode de Cochrane-Orcutt. La seconde étape applique les Moindres Carrés Ordinaires (MCO) sans contraintes sur les coefficients. Etant donné que nous n'avons pas contraint individuellement les coefficients φ , ces derniers peuvent être supérieurs à 1 ou voire négatifs. Un coefficient φ négatif est interprété comme une exacerbation du choc concerné ou bien que le canal de partage des risques, est lui-même la cause d'un choc. La seule contrainte porte sur la somme des coefficients. En théorie après correction de l'hétéroscédasticité et de l'auto corrélation, la somme des coefficients φ^{RF} , φ^D , φ^T , φ^E et φ^{NP} est égale à 1 parce que ces derniers sont issus de la décomposition du PIB. Les estimations en MCG sont dans ce cas équivalentes à la méthode SUR (Seemingly Unrelated Regression en anglais ou Régression Apparemment Non Liées) à régresseur identique.

²⁰ Si φ est le coefficient de la régression MCO de la variable Y sur la variable X alors $\varphi = \frac{\text{Cov}(X, Y)}{V(X)}$.

Des critiques ont été adressées à la technique de la décomposition de la variance de la croissance du PIB en raison des problèmes d'endogenité et de taille (*e.g.*, Mélitz et Zùmer 1999, Bayoumi 1999). D'une part, la technique repose en effet sur l'hypothèse que les chocs sont exogènes par rapport aux processus de partage des risques. La violation de cette hypothèse conduit à un biais de simultanéité et l'estimation des coefficients structurels du système (8) par les MCO n'est plus robuste. Par exemple, un partage des risques important incite certains pays à une forte spécialisation. Mélitz et Zùmer (1999) ont utilisé la technique des variables instrumentales sur la base de données d'Asdrubali *et al.* (1996) et concluent que les résultats ne sont pas significativement modifiés. D'autre part, la méthode de la décomposition de la variance ne tient pas compte de la problématique des différences de tailles dans le partage des risques. Dans un groupe de partage des risques, il est difficile pour les petits Etats en expansion de compenser les partenaires de taille plus importante qui subissent une récession. Dans ce contexte, les arrangements de partage des risques sont insoutenables. Nonobstant ces deux limites, l'avantage de la technique de la décomposition de la variance réside dans le fait qu'elle permet un examen conjoint de la contribution des marchés de facteurs, des transferts internationaux et des marchés internationaux de crédits dans le partage des risques.

Pour les besoins de l'analyse, nous avons collecté pour les pays de la CEDEAO de 1970 à 2004, les données sur le PIB, le PNB, le RN, le RND et la consommation totale (C+G). Les données proviennent de la base de *World Development Indicators 2006*. La base contient également les données sur l'épargne brute privée et publique provenant de la base *World Bank African Database 2005* (*cf.* Annexe 3 pour les sources des variables). Toutes les variables sont en termes réels et comparables c'est-à-dire mesurées en dollars de l'année 2000 des Etats-Unis. Le Revenu National (RN) est calculé comme étant la différence entre PNB et la Consommation de capital fixe ($RN = PNB - \text{la Consommation de capital fixe}$). La Consommation de capital fixe est elle-même calculée à partir du ratio Consommation de capital fixe/PNB. L'épargne nette est calculée à partir de l'épargne brute et de la consommation de capital fixe. Nous procédons au calcul suivant: Epargne nette = Epargne brute - Consommation de capital fixe. Le Revenu National Disponible (RND) est calculé comme étant la somme de la consommation totale et de l'épargne nette ($RND = C + G + \text{Epargne nette}$). L'épargne publique (Sg) en dollars américains courants est extraite de la base *World Bank African Database 2005*. Nous utilisons les PIB en dollars courants et en dollars constants pour obtenir l'épargne publique en dollars constants (Epargne publique constant = Epargne publique courant * PIB constant/PIB courant). Une fois l'épargne publique calculée, nous en déduisons l'épargne privée: Epargne privée = Epargne nette - Epargne publique. A cause de l'indisponibilité des données pour certains pays et pour certaines années, nos données en panel ne sont pas cylindriques. Nous tenons compte de cette insuffisance dans les estimations économétriques en corrigeant pour l'hétéroscédasticité par pays.

