

Intégration Economique, Fréquence des Chocs et Partage International de Risque en UEMOA

S. Erick Abel DEDEHOUANOU

*Faculté des Sciences Economiques et de Gestion, Université d'Abomey-Calavi
(UAC)*

erickdedehouanou@yahoo.fr

Résumé: La présente étude analyse l'effet de l'intégration économique et de la fréquence des chocs sur le partage de risque dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA). Cette étude analyse la portée relative du partage de risque comme alternatif aux mécanismes traditionnels d'ajustement en zone monétaire ouest africaine. En se basant sur la méthode de décomposition de la variance du taux de croissance du PIB, les résultats montrent que la répartition de risques asymétriques entre les pays de l'UEMOA est de 27,5 à 29,8%. L'épargne constitue le principal canal de partage des risques qui contribue à lisser 26,1 à 26,9% des chocs. En outre l'intégration économique modifie la distribution du degré de stabilisation des chocs entre les différents canaux de partage des risques. La fréquence des chocs dans le temps réduit la part des risques partagés dans l'union et augmente la fraction des chocs stabilisés par l'épargne.

Classification JEL : E2, E3, E6, F1.

Mots clés : Union monétaire, Chocs asymétriques, Partage des risques, Intégration économique.

1. Introduction

Dans une union monétaire, la politique monétaire unique - ou le taux de change fixe - ne permet plus de corriger en même temps les deux effets d'un choc de demande que sont le chômage et l'inflation. Les pays, à partir du moment où ils forment une union monétaire, ne peuvent donc plus recourir à l'instrument d'ajustement qui est le taux de change flexible pour résoudre le problème du conflit d'objectifs. Malgré leurs avantages relatifs, de nombreux faits témoignent pourtant que la plupart des régimes de change ont échoué parce qu'ils n'ont pas permis d'éviter des crises économiques et financières (Aglietta et al., 1998 ; Frankel, 2001). L'expérience de nombreux pays montre en réalité de manière convaincante que ce n'est pas tant le régime de change mais l'adaptation aux chocs économiques qui constitue la préoccupation essentielle. C'est ce que semble bien montrer l'intérêt actuellement affiché de la recherche de mécanismes appropriés d'ajustement aux chocs dans des unions monétaires existantes (Muet, 1995; Guihery, 1999 ; Mazier et Saglio, 2003).

La théorie des zones monétaires optimales (ZMO), dans sa version traditionnelle, s'est intéressée essentiellement au coût lié à la perte du taux de change nominal comme instrument d'ajustement indispensable. Mundell (1961) mettait déjà l'accent sur la nature des chocs subis et sur les notions keynésiennes de rigidité de salaires et des prix. Par exemple, dans le cas où l'un des pays de l'union monétaire subirait un choc spécifique (asymétrique), la rigidité des prix comme la faible mobilité des facteurs de production, le contraindrait, en l'absence de transferts en provenance des autres économies, à supporter d'importants déséquilibres sur les marchés de la production et de l'emploi. L'intérêt de la recherche d'autres mécanismes d'ajustement alternatifs au taux de change apparaît dès lors que les chocs sont asymétriques dans une union monétaire (Zumer, 1998; Garatti, 2003 ; Barbier-Gauchard, 2005).

La présente recherche se focalise sur l'un de ces mécanismes dans l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA) : le partage de risque. Le partage de risques ou risk-sharing est un mécanisme d'assurance macroéconomique entre des pays appartenant à une zone monétaire. A travers ce mécanisme, les pays membres peuvent partager les risques par exemple en lissant leur revenu par détentions d'actifs productifs (diversification du portefeuille) ou par des transferts inter-Etats. Ainsi, face à un choc spécifique sur la production (revenu) domestique, le pays touché perd moins en termes de croissance que le choc sur le revenu ne pourrait le laisser craindre en raison du rôle stabilisateur des revenus tirés de la possession d'actifs financiers sur d'autres pays de la zone non touchés par le choc (Clévenot et Duwicquet, 2011). Le niveau d'assurance demeure collectif et efficace dès lors que les chocs sont asymétriques, simplement parce que le risque est alors mutualisé (Zumer, 1999).

La motivation de la présente recherche est de deux ordres. Premièrement, l'idée d'une symétrie des chocs dans l'UEMOA est difficilement acceptable comme en témoignent les faits et autres études sur le sujet. Par exemple, certains chocs sont liés, entre autres, aux cours internationaux des principales exportations (Asante et Masson, 2001) ou sont plus spécifiques à chaque pays comme la crise socio politique en Côte d'Ivoire et au Mali. Cette spécificité est révélatrice de l'existence d'une réelle asymétrie des chocs au sein de la zone tel que démontré par plusieurs travaux empiriques (N'Goma, 2000 ; Coleman, 2004 ; Houssa, 2008).

Deuxièmement, malgré l'évidence de réelles sources potentielles de disparités régionales, il reste que les mécanismes d'ajustement aux chocs asymétriques dans l'UEMOA ont trouvé peu d'échos dans la littérature (Dedehouanou, 2009). A notre connaissance, deux travaux seulement ont examiné les canaux du partage de risque dans l'UEMOA dans le cadre analytique initié par Asdrubali, Sørensen et al. (1996) pour les Etats Unis. Yehoue (2005) et Tapsoba (2010) estiment respectivement que 13% et 23% seulement des chocs sont amortis par les canaux de partage de risque pris dans leur ensemble.

Notre étude contribue aux travaux antérieurs dans l'UEMOA sur deux points. D'une part, nous nous interrogeons sur la possibilité que certains facteurs relatifs à l'environnement politique et économique de l'union modifient les canaux de partage de risque ; ce qui pourrait expliquer le faible

degré d'assurance de risque trouvé dans les travaux antérieurs. Zumer et Mélitz (2002) ont montré en effet que l'intégration économique par exemple devrait promouvoir le lissage des chocs dans l'Union Européenne via les canaux du marché. Par ailleurs, Kose et al. (2009) ont montré que l'intégration commerciale combinée avec l'intégration financière améliore le partage de risque pour les économies émergentes.

D'autre part, nous nous interrogeons sur une autre source d'amélioration du partage de risque dans l'UEMOA. Yehoue (2005) trouve que l'Aide Publique au Développement de la France et les contributions des banques centrales sont les mécanismes d'assurance importants des chocs asymétriques pour l'UEMOA alors que Tapsoba (2010) trouve que l'épargne publique est le canal significatif du partage de risque dans la zone monétaire. Etant donné que les pays de l'UEMOA font face à la fois aux chocs de natures diverses, le degré d'amélioration du partage de risque peut être aussi affecté par la dimension temporelle du risque (Flood et al., 2009). Des pays pourraient partager les risques associés aux chocs de hautes fréquences¹ mais pourraient tout autant renoncer à partager les risques associés aux chocs de basses fréquences² (Baxter, 2011).

La présente étude qui analyse l'efficacité du partage de risque en UEMOA a donc comme objectifs de mettre en évidence (a) certains facteurs inhérents à l'intégration économique susceptibles d'influencer le degré de répartition du risque dans l'union ainsi qu'une (b) autre source d'amélioration du partage de risque liée à la dimension temporelle des chocs.

