



**CONSORTIUM POUR LA RECHERCHE
ÉCONOMIQUE ET SOCIALE**



**Université Cheikh Anta Diop de Dakar
FACULTÉ DES SCIENCES ÉCONOMIQUES ET DE GESTION
Laboratoire d'Analyse des Politiques Publiques (LAPP)**

SÉRIE DE DOCUMENTS DE RECHERCHE

Convergence économique et spatiale en Afrique : cas des pays de la zone CFA

Latif Dramani

Consortium pour la Recherche Économique et Sociale

Rue de Kaolack x Rue F, Tour de l'Oeuf, Point E, en face de la Piscine olympique,

Dakar, Sénégal – CP : 12023 - BP : 7988 Dakar-Médina

Tél. : (221) 33 864 77 57 - Fax : (221) 33 864 77 58

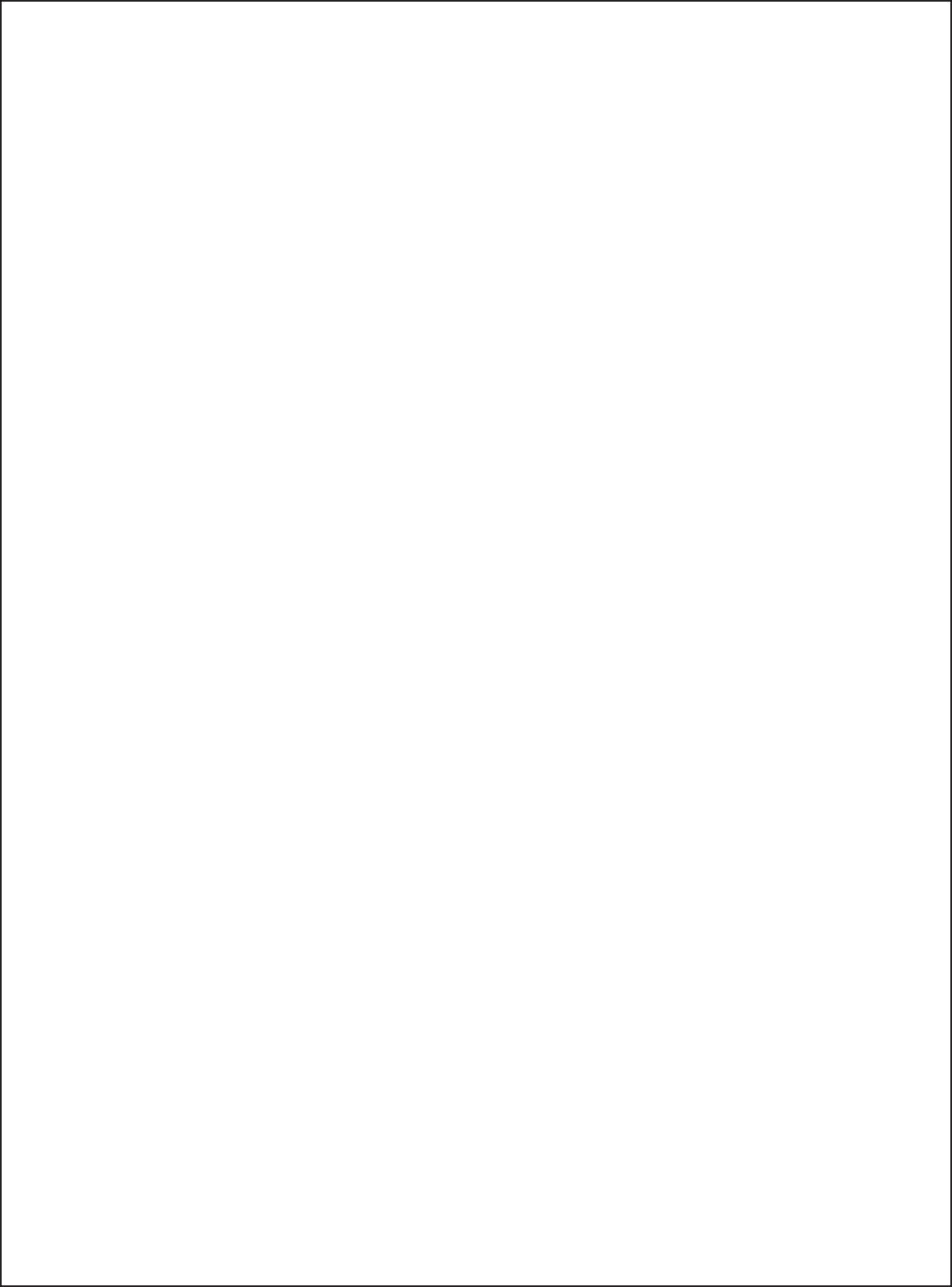
E-mail : cres@ucad.sn • cres_ucad@yahoo.fr • Site Web: www.cres-sn.org