5.2. Résultats

Les estimations de base des canaux de partage des risques sont reportées dans le Tableau 5. Elles indiquent que sur la période 1970-2004, 23% (100 - 77) des chocs asymétriques ont été co-assurés entre les pays de l'UEMOA et entre ceux de la CEDEAO²¹. Le degré de partage des risques des chocs asymétriques entre les pays ouest africains est faible. A titre de

²¹ Ces chiffres sont conformes à l'analyse de Yehoue (2005) qui montre que sur la période 1980-2000, la proportion des chocs asymétriques co-assurés est de 13% au sein de l'UEMOA (Tableau 1b, p.19).

comparaison dans le Tableau 6, le degré de partage des risques est beaucoup plus important entre les pays de l'OCDE qui sont plus développés et économiquement plus intégrés. Par exemple, des auteurs ont montré qu'entre les pays de l'OCDE la proportion des chocs asymétriques non assurés est de 65% (Sorensen et Yosha, 1998 sur la période 1981-1990), 62% (Arreaza *et al.*, 1998 sur la période 1980-1993) et 59% (Marinheiro, 2005 sur la période 1970-1999).

La contribution des revenus nets de facteurs n'est pas statistiquement significative sur l'échantillon UEMOA et est même négative et significative au sein de la CEDEAO (-2% sur les chocs annuels dans Tableau 5).²² Le rôle des revenus nets de facteurs dans le partage des chocs hétérogènes des Etats ouest-africains est cohérent avec la configuration actuelle des économies. La mobilité du travail comme mécanisme d'ajustement est limitée par le développement inégal des activités dans les différents pays de la région. Les flux migratoires quoiqu'importants, se font principalement en direction des pays les plus riches et butent souvent sur l'obstacle des tensions ethniques. Institutionnellement, l'article 4 (point c) du traité de l'UEMOA prévoit la libre circulation des personnes, des capitaux et le droit d'établissement seulement des personnes exerçant une activité indépendante ou salariée. La CEDEAO a également introduit un passeport communautaire à partir de 2000 pour faciliter la libre circulation des personnes.

Egalement, le canal des transferts nets n'est pas statistiquement significatif (Tableau 5). Ce résultat suggère que les transferts budgétaires entre les États ouest africains sont faibles, inadaptés, voire absents. Au niveau de l'UEMOA, un Fonds d'Aide à l'Intégration Régionale (FAIR) a été créé en février 1998. Mais ce dernier est plutôt orienté vers la réduction des disparités de développement affectant plus particulièrement certaines régions que vers la compensation des chocs négatifs et sa dotation est encore modeste (Guillaumont Jeanneney 2004). Les textes pour la création de la ZMAO prévoient aussi l'établissement d'un fonds régional de stabilisation et de coopération pour servir d'amortisseur en cas de chocs et de difficultés temporaires de la balance des paiements (Asante et Masson 2001).

Le principal canal de partage des risques est l'épargne nationale. Au niveau de l'UEMOA, l'épargne nationale contribue significativement à co-assurer 22% des chocs asymétriques annuels. La contribution de l'épargne est plus notable entre les pays de la CEDEAO: 21% des chocs asymétriques annuels (Tableau 5). Comparativement à l'OCDE, le degré de partage des risques par l'épargne est faible en Afrique de l'Ouest. Dans le Tableau 6, les estimations sont plus importantes pour les pays de l'OCDE: entre 44% (période 1981-1990) et 50% (période 1970-1999). Cette différence de contributions est logique avec la configuration actuelle des marchés financiers qui sont plus intégrés entre les pays développés. En Afrique de l'Ouest, l'ajustement par les transferts d'épargne demeurent difficiles à cause de la faible intégration et de la faible liquidité des marchés financiers. Par exemple, il existe seulement trois bourses de valeurs qui sont de petites dimensions: la Bourse Régionale des Valeurs Mobilières (BRVM) de l'UEMOA, la bourse de valeur du Ghana et la bourse de valeur du Nigeria.

Une analyse plus approfondie montre que le partage des risques par l'épargne nationale s'explique par le rôle de l'épargne publique qui participe significativement à stabiliser les chocs dissymétriques (dans le Tableau 5, 21% pour l'UEMOA et 11% pour la CEDEAO). Le

²² Cette négative contribution des revenus des facteurs dans la CEDEAO qui accentue l'effet des chocs hétérogènes, justifie d'ailleurs la relative meilleure partage des risques dans l'UEMOA.

canal d'assurance de l'épargne privée n'est pas significatif.²³ La différence entre l'épargne publique et l'épargne privée s'explique principalement par les difficultés du secteur privé d'accès aux crédits formels sur les marchés financiers domestique, régional ou international (*e.g.*, Christensen, 2004 et Sacerdoti, 2005). L'aléa moral, le risque de défaut et l'absence de garantie réduisent l'accès au crédit auprès du secteur formel. Inversement, les autorités budgétaires plus crédibles ont plus de facilités d'accès au crédit en cas de choc négatif.