Le reste de l'étude est structuré comme suit. La section 2 présente les différents canaux de risque considérés dans cette étude. Les modèles et méthode d'estimation ainsi que les données font l'objet des sections 3 et 4. Les résultats et les implications qui en découlent sont présentés respectivement dans les sections 5 et 6.

2. Canaux de partage de risque

Au plan théorique, quatre mécanismes d'ajustement permettent de capter le risk-sharing.

➤ La mobilité internationale des facteurs

La mobilité des facteurs d'un pays en récession vers les partenaires en expansion offrirait des possibilités de diversification des portefeuilles d'actifs financiers et de partage du risque macroéconomique. Les revenus du capital (dividendes et intérêts) reçus de l'étranger pourraient jouer un rôle de lissage sur la consommation permettant d'amortir les chocs.

➤ La dépréciation du capital

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 conjoncture. Elle n'est pas un canal de partage des risques au même titre que les autres canaux puisqu'il n'implique pas des flux transfrontaliers. Elle est prise en compte afin de ne pas surestimer l'ajustement par les revenus du capital.

➤ Les transferts internationaux nets

Il s'agit des transferts publics (fonds régional, structurels ou la composante dons de l'aide extérieure) ou des transferts privés (dons d'ONG privées ou envois de fonds des migrants) qui en cas de choc récessif sur la production d'un pays permet d'absorber ce choc. Ces transferts sont souvent de nature contra-cycliques.

¹ Par exemple des fluctuations saisonnières de productivité.

² Par exemple différents taux de croissance nationaux de long terme.

➤ Les marchés internationaux de crédits

Un pays qui subit un choc peut amortir une partie de son déséquilibre en bénéficiant de l'épargne constituée par les partenaires en expansion si les marchés financiers régionaux ou internationaux (bourse régionale, marché interbancaire, marché des titres publics) sont développés.

3. Modèles et méthode d'estimation

Dans le souci d'atteindre les objectifs de la recherche, nous nous inspirons de la méthode de décomposition de la variance du taux de croissance du PIB introduite par Asdrubali et al. (1996), Arreaza et al. (1998) et Sorensen et Yosha (1998), puis révisée par Mélitz et Zumer (2000).

Les quatre canaux d'ajustement étudiés sont ainsi identifiés :

- La stabilisation à travers les revenus nets des facteurs apparaît à travers l'écart entre le PIB et le PNB ;
- La consommation de capital fixe correspond à l'écart entre le PNB et le RN ;
- La stabilisation à travers les transferts internationaux nets par l'écart entre le RN et le RND ;
- La stabilisation à travers l'épargne par l'écart entre le revenu national disponible et la consommation.

Partons de l'identité suivante de la décomposition du PIB pour un pays i à l'année t :

$$PIB_{it} = \frac{PIB_{it}}{PNB_{it}} \times \frac{PNB_{it}}{RN_{it}} \times \frac{RN_{it}}{RND_{it}} \times \frac{RND_{it}}{(C+G)_{it}} \times (C+G)_{it} \quad (1)$$

En passant aux logarithmes et aux différences premières, on obtient :

$$\Delta \log PIB_{it} = (\Delta \log PIB_{it} - \Delta \log PNB_{it}) + (\Delta \log PNB_{it} - \Delta \log RN_{it}) + (\Delta \log RN_{it} - \Delta \log RND_{it}) + (\Delta \log RND_{it} - \Delta \log (C+G)_{it}) + \Delta \log (C+G)_{it} \quad (2)$$

Si l'on multiplie maintenant les deux membres de l'équation (2) par $\Delta \log PIB_{it}$ et que l'on prend les espérances mathématiques de chaque terme auxquelles l'on soustrait les moyennes, on obtient la variance de $\Delta \log PIB_{it}$ à gauche, et la somme des covariances du second membre de l'équation à droite. Ce qui correspond à :

$$V[\Delta \log PIB_{it}] = Cov[(\Delta \log PIB_{it}), (\Delta \log PIB_{it} - \Delta \log PNB_{it})] + Cov[(\Delta \log PIB_{it}), (\Delta \log PNB_{it} - \Delta \log RN_{it})] + Cov[(\Delta \log PIB_{it}), (\Delta \log RN_{it} - \Delta \log RND_{it})] + Cov[(\Delta \log PIB_{it}), (\Delta \log RND_{it} - \Delta \log (C+G)_{it})] + Cov[(\Delta \log PIB_{it}), \Delta \log (C+G)_{it}] \quad (3)$$

Finalement, en divisant les deux côtés de l'équation (3) par $V[\Delta \log PIB_{it}]$, on obtient :

$$1 = \beta^{RNF} + \beta^{CCF} + \beta^{FIN} + \beta^{ET} + \beta^U \quad (4)$$

Avec :

$$\beta^{RNF} = \frac{Cov[(\Delta \log PIB_{it}), (\Delta \log PIB_{it} - \Delta \log PNB_{it})]}{V[\Delta \log PIB_{it}]}$$

$$\beta^{CCF} = \frac{Cov[(\Delta \log PIB_{it}), (\Delta \log PNB_{it} - \Delta \log RN_{it})]}{V[\Delta \log PIB_{it}]}$$

$$\beta^{TLN} = \frac{Cov[(\Delta \log PIB_{it}), (\Delta \log RN_{it} - \Delta \log RND_{it})]}{V[\Delta \log PIB_{it}]}$$

$$\beta^{EF} = \frac{Cov[(\Delta \log PIB_{it}), (\Delta \log RND_{it} - \Delta \log (C + G)_{it})]}{V[\Delta \log PIB_{it}]}$$

$$\beta^U = \frac{Cov[(\Delta \log PIB_{it}), \Delta \log (C + G)_{it}]}{V[\Delta \log PIB_{it}]}$$

Dans l'équation (4), les termes β correspondent aux estimations par MCO résultant des régressions suivantes³ :

$$(\Delta \log PIB_{it} - \Delta \log FNB_{it}) = \alpha_t^{RNF} + \beta^{RNF}(\Delta \log PIB_{it}) + \mu_{it}^{RNF} \quad (3.1) \quad \text{Revenus extérieurs nets}$$

$$(\Delta \log FNB_{it} - \Delta \log RN_{it}) = \alpha_t^{CCF} + \beta^{CCF}(\Delta \log PIB_{it}) + \mu_{it}^{CCF} \quad (3.2) \quad \text{Dépréciation du capital}$$

$$(\Delta \log RN_{it} - \Delta \log RND_{it}) = \alpha_t^{TLN} + \beta^{TLN}(\Delta \log PIB_{it}) + \mu_{it}^{TLN} \quad (3.3) \quad \text{Transferts}$$

$$(\Delta \log RND_{it} - \Delta \log (C + G)_{it}) = \alpha_t^{EF} + \beta^{EF}(\Delta \log PIB_{it}) + \mu_{it}^{EF} \quad (3.4) \quad \text{Epargne}$$

$$\Delta \log (C + G)_{it} = \alpha_t^U + \beta^U(\Delta \log PIB_{it}) + \mu_{it}^U \quad (3.5) \quad \text{Non stabilisé}$$

Selon Asdrubali et al. (1996) et Sorensen et Yosha (1998), les coefficients β mesureraient la proportion de chocs asymétriques compensée par les différents canaux de partage des risques. β^U constituerait une mesure de la partie non lissée des chocs ; les α_t sont les effets fixes temporels qui captent l'impact des chocs covariants.