2010 / 31

Consortium pour la recherche Economique et Sociale (CRES)
Université Cheikh Anta Diop de Dakar (UCAD)
Faculté des Sciences Economiques et de Gestion (FASEG)
Laboratoire d'Analyse des Politiques Publiques (LAPP)

**Convergence économique et spatiale en Afrique :
cas des pays de la zone CFA**

Latif Dramani
dramaniarmel@yahoo.fr



Résumé

Ce papier étudie la convergence dans les économies des pays en développement – spécifiquement en Afrique dans les zones UEMOA et CEMAC –, à l'aide de la théorie de la convergence inspirée par les modèles de croissance endogène.

Les résultats montrent que le processus de convergence n'est pas uniforme dans la zone CFA, et qu'il est beaucoup plus accentué dans les pays de l'UEMOA que dans ceux de la CEMAC. D'autre part, le modèle de convergence conditionnelle a permis de mettre en évidence l'existence de variables clés permettant de maximiser la vitesse de convergence dans la zone. En utilisant les similarités, par rapport aux facteurs de production et par rapport aux avantages naturels, une approche plus fine de la convergence a permis de mettre en lumière la présence de clubs de convergence. L'analyse des effets spatiaux met en évidence l'existence d'effets inhibiteurs sur la vitesse de convergence.

Mots-clés : bêta convergence ; données de panels ; effets frontières ; économétrie spatiale ; co-intégration