En somme, les mécanismes de partage des risques permettant un ajustement aux chocs spécifiques sont très peu développés entre les États ouest africains. Le degré de partage des risques obtenu, y est deux à trois fois plus faible que celui observé entre les pays de l'OCDE. Le seul canal d'ajustement pertinent est l'épargne nationale et principalement l'épargne publique. Comparativement aux pays de l'OCDE, la contribution de l'épargne au partage des risques demeure modeste puisqu'elle est environ deux fois moins importante. Les mécanismes de partage des risques tels que la mobilité des facteurs ou les transferts inter-pays sont inopérants.

²³ Dans une optique de revenu, l'épargne nationale est la somme de l'épargne publique et de l'épargne privée. L'implication politique est différente selon le type d'épargne. L'épargne privée est régulée par des actions et des règles sur les marchés financiers alors que les règles budgétaires sont nécessaires pour la régulation de l'épargne publique. Les contributions de l'épargne privée et de l'épargne publique sont estimées à partir de la troisième équation du système (3) (*e.g.*, Sorensen et Yosha 1998, p.234 et Marinheiro 2005, p.201):

$$\begin{cases} \Delta \text{Log} RND_{it} - \Delta \text{Log}(RND_{it} - Sg_{it}) &= \delta_t^s + \varphi^s \cdot \Delta \text{Log} PIB_{it} + \varepsilon_{it}^s \\ \Delta \text{Log} RND_{it} - \Delta \text{Log}(RND_{it} - Sp_{it}) &= \delta_t^p + \varphi^p \cdot \Delta \text{Log} PIB_{it} + \varepsilon_{it}^p \end{cases} \quad (8a)$$

Sg_{it} désigne l'épargne publique, Sp_{it} l'épargne privée. δ_t^s et δ_t^p sont des effets fixes années et contrôle pour les chocs covariants. A cause de l'inclusion des effets fixes années, les coefficients φ^s et φ^p sont interprétés comme les contributions respectives de l'épargne publique et de l'épargne privée à le partage des risques entre les pays.

Tableau 5: Canaux de partage des risques des chocs asymétriques: UEMOA, CEDEAO (1970-2004)		
	UEMOA	CEDEAO
Revenus de facteurs	0 (1)	-2 (2)
Dépréciation du capital	1 (1)	1 (1)
Transferts	-1 (5)	5 (8)
Epargne	22*** (5)	21*** (7)
Privée	-3 (47)	2 (35)
Publique	21*** (5)	11* (6)
Non partagés	77*** (8)	77*** (8)
Nombre d'observations	224	477
Notes: Estimation du système (8) avec les Moindres Carrés Généralisés (MCG) en deux étapes. Les coefficients estimés sont en gras. Ecart-types robustes entre parenthèses. Les coefficients et les écarts-types ont été multipliés par 100 pour être comparables à la présentation de Sorensen et Yosha (1998). N= Nombre d'observations. R2 = R2 de la régression correspondante. *, **, *** respectivement significatifs à 10%, 5% et 1%.		

Tableau 6: Comparaisons avec la littérature sur les pays industrialisés			
	Sorensen et Yosha (1998) (a)	Arreaza <i>et al.</i> (1998) (a)	Marinheiro (2005) (b)
	OCDE 1981-1990	OCDE 1980-1993	OCDE 1970-1999
	Tableau 1, colonne 4 (p. 226)	Tableau 3.1, colonne 4 (p.24)	Tableau 2, colonne 1 (p. 199)
	[1]	[2]	[3]
Revenus de facteurs	-2** (1)	-1 (1)	-2 (1)
Dépréciation du capital	-9*** (2)	-9*** (1)	-7*** (7)
Transferts	3*** (1)	3*** (1)	-1 (1)
Epargne	44*** (4)	46*** (4)	50*** (15)
Non partagés	65*** (4)	62*** (4)	59*** (20)

Notes: Toutes les estimations incluent des effets fixes temporels. Les coefficients estimés sont en gras. Les coefficients et les écarts-types ont été multipliés par 100. (a) Ecart-types robustes entre parenthèses. (b) T-statistiques robustes entre parenthèses. *, **, *** respectivement significatifs à 10%, 5% et 1%.

6. Conclusion

Une monnaie commune à l'espace CEDEAO est un objectif politique depuis les indépendances. Les recherches académiques émettent un doute sur la viabilité des unions monétaires entre les pays de la région à cause de l'hétérogénéité des chocs subis qui rend une politique monétaire commune inefficace et inadaptée. Le véritable défi dans la littérature est l'identification des politiques économiques à mener afin de garantir des avantages nets de l'intégration monétaire dans l'ouest africain. Dans cet article, nous partons de l'idée que les conclusions des études actuelles sur la zone sont statiques et n'intègrent pas les changements structurels qu'implique la formation d'une union monétaire. L'existence de l'union, en augmentant les échanges entre les pays membres et en développant les mécanismes de partage des risques des chocs asymétriques, tend à réduire les inconvénients des chocs asymétriques et à accroître l'optimalité de l'union.