Le modèle de base (5) ci-dessus tel que formulé implique normalement d'estimer conjointement cinq équations. A cet effet, nous choisissons la méthode d'estimation SUR⁴ qui tient compte de l'hétéroscédasticité et de la corrélation contemporaine des résidus entre les équations. La méthode SUR prend usuellement en compte la corrélation individuelle à une période donnée, tout en supposant nulle la corrélation entre deux aléas dès que les périodes sont différentes (voir Biorn, 2004).

Trois observations sont à noter cependant à propos des estimations. Premièrement, selon Mélitz et Zumer (2002), la dernière équation du modèle (5) serait redondante et en raison même de l'identité (4) seuls quatre des cinq coefficients β peuvent être correctement estimés conjointement. Mélitz et Zumer (2002) estime donc la proportion des chocs asymétriques compensés respectivement par les différents canaux de partage de risque en considérant seulement les quatre premières équations du système (5) avec une valeur de β^U prédéterminée. Selon les auteurs, la seule estimation de la dernière équation qui pourrait s'accorder avec l'interprétation des coefficients β par ASY, serait un ajustement parfait ($R^2 = 1$)⁵.

³ Le coefficient β de la régression par MCO d'une variable Y sur une variable X est : $\beta = \frac{Cov(X, Y)}{Var(X)}$

⁴ Seemingly Unrelated Regression ou Régression Apparemment Non Liées.

⁵ Etant donné que dans une régression variation totale = variation expliquée + variation inexpliquée, l'estimation de la dernière équation du système (5) devrait normalement conduire à un résultat où la variation totale de la consommation devrait normalement être totalement expliquée par la variation des chocs communs et asymétriques ($R^2 = 1$). Ceci est généralement improbable dans une régression où des erreurs de mesure, dans le calcul de la consommation et surtout dans celui du PIB, sont plus que probables.

Dans cette étude, nous estimons d'abord isolément la dernière équation du système (5) par les moindres carrés ordinaires (MCO) et ensuite les quatre autres équations, conjointement par la méthode SUR tout en imposant la contrainte (4).

Deuxièmement, des différences dans les variations du PIB peuvent être dues à des facteurs inobservables invariants dans le temps et intrinsèques à chaque pays⁶. La méthode de décomposition de la variance du taux de croissance du PIB étant une identité comptable, suppose que les chocs asymétriques sont traduits dans les variations du PIB et sont exogènes par rapport aux processus de partage des risques. Cependant étant donné que les fluctuations économiques sont révélatrices des chocs et de la réaction à ces chocs⁷, il est probable que les variations du PIB peuvent tout autant résulter des réactions de ces pays face aux chocs ; des réactions qui peuvent être liées aux comportements ou facteurs spécifiques aux pays qui sont constants dans le temps. Dans ce cas les résultats issus des estimations par les méthodes SUR et "pooled", lesquelles ignorent ces problèmes d'endogénéité et d'hétérogénéité inobservables, sont susceptibles d'être biaisés.

Dans cette étude, nous tenons compte quelque peu de ces cas d'endogénéité et d'hétérogénéité inobservables, à travers la dimension panel des données. Nous estimons donc le modèle (5) en utilisant additionnellement l'estimateur à effets fixes, c'est-à-dire en considérant dans chaque équation du modèle (5) les effets fixes pays u_{it} de telle sorte que $\mu_{it} = u_i + \varepsilon_{it}$ et que $\text{cov}[u_i, (\Delta \log \text{PIB}_{it})] = 0$.

Afin de tenir compte de l'effet de l'intégration économique (objectif spécifique 1), le système que nous nous proposons d'estimer devient :

$$(\Delta \log \text{PIB}_{it} - \Delta \log \text{PNE}_{it}) = \alpha_2^{\text{RNF}} + \beta^{\text{RNF}} (\Delta \log \text{PIE}_{it}) + \gamma^{\text{RNF}} (\log \text{IE}_{it}) \Delta \log \text{PIE}_{it} + \mu_{it}^{\text{RNF}} \quad (6.1)$$

$$(\Delta \log \text{PNE}_{it} - \Delta \log \text{RN}_{it}) = \alpha_2^{\text{CCF}} + \beta^{\text{CCF}} (\Delta \log \text{PIE}_{it}) + \gamma^{\text{CCF}} (\log \text{IE}_{it}) \Delta \log \text{PIE}_{it} + \mu_{it}^{\text{CCF}} \quad (6.2)$$

$$(\Delta \log \text{RN}_{it} - \Delta \log \text{RND}_{it}) = \alpha_2^{\text{FLN}} + \beta^{\text{FLN}} (\Delta \log \text{PIE}_{it}) + \gamma^{\text{FLN}} (\log \text{IE}_{it}) \Delta \log \text{PIE}_{it} + \mu_{it}^{\text{FLN}} \quad (6.3)$$

$$(\Delta \log \text{RND}_{it} - \Delta \log (\text{C} + \text{G})_{it}) = \alpha_2^{\text{ET}} + \beta^{\text{ET}} (\Delta \log \text{PIE}_{it}) + \gamma^{\text{ET}} (\log \text{IE}_{it}) \Delta \log \text{PIE}_{it} + \mu_{it}^{\text{ET}} \quad (6.4)$$

Sous contraintes $\beta^{\text{RNF}} + \beta^{\text{CCF}} + \beta^{\text{FLN}} + \beta^{\text{ET}} = 1 - \beta^U \quad 0 \leq \beta^U \leq 1$

et $0 = \gamma^{\text{RNF}} + \gamma^{\text{CCF}} + \gamma^{\text{FLN}} + \gamma^{\text{ET}}$

Les μ_{it} représente les termes d'erreurs ;

(IE)_{it} est la nouvelle variable que nous introduisons dans le modèle. C'est la variable qui représente l'intégration économique approximée par l'ouverture commerciale et le niveau du développement financier⁸.

La restriction $0 = \gamma^{\text{RNF}} + \gamma^{\text{CCF}} + \gamma^{\text{FLN}} + \gamma^{\text{ET}}$ permet de s'assurer que l'introduction de la variable (IE)_{it} ne contredit pas la condition $\beta^{\text{RNF}} + \beta^{\text{CCF}} + \beta^{\text{FLN}} + \beta^{\text{ET}} = 1 - \beta^U$. Selon la spécification du système (6), les termes $\gamma(\log \text{IE}_{it})$ disparaissent lorsque l'on additionne les coefficients de $\Delta \log \text{PIE}_{it}$ entre les équations du système, et la somme de ces coefficients sera $1 - \beta^U$ ou $\beta^{\text{RNF}} + \beta^{\text{CCF}} + \beta^{\text{FLN}} + \beta^{\text{ET}}$. Ainsi, la variable (IE)_{it} va donc seulement jouer sur la décomposition

⁶ Par exemple la taille ou la localisation géographique – pays côtiers ou sahéliens.