Code JEL: F15 ; O12 ; O47 ; C31 ; C32 ; C33

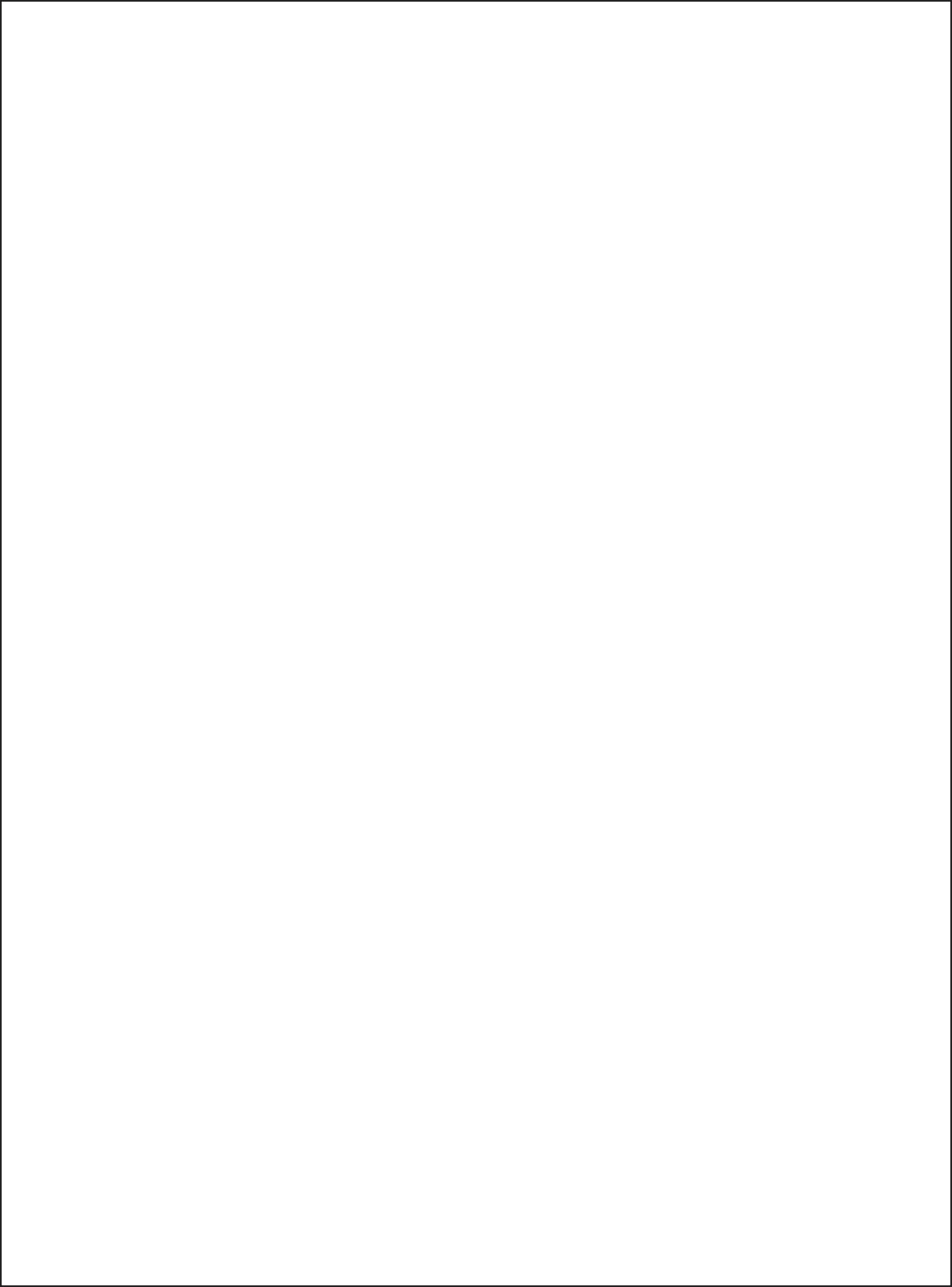
Abstract

This paper studies convergence in the economies of the developing countries, specifically in Africa in zones UEMOA and CEMAC using the theory of the convergence inspired by the models of endogenous growth.

The results which we found show that the process of convergence is not uniform in the CFA zone. Indeed, the process of convergence is accentuated much more in the countries of UEMOA zone than those of CEMAC zone. In addition, the model of conditional convergence highlights the existence of key variables which maximize the speed of convergence in the zone. A finer approach of convergence, by using the similarities compared to the factors of production, the similarities compared to the natural advantages, made it possible to clarify the presence of club of convergence. The analysis of the space effects highlights the existence of inhibiting effects on the speed of convergence.

Key Words: Beta Convergence; Panel Data; Frontier Effect; Spatial Econometrics; Co-integration

JEL classification: F15; O12; O47; C31; C32; C33



1. Problématique

Une des questions fondamentales souvent posée dans la littérature consacrée est de savoir si les économies ont tendance à converger vers les mêmes niveaux de revenu ou de production, par tête. Autrement dit, existe-t-il un mécanisme de rattrapage permettant à une économie de rejoindre le niveau de revenu, par tête, d'une économie plus développée (Baumol, 1986 ; Barro et Sala-i-Martin, 1991, 1992) ? Cette question est plus que jamais d'actualité, pour les pays africains de la zone franc qui ont subi des mutations institutionnelles, au lendemain de la dévaluation du franc CFA en 1994, avec la création d'unions économiques, notamment, l'UEMOA et la CEMAC, à l'image de l'Union européenne (UE). L'hypothèse principale du Traité de Maastricht, à la base de la création de l'UE, est de permettre une stimulation de la croissance et de l'intégration économique par la stabilisation du taux de change et des prix, ce qui amène les pays ayant les mêmes cibles nominales à enregistrer une convergence de leurs structures économiques, favorisant ainsi, à terme, la mise en place de l'union économique. La convergence nominale des membres potentiels induira leur convergence réelle (Loufir et Reichlin, 1993).

Cependant, adopter une démarche de convergence nominale peut être très coûteux pour les pays les plus pauvres, généralement, très éloignés des objectifs nominaux fixés. Cette situation peut entraîner un processus de divergence réelle. Certains facteurs explicatifs de la convergence économique, tels que la diffusion des technologies et la mobilité des facteurs, ont une forte dimension géographique. Pour autant, les études empiriques récentes n'intègrent pas explicitement le rôle des effets spatiaux, à l'exception de Rey et Montouri (1999), pour les Etats-Unis, et de Dillings-Hansen et Smith, (1997), pour les municipalités danoises. Une manière de prendre en compte le rôle de l'espace est de considérer l'autocorrélation spatiale (Cliff et Ord, 1981; Upton et Fingleton, 1985), car la répartition géographique des phénomènes de croissance, à l'échelle régionale, est rarement aléatoire : les performances économiques de régions voisines sont, au contraire, souvent similaires. C'est dans cette optique que s'inscrit le présent travail.

L'idée d'étudier le processus d'ajustement régional dans le temps, entre deux points, seulement au niveau des données spatiales, est le résultat de nouveaux développements de l'économétrie spatiale. Cette notion a été initiée avec Fingleton (1999) qui introduit les concepts de cointégration spatiale et de modèles à correction d'erreurs spatiales. Il montre que les tendances liées au temps, mais aussi à l'espace, peuvent mener à des régressions fallacieuses avec des conséquences sévères sur l'inférence statistique. Lauridsen, (2002) analyse les dynamiques d'ajustement basées sur un modèle auto régressif spatialement retardé sur l'équilibre global. Pour l'estimation du modèle, les propriétés spatiales des variables doivent être identifiées par l'application d'une stratégie de tests proposés récemment par Lauridsen et Kosfeld, (2002).