L'analyse empirique de l'effet de l'intensité commerciale sur la synchronisation des cycles montre que l'intégration commerciale atténue significativement l'occurrence des chocs hétérogènes. L'effet obtenu est comparable ou voir supérieur à celui estimé entre les pays de l'OCDE. A titre d'illustration, un doublement du niveau moyen de l'intensité commerciale impliquerait environ un triplement de la synchronisation moyenne au niveau de l'UEMOA et un quadruplement au niveau de la CEDEAO. A cause de l'importance du commerce informel qui n'est pas pris en compte dans les sources officielles, le phénomène d'Endogenité estimé en Afrique de l'Ouest est sans doute plus important. Ce résultat suggère une conception dynamique des chocs asymétriques. L'hétérogénéité des chocs entre les pays ouest africains ne doit pas bloquer la décision politique pour une union monétaire élargie puisque cette dernière favorise à terme, la convergence des cycles économiques.

Nous avons également analysé les canaux de partage des risques entre les pays d'Afrique de l'Ouest. En union monétaire, les chocs hétérogènes ne sont pas problématiques si des mécanismes, autres que le taux de change, sont en place pour permettre l'ajustement des pays après des chocs spécifiques. L'analyse du partage des risques identifie trois canaux majeurs: les revenus nets de facteurs (contribution de la mobilité des facteurs), la dépréciation du capital (contribution de la consommation du capital fixe), les transferts nets (contribution des transferts budgétaires), et l'épargne nationale (contribution des marchés régionaux de crédits). Nos estimations indiquent que comparativement aux pays de l'OCDE, le partage des risques des chocs hétérogènes entre les pays d'Afrique de l'Ouest est relativement faible. Les canaux de la mobilité des facteurs et des transferts entre pays sont inopérants. Comme pour les pays de l'OCDE, l'épargne nationale est le seul canal significatif d'ajustement après un choc spécifique au pays. Une analyse approfondie montre que le partage des risques par l'épargne nationale s'explique essentiellement par le rôle de l'épargne publique. Le canal de partage des risques par l'épargne privée n'est pas significatif. Ces résultats impliquent que les unions monétaires ouest africaines peuvent surmonter l'obstacle des chocs asymétriques par des stratégies de partage des risques. Les pays doivent en priorité mettre l'accent sur le rôle de l'épargne dans le partage des risques en développant des marchés régionaux de crédit. Parce que la contribution de l'épargne publique est la plus notable, les autorités budgétaires doivent activement participer à l'expansion de ces marchés régionaux. Par exemple, les gouvernements peuvent émettre sur les marchés régionaux des bons du trésor en cas de choc négatif ou accroître leurs portefeuilles d'actifs durant les périodes de booms. Un accent doit être également mis sur la mobilité des facteurs et sur les transferts budgétaires, qui jusqu'à présent, sont inopérants.

En conclusion, les unions monétaires ouest africaines peuvent être économiquement viables par le développement en priorité des échanges commerciaux entre les pays de la région et des marchés financiers régionaux. Avec cette stratégie d'intégration, l'hétérogénéité des chocs ne sera pas un obstacle à l'intégration monétaire ouest africaine, argument le plus souvent avancé par la majorité des analyses académiques.

Annexes

Annexe 1: Historique de l'intégration monétaire en Afrique de l'ouest

A/ L'expérience de la zone Franc

La Zone Franc est un arrangement monétaire entre quinze pays africains (le Bénin, le Burkina Faso, le Cameroun, les Comores, le Congo, la Côte d'Ivoire, le Gabon, la Guinée équatoriale, la Guinée-Bissau, le Mali, le Niger, la République Centrafricaine, le Sénégal, le Tchad et le Togo) et la France. La Zone Franc a été formalisée en décembre 1945 quand la France a ratifié le traité instituant le système de Bretton Woods.

Après les indépendances, des accords monétaires ont été signés par la France avec les pays africains en 1962 puis un second en 1973 africanisant un peu plus le précédent. Les accords avec la France stipulent que cette dernière assure la convertibilité des monnaies des parties africaines en Euro (en Franc Français avant 1999) à une parité fixe en contrepartie du dépôt de 50% (65% avant avril 2005) des réserves des parties africaines de la zone dans des comptes dits « *d'opérations* » tenus par le trésor français.