⁷ Les chocs asymétriques sont des chocs qui touchent les pays de manière différente ou qui se traduisent par des réponses différentes selon les pays membres d'une union monétaire.

⁸ Voir ci-dessous les données.

du lissage des chocs entre les équations, sans affecter le lissage total. L'ampleur de la répartition du risque associée aux chocs de hautes ou de basses fréquences (objectif spécifique 2) est examinée en utilisant la formulation générale de la différence première $\Delta \log X_{it} = \log X_{it} - \log X_{it-1}$. Le système (5) est estimé suivant un horizon temporel d'une année long - fréquence des chocs d'une année consécutive. Afin de comparer les résultats en tenant compte d'un horizon temporel de 4 à 5 ans, le même système est estimé que précédemment mais cette fois ci avec la formulation générale $\Delta \log X_{it} = \log X_{it} - \log X_{it-k}$, avec $4 \leq k \leq 5$.

4. Les données

Les données utilisées dans cette étude ainsi que leur définition sont indiquées dans le Tableau 1. Ce sont des séries annuelles tirées de la base de données «*World Development Indicators 2013*» de la Banque Mondiale. La période d'échantillonnage est de 1976 à 2011.

Il s'agit des données sur le PIB, le PNB, le RN, le RND et la consommation totale (C+G). Toutes ces variables sont en termes constants de dollars des Etats-Unis de l'année 2000 et exprimées par habitant. En outre, nous avons collecté des données sur l'ouverture commerciale et le niveau du développement financier. Ces données quant à elles sont exprimées en taux. La base de données couvre au total six pays de l'UEMOA⁹. A cause de l'indisponibilité des données pour certains pays et pour certaines années, nos données en panel ne sont pas cylindrées.

Tableau 1 : Définitions des variables (\$ US constants de 2000)

Variable	Composition
Produit Intérieur Brut (PIB)	PIB = Valeur ajoutée brute de tous les producteurs résidents d'une économie + taxes produits - subventions non incluses dans la valeur des produits.
Produit National Brut (PNB)	Valeur ajoutée produite par tous les résidents + recettes fiscales (- subventions) non comprises dans la valorisation de la production + réceptions nettes de revenus (rémunérations des employés et revenus fonciers) provenant de l'étranger.
Revenu National (RN)	PNB - CCF La consommation de capital fixe est calculée à partir du ratio consommation de capital fixe/PNB
Revenu National Disponible (RND)	(C+G) + EN
Consommation Totale (C+G)	Dépenses en consommation finale des ménages + dépenses en consommation finale du gouvernement
Epargne Nette (EN)	Epargne brute - CCF
Ouverture Commerciale (OC)	Moyenne du Taux d'exportation et du Taux d'importation
Niveau du développement financier	Liquidité de l'économie (M2), crédit du secteur privé (CRP) et crédit domestique fournis par le secteur bancaire (CDB)

⁹ Bénin, Burkina-Faso, Côte d'Ivoire, Mali, Sénégal, Togo.

5. Résultats et discussions

Estimations de base

Les résultats des estimations de la dernière équation du modèle de base (5) sont présentés dans le Tableau 2. Trois types de spécification de la fonction de consommation sont considérées : une première spécification A dans laquelle les chocs covariants sont représentés par les effets fixes temporels ; une deuxième spécification B dans laquelle il est plutôt tenu compte des chocs covariants en soustrayant les taux de croissance UEMOA - qui représentent les fluctuations communes - des différents taux de croissance correspondants de chaque pays¹⁰ ; et la dernière spécification C dans laquelle abstraction est faite des chocs covariants. Quelque soit la spécification, les régressions sont effectuées à l'aide de l'estimateur des MCO (*pooled*) et de l'estimateur de régression à effet fixes (en panel non cylindré).

Tableau 2 : Estimation de la fonction de consommation du modèle (5)

	Spécification A		Spécification B		Spécification C	
	MCO	Effets fixes	MCO	Effets fixes	MCO	Effets fixes
Proportion des risques non stabilisés (β^U)	0.702***	0.698***	0.725***	0.719***	0.760***	0.757***
Constant	0.006	0.002	-0.002	-0.002	-0.004	-0.004
F test des effets fixes temporels (Prob > F)	0.0055***	0.6291				
Observations	177	177	177	177	177	177
R ²	0.476	0.469	0.267	0.252	0.362	0.349
Nombre de pays	6	6	6	6	6	6

Les effets significatifs sont indiqués avec *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source : Nos estimations.

Les différentes estimations montrent l'importance de tenir compte des risques covariants. Les effets temporels sont globalement significatifs dans la régression avec les MCO comme l'indique la probabilité du F test des effets fixes temporels. Bien que les effets temporels ne sont pas globalement significatifs dans la régression avec effets fixes, l'importance des risques covariants est en général confirmée en comparant les coefficients de β^U des spécifications A et B avec celui de la spécification C : l'abstraction des chocs communs augmente la proportion des risques non stabilisés. Ceci implique que les risques covariants ont un rôle non négligeable dans l'explication des changements dans la consommation. La non prise en compte de ces risques sous-estimerait le degré de partage des risques ($1 - \beta^U$).

Tenant compte des spécifications A et B, les estimations montrent, de façon générale, que le degré de partage des chocs asymétriques entre les pays de l'UEMOA est non négligeable quoique faible. En effet 27,5 à 29,8% des chocs asymétriques sont compensés dans la zone sur la période 1976-2011 contre pour les pays de l'OCDE, 35% sur la période 1981-1990 (Sorensen et Yosha, 1998), 41% sur la période 1970-1999 (Marinheiro, 2005) et pour les membres de l'UE, 23% sur la période 1960-1994 (Melitz et Zumer, 2002). Ces coefficients semblent meilleurs aux résultats antérieurs obtenus dans l'UEMOA. Les résultats rapportés par Yehoue (2005) sur la période 1980-2000 indiquent que

¹⁰ Voir Méliz et zumer (2002). Cette spécification comparativement à la première a l'avantage de réduire le nombre de paramètres à estimer mais possède tout autant le risque des erreurs de mesure dues aux calculs des variables qui peuvent entraîner un problème d'endogénéité.

seulement 13% des chocs asymétriques sont neutralisés dans l'union. Ceux de Tapsoba (2009) sur la période 1970-2004 indiquent 23%. Cette différence de résultats peut s'expliquer probablement dans les différences d'échantillon ou de méthode d'estimation.

Tableau 3 : Canaux de partage des chocs asymétriques, estimation du modèle de base (5) avec la méthode SUR

Canaux	Revenus de facteurs		Dépréciation du capital		Transferts budgétaires		Epargne	
	Spécification A	Spécification B	Spécification A	Spécification B	Spécification A	Spécification B	Spécification A	Spécification B
β_{RNF}	0.044**	0.054						
β_{CCF}			-0.019	-0.019				
β_{TIN}					0.013	-0.029		
β_{ET}							0.261***	0.269**
Constant	0.010	-0.001	-0.023**	-0.000	0.009	0.005	-0.002	-0.001
F test des effets fixes temporels (Prob > F)	0.0083***		0.0060***		0.2819		0.0141**	
Observations	149	149	149	149	149	149	149	149
R ²	0.272	0.009	0.273	0.004	0.195	0.000	0.288	0.028
Nombre de pays	6	6	6	6	6	6	6	6

Les effets significatifs sont indiqués avec *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$

Source : Nos estimations.

Le Tableau 3 montre les principaux résultats des estimations des canaux de partage des chocs asymétriques dans l'UEMOA. Nous présentons ici uniquement les estimations par la méthode SUR, celles tenant additionnellement compte des effets fixes pays n'étant pas substantiellement différents. Quelque soit la spécification, les estimations des coefficients β indiquent que la contribution de la dépréciation du capital et des transferts budgétaires n'est pas significativement différent de zéro. Ce résultat montre la non contribution de la dépréciation du capital à stabiliser la consommation de capital fixe et la faiblesse du mécanisme de transferts internationaux à absorber les chocs asymétriques dans l'UEMOA. La seule existence des critères du pacte de convergence, de stabilité et de croissance dans la zone ne suffirait pas à induire une stabilisation efficiente à travers le canal des transferts internationaux.

Le canal du revenu des facteurs se révèle significatif à 5% seulement dans la spécification A. Mais son coefficient est quelque peu faible et avoisine les 4,4%. Ce résultat est cohérent avec la configuration actuelle des économies ouest africaines où la mobilité du travail comme mécanisme d'ajustement est limitée (Fam, 2013).

En considérant le canal de l'épargne, 26,1 à 26,9% des chocs asymétriques sont compensés par ce canal dans l'UEMOA. Les coefficients estimés sont significatifs à 5% mais demeurent bien loin des estimations obtenues dans les pays de l'OCDE. Pour le groupe de pays OCDE étudié, Sorensen et Yosha (1998) trouvent un lissage des chocs par le canal de l'épargne de l'ordre de 44%, 46% selon Arreaza et al. (1998) et 50% selon Marinheiro (2005). Néanmoins, nos résultats sont supérieurs à ceux obtenus faisant état de ce canal dans l'UEMOA. Les résultats rapportés par Tabsoba (2009) indiquent que 22% des chocs asymétriques sont absorbés par l'épargne dans l'union. En général, dans l'UEMOA le lissage de la consommation face aux chocs asymétriques se fait donc via le canal de l'épargne. Dans la section suivante, nous examinons quelques facteurs inhérents à l'intégration économique susceptibles d'influencer cette répartition des risques.

La prise en compte de l'intégration économique

Les Tableaux 4, 5, 6 et 7 présentent les résultats obtenus lorsque les quatre variables représentatives de l'intégration économique sont introduites dans le modèle de base (5), c'est-à-dire le modèle (6). Nous présentons ici les résultats issus de la spécification A et dans la suite les résultats de ce type ; ces derniers s'étant révélés plus robustes que ceux de la spécification B pour toutes les estimations.

Tableau 4 : Canaux de partage des chocs asymétriques : implication de la variable ouverture commerciale

Méthode d'estimation	Revenus de facteurs		Dépréciation du capital		Transferts		Epargne	
	SUR	SUR avec effets fixes pays	SUR	SUR avec effets fixes pays	SUR	SUR avec effets fixes pays	SUR	SUR avec effets fixes pays
β RNF	0.021	0.001						
γ RNF	-0.026	-0.055						
β CCF			0.088	0.086				
γ CCF			0.122	0.129*				
β TIN					-0.428*	-0.437*		
γ TIN					-0.502*	-0.518*		
β ET							0.618**	0.652**
γ ET							0.406	0.444
Constant	-0.002	0.004	-0.001	0.003	0.009	0.039	-0.026	-0.025
F test des Effets fixes temporels (Prob > F)	0.0201**	0.0031***	0.0150**	0.0096***	0.2236	0.1767	0.0101**	0.0057***
Observations	147	147	147	147	147	147	147	147
R ²	0.265	0.309	0.266	0.282	0.175	0.195	0.298	0.316
Nombre de pays	6	6	6	6	6	6	6	6

Les effets significatifs sont indiqués avec *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source : Nos estimations.

Tableau 5 : Canaux de partage des chocs asymétriques : implication de la variable liquidité de l'économie

Méthode d'estimation	Revenus de facteurs		Dépréciation du capital		Transferts		Epargne	
	SUR	SUR avec effets fixes pays	SUR	SUR avec effets fixes pays	SUR	SUR avec effets fixes pays	SUR	SUR avec effets fixes pays
βRNF	0.075	0.066						
γRNF	0.024	0.013						
βCCF			0.255**	0.264**				
γCCF			0.207**	0.221**				
βTIN					-0.757	-0.674		
γTIN					-0.583*	-0.521		
βET							0.725	0.646
γET							0.352	0.287
Constant	0.010	0.009	-0.007	-0.003	0.008	0.013	0.061	0.062
F test des Effets fixes temporels (Prob > F)	0.0083***	0.0010***	0.0012***	0.0005***	0.2990	0.2401	0.0233**	0.0156**
Observations	149	149	149	149	149	149	149	149
R ²	0.273	0.315	0.297	0.314	0.204	0.222	0.292	0.307
Nombre de pays	6	6	6	6	6	6	6	6

Les effets significatifs sont indiqués avec *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source : Nos estimations.

Tableau 6 : Canaux de partage des chocs asymétriques : implication de la variable crédit du secteur privé

Méthode d'estimation	Revenus de facteurs		Dépréciation du capital		Transferts		Epargne	
	SUR	SUR avec effets fixes pays	SUR	SUR avec effets fixes pays	SUR	SUR avec effets fixes pays	SUR	SUR avec effets fixes pays
βRNF	-0.033	-0.025						
γRNF	-0.055	-0.053						
βCCF			0.035	0.018				
γCCF			0.038	0.031				
βTIN					-0.478	-0.520		
γTIN					-0.351	-0.378*		
βET							0.774**	0.828**
γET							0.367	0.399
Constant	0.010	0.008	-0.007	-0.019*	0.009	0.007	-0.028	-0.050
F test des Effets fixes temporels (Prob > F)	0.0061***	0.0007***	0.0058***	0.0032***	0.2666	0.2067	0.0204**	0.0132**
Observations	149	149	149	149	149	149	149	149
R ²	0.280	0.322	0.276	0.290	0.212	0.233	0.293	0.311
Nombre de pays	6	6	6	6	6	6	6	6

Les effets significatifs sont indiqués avec *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source : Nos estimations.