Quatorze des quinze pays africains de la zone sont organisés en deux unions monétaires: l'Union Monétaire et Economique Ouest Africaine (UEMOA) et la Communauté Economique et Monétaire d'Afrique Centrale (CEMAC). Chacune de ces unions a pour monnaie « un Franc CFA (FCFA) », distinct l'un de l'autre. Les FCFA ont été librement convertibles entre-elles jusqu'en septembre 1993.

Les membres actuels de l'UEMOA sont le Bénin, le Burkina-Faso, la Côte d'Ivoire, la Guinée-Bissau, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo. L'institut d'émission de l'union est né en avril 1959, suivi par la mise en place d'une union douanière en juin 1959: l'UDAO (Union Douanière de l'Afrique de l'Ouest). La banque centrale de l'union, la BCEAO (Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest), émet le franc de la Communauté Financière Africaine (FCFA)²⁴. Le traité de l'union a été formellement signé en mai 1962 et est entré en vigueur en novembre 1962.

La CEMAC regroupe le Cameroun, le Congo, le Gabon, la Guinée équatoriale, la République Centrafricaine et le Tchad. L'institut d'émission de l'union a été également créé en avril 1959, suivi par la mise en place de l'Union Douanière Equatoriale (UDE) en décembre 1959. La banque centrale de l'union, la BEAC (Banque des Etats de l'Afrique Centrale), émet le franc de la Coopération Financière en Afrique Centrale (FCFA)²⁵.

La Zone Franc est une longue expérience d'intégration monétaire africaine puisqu'elle fonctionne toujours. Elle a résisté à plusieurs mutations structurelles depuis sa création. La zone a d'abord connu une « Africanisation » dans les années 1972-1973 par le transfert des sièges des banques centrales de Paris en Afrique (à Dakar en 1978 pour la BCEAO et à Yaoundé en 1977 pour la BEAC), par la nomination de gouverneurs africains et par la réduction de la représentation française dans les conseils d'administration des banques

²⁴ L'institut d'Emission de l'Afrique Occidentale Française et du Togo a été transformé en Banque Centrale des Etats de l'Afrique de l'Ouest (BCEAO) le 4 avril 1959. Les pays n'étaient pas indépendants et participaient alors à la Communauté Française.

²⁵ Avant la BEAC, l'institut d'émission depuis avril 1959 était la Banque Centrale des Etats de l'Afrique Equatoriale et du Cameroun (BCEAC). La BEAC a été formellement créée en novembre 1972.

régionales (Guillaumont Jeanneney 2006).

La zone a ensuite expérimenté son unique dévaluation depuis les indépendances en janvier 1994, suite à une sévère perte de compétitivité et à des déficits persistants des comptes budgétaires et courants. Les deux FCFA furent dévalués de 50% vis-à-vis du Franc Français (FF), leur monnaie de rattachement passant de 1 FCFA = 0.02 FF en décembre 1958 à 1 FCFA = 0.01 FF le 11 janvier 1994 (1 FCFA = 0.0133 FF pour les Comores). Après cette dévaluation qui a mis en lumière les difficultés de partager la politique monétaire sans coordination des autres politiques économiques, les unions décidèrent d'adjoindre à la coopération monétaire une coopération des politiques économiques pour créer des unions économiques. Le *Traité de l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine*, et le *Traité instituant la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale*, signés en 1994, prévoient l'un et l'autre la coordination des politiques économiques et principalement des politiques budgétaires nationales, qui vise une convergence des politiques économiques et leur mise en cohérence avec la politique monétaire commune, les Etats devant éviter tout déficit excessif.

En janvier 1999, la zone a changé *de facto* monnaie de rattachement lorsque l'Euro est devenu la monnaie française après la création de l'Union Economique et Monétaire Européenne.

Enfin, la zone a connu des entrées et des sorties. Du coté des entrées, on a le Cameroun (juin 1961), le Togo (novembre 1963), le Mali (1967), la Guinée équatoriale (1985) et la Guinée-Bissau (avril 1997). Pour les sorties, la Mauritanie et Madagascar ont quitté avant les seconds accords en juin-juillet 1973. Le Mali est aussi sorti avant l'entrée des premiers accords de la Zone Franc en 1962 avant de réintégrer la zone en 1967 et l'UMOA en 1984.