Tableau 7 : Canaux de partage des chocs asymétriques : implication de la variable crédit du secteur bancaire

Méthode d'estimation	Revenus de facteurs		Dépréciation du capital		Transferts		Epargne	
	SUR	SUR avec effets fixes pays	SUR	SUR avec effets fixes pays	SUR	SUR avec effets fixes pays	SUR	SUR avec effets fixes pays
βRNF	-0.019	-0.003						
γRNF	-0.047	-0.038						
βCCF			-0.030	-0.043				
γCCF			-0.008	-0.013				
βTIN					-0.216	-0.242		
γTIN					-0.171	-0.188		
βET							0.563*	0.590*
γET							0.225	0.239
Constant	0.010	0.016*	-0.007	-0.003	0.009	0.012	-0.002	0.039
	0.0075**						0.0173*	
F test des Effets fixes temporels (Prob > F)	*	0.0009***	0.0078***	0.0043***	0.2720	0.2125	*	0.0114**
Observations	149	149	149	149	149	149	149	149
R ²	0.279	0.318	0.273	0.289	0.198	0.217	0.292	0.309
Nombre de pays	6	6	6	6	6	6	6	6

Les effets significatifs sont indiqués avec *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source : Nos estimations.

Intéressons nous d'abord aux estimations des coefficients β . En général et comparativement aux estimations de base, la présence du vecteur $(IE)_t$ modifie quelque peu les nouvelles estimations des coefficients β . Considérant seulement les coefficients statistiquement significatifs, l'introduction de l'ouverture commerciale (Tableau 4) montre que 61,8 à 65,2% des risques sont amortis par le canal de l'épargne alors que dans le même temps le canal des transferts exacerberait les risques de l'ordre de 42,8 à 43,7% compte tenu du signe négatif du coefficient β . Avec l'introduction de la liquidité de l'économie (Tableau 5), la dépréciation du capital devient le canal le plus effectif comparativement aux autres canaux. Il contribuerait de manière significative à amortir les risques de 25,5 à 26,4%. La prise en compte du crédit du secteur privé et du crédit domestique fournis par le secteur bancaire montre que les risques sont stabilisés principalement par le canal de l'épargne à un degré plus élevé que celui observé dans le cas de l'ouverture commerciale (Tableau 6 et 7).

Considérons maintenant l'implication de l'intégration économique sur le degré de partage de risque telle que reflétée à travers le signe des coefficients γ . Le Tableau 4 montre que l'ouverture commerciale augmente assez faiblement le degré du partage de risques via la dépréciation du capital. Mais une large ouverture commerciale de la zone UEMOA réduirait tout aussi la stabilisation des chocs à travers le canal des transferts. Ces coefficients γ^{CCF} et γ^{TIN} étant cependant significatifs seulement au seuil de 10%, il est peu probable que l'intégration commerciale ait un impact significatif sur le degré de partage de risque dans l'union à travers les différents canaux.

Les Tableaux 5, 6 et 7 rapportent l'effet de l'introduction des variables liquidité de l'économie, crédit du secteur privé et crédit du secteur bancaire ; variables qui reflètent l'intégration financière. Un niveau élevé de la liquidité de l'économie ou un niveau élevé du crédit du secteur privé ferait diminuer le degré de stabilisation des chocs par le mécanisme des transferts. Ici aussi les coefficients correspondants demeurent significatifs seulement à 10%. Seul le coefficient γ^{CCF} est positif et significatif au seuil de 5%, dans l'estimation avec la variable liquidité de l'économie.

Importance de la fréquence des chocs

Nous examinons si le degré de répartition du risque dépend aussi de la dimension temporelle des chocs. Les Tableaux 8 et 9 présentent les estimations du modèle de base (5) suivant différents horizons temporels. Le Tableau 8 montre une diminution de la proportion des chocs compensés : 24,61% pour un choc de fréquence toutes les quatre années consécutives contre 29,8% pour un choc de fréquence une année consécutive. L'épargne contribue à lisser 28,3% des chocs contre 26,1% pour les estimations de base (choc de fréquence 1 an consécutif). On note ainsi une augmentation de la proportion du lissage compensée par ce canal. Les résultats obtenus sont significatifs au seuil de 1%.

Tableau 8 : Risk-sharing et durée des chocs (chocs survenant toutes les 4 années)

Canaux	Consommation MCO	Revenus	Dépréciatio	Transferts	Epargne
		de facteurs SUR	n du capital SUR		
β_U	0.7539***				
β_{RNF}		-0.022			
β_{CCF}			-0.016		
β_{TIN}				0.001	
β_{ET}					0.283***
Constant	-0.0715***	-0.003	-0.031*	-0.062	0.048
F test des Effets fixes temporels (Prob > F)	0.0055***	0.0042***	0.0180**	0.0402**	0.0006***
Observations	159	128	128	128	128
R ²	0.5975	0.349	0.272	0.255	0.358
Nombre de pays	6	6	6	6	6

Les effets significatifs sont indiqués avec *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source : Nos estimations.

On observe dans le Tableau 9, un lissage de la consommation dans l'UEMOA de 23,49% associés aux chocs de faible fréquence (5 ans consécutifs) alors que pour les chocs d'apparition très fréquente (1 an consécutif) le lissage est de 29,8%, traduisant une diminution du lissage de la consommation. Le principal canal du lissage demeure toujours l'épargne qui contribue à absorber 26,9% des chocs de fréquence d'apparition faible contre 26,1% pour les chocs de haute fréquence. Le Tableau 9 fait aussi apparaître la nature pro-cyclique du canal des revenus des facteurs en tant que mécanisme de stabilisation. Autrement dit, moins les chocs sont fréquents dans le temps, moins le canal des revenus des facteurs serait favorable à l'atténuation de ces chocs. Le coefficient β^{RNF} n'est cependant significatif qu'au seuil de 10%.

Tableau 9 : Risk-sharing et durée des chocs (chocs survenant toutes les 5 années)

Canaux	Consommation MCO	Revenus	Dépréciation	Transferts	Epargne
		de facteurs SUR	du capital SUR		
β_U	0.7651***				
β_{RNF}		-0.027*			
β_{CCF}			-0.019		
β_{TIN}				0.011	
β_{ET}					0.269***
Constant	-0.0970	-0.008	-0.027	-0.049	0.047
F test des Effets fixes temporels (Prob > F)	0.1059	0.0239	0.0124	0.1414	0.0018
Observations	153	121	121	121	121
R ²	0.6271	0.323	0.283	0.231	0.358
Nombre de pays	6	6	6	6	6

Les effets significatifs sont indiqués avec *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Source : Nos estimations.

De façon générale, les pays de l'UEMOA sont plus enclins à partager des risques associés aux chocs de hautes fréquences que des risques associés aux chocs de faibles fréquences d'apparition. L'ampleur des chocs de moindre fréquence induit une légère augmentation de la fraction des chocs stabilisés par l'épargne au détriment des autres canaux. Les résultats rapportés par ASY (1998) et Zumer et Méhitz (2002) sur les pays développés indiquent qu'une plus faible fréquence des chocs dans le temps augmente le recours au partage du risque via l'assurance, relativement à l'emprunt. Les auteurs attribuent ce résultat au fait que les contraintes de crédit peuvent être plus sévères sur un horizon de temps long. Un tel argument semble improbable dans le cas de l'UEMOA au regard des résultats ci-dessus. L'explication plausible dans notre cas de figure serait que la faible fréquence des chocs dans le temps¹¹ occasionnerait des moments de répit qui permettraient aux marchés de crédits de constituer une réserve d'épargne.