B/ La caisse d'émission d'Afrique de l'Ouest (Zone Sterling)

La caisse d'émission d'Afrique de l'Ouest a été créée en 1913 par les britanniques et a formellement pris fin en 1968. Elle regroupait alors les anciennes colonies du Nigeria, du Gold-Coast (aujourd'hui Ghana), de la Sierra Leone et de la Gambie. La caisse émettait le Sterling Ouest-Africain (West African Sterling) avec une parité unitaire vis-à-vis du Sterling. La caisse fournissait passivement des Sterling Ouest-Africain en fonction de la demande et détenait 100% de ses actifs en Sterling. Le Libéria qui n'a pas été membre, a utilisé la monnaie de la zone jusqu'en 1943. Le Sterling Ouest Africain a également servi dans les colonies du Cameroun et du Togo lorsqu'elles furent sous contrôle britannique. La caisse a fonctionné une dizaine d'années après les indépendances (1958-1968). Pour des symboles politiques, le Ghana a créé sa propre monnaie et a quitté en 1958, le Nigeria en 1962, la Sierra Leone en 1964 et la Gambie a mis fin à la caisse en 1968.

Annexe 2: Première étape de l'estimation en Doubles Moindres Carrés

Première étape des Doubles Moindres Carrés				
	Echantillon UEMOA		Echantillon CEDEAO	
	[1]	[2]	[4]	[5]
Variable dépendante	IC1	IC2	IC1	IC2
Log. Distance	-0.0001 (0.0007)	-0.0001 (0.0005)	-0.0006 (0.0004)	-0.0003 (0.0003)
Frontière commune	0.0041*** (0.0014)	0.0023*** (0.0008)	0.0021** (0.0009)	0.0013** (0.0006)
Langue commune	-0.0020 (0.0015)	-0.0019*** (0.0007)	0.0009* (0.0005)	0.0005 (0.0003)
Au moins un enclavement	0.0027* (0.0015)	0.0015* (0.0007)	0.0005 (0.0006)	0.0002 (0.0004)
Log. (Superficie i*Superficie j)	-0.0004 (0.0005)	-0.0007*** (0.0002)	-0.0001 (0.0002)	0.0000 (0.0001)
Log. (Population i*Population j)	0.0006 (0.0011)	0.0013*** (0.0004)	0.0006** (0.0003)	0.0003* (0.0002)
Log. (PIB par tête i*PIB par tête j)	0.0056*** (0.0013)	0.0030*** (0.0005)	0.0012*** (0.0004)	0.0008*** (0.0003)
R ²	0.64	0.62	0.33	0.29
F-Statistique	6.34***	8.16***	5.09***	4.78***
Observations	74	92	293	364
Nombre de paires	28	35	106	106

Notes: CEDEAO: Communauté économique des États de l'Afrique de l'Ouest, UEMOA: Union Economique et Monétaire Ouest Africaine. BK (2,8): Synchronisation des cycles obtenus avec le filtre Baxter King (1999) avec une durée comprise entre 2 et 8 années. IC1: Intensité commerciale calculée comme le ratio du commerce bilatéral sur la somme du commerce total des pays de la paire. IC2: Intensité commerciale calculée comme le ratio du commerce bilatéral sur la somme des PIB des pays de la paire. Ecart-types robustes entre parenthèses. Variables muettes décennies et constante incluses. *, **, *** significatifs à 10%, 5% et 1%.

Annexe 3: Sources des données

Exportations et Importations bilatérales de biens et services en dollar courant.	<i>Direction of Trade, FMI 2006</i>
Variable muette égale à 1 si les deux pays de la paire ont eu un même colonisateur pour une période relativement longue avec une participation substantielle dans sa gouvernance.	<i>Site internet de CEPPII, http://www.cepii.fr/francgraph/bdd/distances.htm</i>
Variable muette égale à 1 si les deux pays de la paire partagent une même frontière.	
Superficie en Km ²	
Distance entre les principales agglomérations (en termes de population) des deux pays de la paire. Elle est calculée à partir des latitudes et des longitudes.	
Variable muette égale à 1 si au moins un des pays est enclavé.	
Variable muette égale à 1 si les deux pays de la paire partagent une langue commune parlée par au moins 9% de la population dans chaque pays.	
Base de données sur OCDE	
Epargne publique brute en monnaie locale	<i>World Bank African Database 2005</i>
Epargne privée brute en monnaie locale	
Déficit budgétaire primaire (en% du PIB)	
Exportations et Importations de biens et services en dollar courant.	<i>World Development Indicators 2006</i>
PIB en dollar constant 2000	
PIB en dollar courant	
Population	
Epargne brute en dollar courant	
Part de l'agriculture dans le PIB	
Part de l'industrie dans le PIB	
Part des services dans le PIB	
Consommation de capital fixe/PNB	
Commerce bilatérale par produit	<i>World Integrated Trade Solution, The COMTRADE database, United Nations Statistics Division</i>

Bibliographie

Afonso, A. et D. Furceri (2008): “EMU Enlargement, Stabilization Costs and Insurance Mechanisms,” *Journal of International Money and Finance*, 27 (2), pp. 169-187.