6- Implications pour la zone monétaire ouest africaine

Les estimations témoignent en général peu d'évidence en matière d'impact de l'intégration économique sur le degré de partage des risques à travers les différents canaux dans l'UEMOA. Ces résultats pourraient amener à conclure dans le cas de l'UEMOA à la thèse de Krugman (1993) suivant laquelle l'intégration économique aurait accru l'élément asymétrique des chocs auxquels sont confrontés les pays membres à travers une augmentation de la spécialisation régionale.

¹¹ 4 ou 5 années consécutives comparativement à une année consécutive.

En effet, selon Nubukpo (2010), il existe une forte hétérogénéité des structures économiques dans cette zone où trois types d'économie coexistent : des économies sahéliennes fortement dépendantes des aléas climatiques (Burkina, Mali), des économies relativement industrialisées et à forte dominance des activités de services (Côte d'Ivoire, Sénégal) et enfin des économies côtières dont la dynamique est clairement tirée par le commerce d'import-export (Bénin, Togo). En dépit des efforts déployés au cours des dernières années pour libéraliser le commerce, en particulier depuis la dévaluation de 1994, certains obstacles liés aux caractéristiques structurel et politique ci-dessus mentionnés des pays membres demeurent; ce qui ne favoriserait pas une amélioration de partage de risque via un canal donné. Toutefois la thèse de Krugman (1993) semble moins plausible dans le cas de figure de l'UEMOA étant donné que les résultats des estimations avec et sans la prise en compte des spécificités des pays ne diffèrent pas substantiellement.

Suivant les estimations, l'intégration économique jouerait plus sur la répartition du partage des risques entre les différents canaux. Un degré élevé d'ouverture commerciale et un niveau élevé du crédit du secteur privé augmente le lissage des chocs à travers l'épargne et diminue plus ou moins l'amortissement des risques à travers les autres canaux, notamment celui des revenus des facteurs et des transferts. Ce résultat n'implique que l'intégration économique si tant elle est effective dans l'UEMOA, est plus bénéfique aux pays membres – en termes d'amortissement des chocs - au travers des marchés de crédits que par rapport à la mobilité des facteurs et aux transferts internationaux.

L'insuffisance de la mobilité des facteurs de production, particulièrement de la main-d'œuvre en tant que mécanisme de stabilisation se justifie. En effet, en dépit de l'existence du Traité de l'UEMOA qui prévoit -en ses articles 91 et 92- la libre circulation et le droit d'établissement des personnes exerçant une activité indépendante ou salariée, les principaux résultats de la phase 1 de l'enquête 1-2-3 de 2001-2002, portant sur l'emploi, le chômage et les conditions d'activité dans les principales agglomérations de sept Etats membres de l'UEMOA nous donnent une réalité concordante. Selon Brilleau, Roubaud et al. (2004), pour l'ensemble des agglomérations, la migration est essentiellement un phénomène national (79 % des migrants proviennent de l'intérieur du pays). Cette faible mobilité interrégionale est apparente aussi bien sur le plan des forces laborieuses qu'en ce qui concerne les flux financiers vers la zone qui restent généralement modeste (Fam, 2013). Il convient donc de mettre en place dans l'optique de l'intégration économique, des politiques communes de valorisation d'unité de formation, susceptibles d'accroître la mobilité de la main d'œuvre à l'intérieur de l'union et ainsi le partage de risque par ce canal.

Une critique fréquente du fonctionnement de l'UEMOA concerne la quasi absence de la stabilisation au travers du budget fédéral tel que celui qui existe à l'intérieur des pays de l'UE. Outre la mobilité des facteurs de production, la théorie des zones monétaires optimales préconise l'instauration de mécanismes de transferts internes tels le fédéralisme budgétaire. Certes, dans l'optique de renforcer l'intégration économique, les critères du pacte de convergence, de stabilité et de croissance ont été instauré afin de permettre d'assurer la cohérence entre les politiques budgétaires nationales et la politique monétaire. Cependant cette politique ne relevant pas du fédéralisme budgétaire, l'absence d'un système fédéral de prélèvement et de transfert limite l'intervention des autorités budgétaires de l'UEMOA en cas de chocs asymétriques. Ne disposant pas d'un mécanisme de transferts intracommunautaires et la mobilité de la main d'œuvre étant faible, la survenance d'un choc obligerait les pays à recourir aux emprunts sur les marchés intérieur et étranger à des taux d'intérêt de plus en plus élevés pour amortir le choc.

Pour favoriser l'action de l'intégration économique sur le partage des risques à travers le canal des transferts, il serait intéressant d'envisager l'instauration d'un mécanisme d'assurance-revenu automatique au sein de l'UEMOA (Lirzin, 2010). Les travaux de Dedehouanou (2009) dans ce sens plaident pour une telle alternative. Néanmoins il convient de souligner que les fonctions de stabilisation et de redistribution d'un tel mécanisme ne sont possibles que pour un budget significatif. Elles supposent donc que les pays membres de l'UEMOA soient d'accord pour s'aider les uns les autres en fonction des événements et éviter une mutualisation des risques qui serait revenue à faire

porter aux premières économies de la zone le fardeau de pays souvent laxistes en terme de politique économique.

Les résultats des estimations ont montré que la prise en compte de l'horizon temporel modifie le degré de partage des risques. Le degré de partage des risques associés aux chocs de hautes fréquences, à travers le canal de l'épargne est plus faible comparativement à celui associés aux chocs de faibles fréquences, à travers le même canal. Ceci suggère que les pays de l'UEMOA font face aux marchés de crédits plus contraints sur un horizon temporel de court terme qu'un horizon temporel de long terme. Les pays de l'UEMOA doivent donc en priorité mettre l'accent, en termes d'innovation financières, sur le rôle de l'épargne et des institutions financières en participant activement à l'expansion des marchés régionaux de crédit notamment celui des titres publics de l'union. Ceci passe par le développement des instruments de mobilisation de l'épargne adaptés aux contextes des pays de l'UEMOA. Ce système devra être attrayant afin d'inciter d'une part les individus et les institutions à augmenter leur propension marginale à épargner aussi bien à court qu'à long terme et permettre d'autre part aux entreprises et aux ménages de profiter de coûts de financement plus faibles et plus uniformes.

7. Conclusion

La présente étude a permis d'analyser l'efficacité du partage de risque en UEMOA sur la période 1976-2011. Nous avons utilisé la méthode de décomposition de la variance du taux de croissance du PIB introduite par Asdrubali et al. (1996), Arreaza et al. (1998) et Sorensen et Yosha (1998) puis révisée par Mélitz et Zumer (2000) afin d'estimer les canaux de partage des chocs asymétriques entre les pays de l'UEMOA. La technique permet d'analyser l'effet de l'intégration économique sur les canaux de partage de risque dans l'union (mobilité des facteurs, consommation du capital fixe, transferts budgétaires et marchés régionaux de crédits).

Les résultats des régressions économétriques ont révélé de façon générale, que le degré de partage des chocs asymétriques entre les pays de l'UEMOA est non négligeable quoique faible. L'épargne constitue le principal canal du lissage des chocs dans l'union. L'intégration économique joue un rôle mitigé dans le lissage des chocs. L'intégration économique modifie plus la distribution entre les différents canaux du partage des risques mais a peu d'effet sur le degré d'absorption des risques à travers chaque canal. Sur ce dernier point, seule la dépréciation du capital contribue à amoindrir l'effet d'un choc sur la consommation en présence d'un niveau élevé de la liquidité de l'économie.

Nous avons aussi examiné l'impact de la fréquence des chocs dans le temps sur le degré de répartition du risque. Les résultats ont montré que la fréquence des chocs dans le temps modifie les estimations de base. Les pays de l'UEMOA sont plus enclins à partager des risques associés aux chocs de hautes fréquences que des risques associés aux chocs de faibles fréquences : le degré de partage de risque est plus élevé pour les chocs d'apparition très fréquente (1 an) que pour les chocs d'apparition de 4 et 5 années consécutives. L'épargne constitue toujours le principal canal significatif de partage de risque dans l'union alors que la contribution des autres facteurs n'est pas significative.

Plusieurs implications pour l'union monétaire découlent de ces résultats. Il s'agit de la prise en compte du rôle des revenus des facteurs et des marchés régionaux de crédit dans le partage de risque dans l'union. Il convient aussi de prévoir un mécanisme d'assurance-revenu automatique au sein de l'union en étudiant la faisabilité pratique de la création d'un Gouvernement économique de la zone dans la perspective de la mise en place d'un fédéralisme budgétaire. Nos résultats montrent bien la nécessité de s'y intéresser.

Bibliographie

- Aglietta et al. (1998), Compétitivité et régime de change en Europe Centrale, CEPII, document de travail.
- Artis, M. and Hoffmann M. (2007), Financial Globalization, International Business Cycles, and Consumption Risk Sharing, Institute for Empirical Research in Economics, University of Zurich, Working Paper no. 346.
- Asante, R. D. et Masson P. (2001), «L'élargissement de l'union monétaire en Afrique de l'ouest : le pour et le contre », *Finances et développement*, FMI, p.24-28.
- Asdrubali P., Sørensen B. et al. (1996), «Channels of interstate risk-sharing: United States 1963-1990», *Quarterly Journal of Economics*, 111, pp.1081-1110.
- Barbier-Gauchard, A. (2005), Les questions budgétaires dans l'Union Européenne : enjeux et perspectives du fédéralisme budgétaire, LEO, document de Recherche n°2005-07.
- Baxter, M. (2011), International risk sharing in the short run and in the long run, National Bureau of Economic Research, Working Paper 16789.
- Beine, M. (1998), L'Union économique et monétaire européenne à la lumière des zones monétaires optimales : une revue de la littérature.
- Biorn, E. (2004), «Regression system for unbalanced panel data : a stepwise maximum likelihood procedure». *Journal of Econometrics* 122: 281-91.
- Brilleau A., Roubaud F. et al. (2004), L'emploi, le chômage et les conditions d'activité dans les principales agglomérations de sept Etats membres de l'UEMOA. Principaux résultats de la phase 1 de l'enquête 1-2-3 de 2001-2002, DIAL, document de travail.
- Clévenot, M. et Duwicquet V. (2011), «Partage du risque interrégional. Une étude des canaux budgétaires et financiers aux États-Unis et en Europe », *Revue de l'OFCE*, 119.
- Cochrane, J.H. (1991), «A simple test of consumption insurance », *Journal of Political Economy* 99, 957-976.
- Coleman, S. (2004), An Aggregate View of Macroeconomic Shocks in Sub-Saharan Africa. A Comparative Study Using Innovation Accounting, WIDER, Research Paper No. 2004/9.
- Dedehouanou, S. F. A. (2009), Chocs asymétriques et ajustement en Union Economique et Monétaire Ouest Africaine (UEMOA), Thèse de doctorat sciences économiques, Université Cheikh Anta Diop de Dakar.
- Fam, P. (2013), L'UEMOA : Interrogation sur la pertinence économique en termes de Zone Monétaire Optimale (ZMO), mémoire de Master II, Macroéconomie financière et développement, Université du Sud Toulon-VAR.
- Flood, R. and al. (2009), International Risk Sharing During the Globalization Era, IMF Working Paper/09/209, Research Department.
- Frankel, J. (2001), bulletin du FMI, volume 29, n°17, p 273-284.
- Garatti, A. (2003), Implication des chocs communs et spécifiques pour le fédéralisme budgétaire européen, *Économie internationale*, 93 (2003), p. 89-116.

- Guihery, L. (1999), Fédéralisme fiscal et fonction de redistribution : entre centralisation et décentralisation, Espace Europe, Cahiers du CUREI, n°13, P. 33-52.
- Houssa, R. (2007), Macroeconomic Fluctuations in the West African Monetary Union : A Dynamic Structural Factor Model Approach'', Catholic University of Leuven and AERC, CSAE Annual Conference, Oxford University.
- Kose et al. (2009), «Does financial globalization promote risk sharing ? », *Journal of Development Economics* 89 (2009) 258–270.
- Lirzin, F. (2010), Pour un fédéralisme budgétaire dans la zone euro'', Policy paper, Fondation Robert Schuman, Question d'Europe n°178.
- Mace, B.J. (1991), «Full insurance in the presence of aggregate uncertainty », *Journal of Political Economy* 99, 928–956.
- Mazier et Saglio (2003), Asymétries, ajustement par les prix relatifs et relations salariales dans l'union européenne'', Document de travail CEPN-CNRS n°7115, Université de Paris Nord.
- Mélitiz, J. et Zumer F. (2002), «Partage du risque dans l'Union Européenne. Expériences interrégionales et internationales », *Revue de l'OFCE*, Hors série, pp.300-323.
- Muet, P. A. (1995), «Ajustements macroéconomiques, stabilisation et coordination en union monétaire », *Revue d'Economie Politique*, n°.105, vol. 5, p. 739-777.
- Mundell, R. (1961), «A Theory of Optimum Currency Areas », *American Economic Review*, vol. 51, pp.715-25.
- Nubupko, K. (2010), Instauration d'une monnaie unique dans l'espace CEDEAO et développement d'un marché régional intégré en Afrique de l'Ouest : quelles liaisons ?, International Centre for Trade and Sustainable Development (ICTSD), Volume 11, Numéro 1.
- Ondo Ossa , A. (1999), Economie monétaire internationale, Éditions ESTEM, Paris.
- Sørensen, B. et Yosha O. (1998), «International risk sharing and European monetary unification », *Journal of International Economics*, 45, no. 2, pp. 211-238.
- Tapsoba, J-A. (2009), Intégration monétaire africaine et changements structurels : commerce, partage des risques et coordination budgétaire, Thèse de doctorat sciences économiques, CERDI, Université d'Auvergne Clermont-Ferrand I.
- Townsend, R. (1995), «Consumption insurance: an evaluation of risk-bearing systems in low income economies », *Journal of Economic Perspectives* 2, 83–102.
- Yehoue, E. (2005), International Risk Sharing and Currency Unions: The CFA Zones, IMF Working Paper.