Arreaza, A., B. E. Sorensen et O. Yosha (1998): “Consumption Smoothing through Fiscal Policy in OECD and EU Countries,” Working Paper 6372, National Bureau of Economic Research (NBER).

Asante R.D. et P.R. Masson (2001): “L’élargissement de l’union monétaire en Afrique de l’Ouest: le pour et le contre” *Finance et Développement*, 38 (1), pp. 24-28.

Asdrubali, P. et S. Kim (2004): “Dynamics Risk sharing in the United States and Europe,” *Journal of Monetary Economics*, 51, pp. 809-836.

Asdrubali, P., B. Sorensen et O. Yosha (1996): “Channels of Interstate Risk Sharing: United States 1963-90,” *Quarterly Journal of Economics*, 111 (4), pp. 1081-1110.

Babetskii, I. (2005): “Trade Integration and Synchronization of Shocks,” *Economics of Transition*, 13 (1), pp. 105-138.

Baxter, M. et M. A. Kouparitsas (2005): “Determinants of Business Cycle Comovement: a Robust Analysis,” *Journal of Monetary Economics*, 52 (1), pp. 113-157.

Baxter, M. et R. G. King (1999): “Measuring Business Cycles: Approximate Band-Pass Filters For Economic Time Series,” *Review of Economics and Statistics*, 81 (4), pp. 575-593.

Bayoumi, T. (1999): “Interregional and International Risk Sharing and Lessons for EMU: A Comment,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 51, pp. 189-193.

Benassy-Quéré, A. et M. Coupet (2005): “On the Adequacy of Monetary Arrangements in Sub-Saharan Africa,” *World Economy*, 28 (3), pp. 349-373.

Caldéron, C., A. Chong et E. Stein (2007): “Trade Intensity and Business Cycle Synchronization: are Developing Countries Any Different?,” *Journal of International Economics*, 71 (1), pp. 2-21.

Carrère, C. (2004): “African Regional Agreements: Impact on Trade with or without Currency Unions,” *Journal of African Economies*, 13 (2), pp. 199-239.

Christensen, J. (2004): “Domestic Debt Markets in Sub-Saharan Africa,” IMF Working Papers 04/46, International Monetary Fund.

Commission Européenne (1990): “One market, One money. An Evaluation of the Potential Benefits and Costs of Forming an Economic and Monetary Union,” *European Economy*, (44), Brussels: Commission for the European Communities.

Darvas, Z., A. K. Rose et G. Szapáry (2005): “Fiscal Divergence and Business Cycle Synchronization: Irresponsibility is Idiosyncratic,” NBER Working Papers 11580, National Bureau of Economic Research.

Debrun, X., P. R. Masson et C. A. Pattillo (2003): “West African Currency Unions: Rationale and Sustainability,” *CESifo Economic Studies*, 49 (3), pp. 381-413.

Debrun, X., P. R. Masson et C. A. Pattillo (2005): “Monetary union in West Africa: who might gain, who might lose, and why?,” *Canadian Journal of Economics*, 38(2), pp. 454-481.

Fidrmuc, J. (2005): “The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria and Intra-industry Trade: Implications for EMU Enlargement”, in De Grauwe, P. et Méltiz, j. (Eds.), *Prospects for Monetary Unions after the Euro*. London: The MIT Press, pp.55-76.

Fielding, D. et K. Shields (2001): “Modelling Macroeconomic Shocks in the CFA Franc Zone,” *Journal of Development Economics*, 66 (1), pp. 199-224.

Fielding, D. et K. Shields (2005): “Do Currency Unions Deliver More Economic Integration than Fixed Exchange Rates? Evidence from the Franc Zone and the ECCU,” *Journal of Development Studies*, 41 (6), pp. 1051-1070

Fielding, D. et K. Shields (2005): “The Impact of Monetary Union on Macroeconomic Integration: Evidence from West Africa,” *Economica*, 72(288), pp. 683-704.

Fielding, D., K. Lee et K. Shields (2004): “The Characteristics of Macroeconomic Shocks in the CFA Franc Zone,” *Journal of African Economies*, 13(4), pp. 488-517.

Frankel, J. A. et A. K. Rose (1997): “Is EMU More Justifiable ex post than ex ante?,” *European Economic Review*, 41 (3-5), pp. 753-760.

Frankel, J. A. et A. K. Rose (1998): “The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria,” *Economic Journal*, 108 (449), pp. 1009-1025.

Guillaumont Jeanneney, S. (2004): “Bilan de l’Intégration Monétaire dans L’UMOA,” *Etudes et Documents CERDI*, E 2004.18. Article présenté au Symposium du quarantième anniversaire de l’UMOA.

Guillaumont Jeanneney, S. (2006): “L’indépendance de la Banque Centrale des Etats de l’Afrique de l’Ouest,” *Revue d’Economie du Développement*, 1, pp. 45-77.

Hodrick, R. J. et E. C. Prescott (1997): “Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 29 (1), pp. 1-16.

Houssa, R. (2008): “Monetary union in West Africa and Asymmetric shocks: A Dynamic Structural Factor Model Approach,” *Journal of Development Economics*, 85 (1-2), pp. 319-347.

Imbs, J. (2004): “Trade, Finance, Specialization, and Synchronization,” *Review of Economics and Statistics*, 86 (3), pp. 723-734.

Inklaar, R., R. Jong-A-Pin et J. de Haan (2008): “Trade and Business Cycle Synchronization in OECD countries—A Re-examination”, *European Economic Review*, 52(4), pp. 646-666.

Karras, G. (2007): “Is Africa an Optimum Currency Area? A Comparison of Macroeconomic Costs and Benefits,” *Journal of African Economies*, 16 (2), pp. 234-258.

Krugman, P. (1993): “Lesson of Massachusetts for EMU”, in Giavazzi, F. et Torres, F. (Eds.), *The Transition to Economic and Monetary Union Europe*. New York: Cambridge University Press, pp.241–261.

Marinheiro, C. F. (2005): “Output Smoothing in EMU and OECD: Can We Forgo the Government Contribution? A Risk-Sharing Approach”, in De Grauwe, P. et Mélitz, J. (Eds.), *Prospects for Monetary Unions after the Euro*. London: The MIT Press, pp.187–223.

Masson, P. R. et C. A. Pattillo (2001): “Monetary Union in West Africa (ECOWAS),” IMF Occasional Papers 204, International Monetary Fund.

Masson, P. R. et C. A. Pattillo (2002): “Monetary Union in West Africa: An Agency of Restraint for Fiscal Policies?,” *Journal of African Economies*, 11(3), pp. 387-412.

Masson, P. R. et C. A. Pattillo (2005): “The Monetary Geography of Africa”, Washington, DC: Brookings Institution Press.

Mélitz, J. et F. Zùmer (1999): “Interregional and International Risk Sharing and Lessons for EMU,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 51, pp. 149-188.

Mundell, R. A. (1961): “A Theory of Optimal Currency Areas,” *American Economic Review*, 51 (4), pp. 667-665.

Nnanna, O. J. (2007): “ECO Currency: Is a Third Postponement Avoidable?,” *West African Journal of Monetary and Economic Integration*, 7(1), pp. 5–17.

Obstfeld, M. (1994): “Are Industrial-Country Consumption Risks Globally Diversified?” in Leiderman, L. et Razin, A. (Eds.), *Capital Mobility: The Impact on Consumption, Investment, and Growth*. New York: Cambridge University Press, pp.13–44.

Rand, J. et F. Tarp (2002): “Business Cycles in Developing Countries: Are They Different?,” *World Development*, 30 (12), pp. 2071-2088.

Sacerdoti, E. (2005): “Access to Bank Credit in Sub-Saharan Africa: Key issues and Reform Strategies,” IMF Working Papers 05/166, International Monetary Fund.

Sorensen, B. et O. Yosha (1998): “International Risk Sharing and European Monetary Unification,” *Journal of International Economics*, 45: 211-238.

Tapsoba, S. J-A. (2007): “Bilateral Trade and Business Cycles Synchronization: African Monetary Integration Perspective,” *Economics Bulletin*, 6 (25), pp. 1-15.

Tapsoba, S. J-A. (2009): “Trade Intensity and Business Cycle Synchronicity in Africa,” *Journal of African Economies*, 18 (2), pp. 287-318.

Tsangarides, C. G. et M.S. Qureshi (2006): “What is Fuzzy about Clustering in West Africa?,” IMF Working Paper 06/90, International Monetary Fund.

Tsangarides, C. G. et P. Ewencyk et M. Hulej (2006): “Stylized Facts on Bilateral Trade and Currency Unions: Implications for Africa,” IMF Working Paper 06/31, International Monetary Fund.

Tsangarides, C. G. et P. van den Boogaerde (2005): “Ten Years After the CFA Franc Devaluation: Progress Toward Regional Integration in the WAEMU,” IMF Working Paper 05/145, International Monetary Fund.

Yehoue, E. B. (2005): “International Risk Sharing and Currency Unions: The CFA Zones,” IMF Working Papers 05/95, International Monetary Fund.