Cette étude analyse l'évolution d'un indicateur réel, notamment, le niveau du revenu, par tête. Elle intègre, ensuite, la dimension géographique des données dans l'estimation de la convergence des économies. Dans une première partie, nous définissons les différents concepts de convergence, et nous soulignons l'importance de la prise en compte des effets spatiaux dans l'analyse des processus de convergence. Dans une deuxième partie, nous appliquons les méthodes récemment développées de l'analyse exploratoire des données spatiales (Anselin, 1996) pour affiner la description de la dynamique géographique de la croissance de la zone. Ceci nous permet d'apporter un éclairage nouveau sur la mesure habituelle de la beta-convergence qui pourrait voiler des schémas géographiques particuliers fluctuants dans le temps. Nous testons, par ailleurs, la présence d'auto corrélation spatiale dans les modèles de bêta-convergence en utilisant les techniques de l'économétrie spatiale (Anselin, 1988b ; Anselin et Florax, 1995). Cette démarche permet une

étude comparative des résultats obtenus avant et après la prise en compte de l'autocorrélation spatiale, en vue de détecter l'impact des effets spatiaux sur la vitesse de convergence des pays.

2. Situation économique de la Zone Franc

2.1 La structure économique de la Zone

Les pays de la Zone Franc exportent, pour l'essentiel, des produits de base tels que les produits agricoles, le pétrole, les minerais et le bois, avec une prédominance des produits agricoles et du pétrole. L'agriculture représente un peu moins du tiers du PIB de la Zone (30% en 1994 et 2000). Son évolution au niveau de certains pays est largement tributaire des conditions pluviométriques. En 2000, dans des pays comme le Congo Brazzaville et le Gabon, la part de l'agriculture dans le PIB se trouve en deçà de 10%. Toutefois, dans beaucoup de pays, notamment au Mali et en République Centrafricaine, la part de ce secteur dans le PIB dépasse le tiers, et atteint respectivement 41,2% et 55,2%, en 2000.

Le secteur industriel qui représente le quart du PIB de la zone (respectivement 25% et 26% en 1994 et 2000) est relativement faible. Dans des pays comme le Bénin et le Tchad, ce secteur, avec une part au PIB proche de 14%, se trouve dans un état embryonnaire. Toutefois, le sous-secteur pétrolier est relativement dynamique dans certains pays de la Zone, et la production pétrolière a atteint 40 millions de tonnes en 2000, représentant 21% de celle de l'Afrique subsaharienne. Le Gabon, le Congo Brazzaville et la Guinée Equatoriale fournissent l'essentiel de cette production. Le dynamisme de ce sous-secteur explique la part relativement élevée de l'industrie dans le PIB du Gabon et du Congo Brazzaville ; elles s'élèvent respectivement à 53,2% et 72,2%.

Tableau 1: Evolution de la structure économique des pays de la Zone

	Agriculture % PIB			Industrie % PIB		
	1993	1994	2000	1993	1994	2000
Bénin	33,8	33,5	36,5	13,4	14,7	13,9
Burkina Faso	34,0	35,0	39,7	21,4	27,5	19,1
RCA	45,6	44,9	55,2	21,5	22,0	20,0
Cote d'Ivoire	34,9	27,7	24,2	20,7	18,5	22,2
Caméroun	27,9	39,6	42,6	24,6	23,5	19,7
Congo Brazzaville	11,2	10,2	5,3	35,3	45,5	72,2
Gabon	8,5	9,1	6,4	43,0	51,4	53,2
Mali	44,5	46,4	41,2	16,3	18,9	21,3
Niger	38,5	40,8	37,8	17,9	17,3	17,8
Sénégal	19,0	18,8	18,2	19,1	21,0	26,9
Tchad	32,5	37,8	39,2	14,1	11,9	13,8
Togo	44,1	34,9	37,8	20,7	21,2	22,1
Evolution du taux de croissance économique de la zone CFA						
Année	1993		1994		2000	
Taux de croissance (Zone CFA)	-1,4		1,8		2,3	

Source : Calcul de l'auteur et Worldbank data base.

2.2 Le poids économique global et les indicateurs socio-économiques

A partir des années 80, les pays de la Zone ont été confrontés à des déséquilibres macroéconomiques profonds caractérisés par des déficits budgétaires, des déficits de la balance commerciale et du solde courant. Cette situation a conduit à la mise en place des politiques d'ajustement structurel (PAS) édictées par les institutions de Bretton Woods. Devant la persistance des déséquilibres qui sont accompagnés de taux de croissance très faibles, et même négatifs en 1992 et 1993 pour la Zone Franc, le FMI et la Banque mondiale préconisèrent une prise en compte du taux de change dans le processus d'ajustement. Ainsi, la dévaluation du FCFA, intervenue en janvier 1994, devait permettre une relance des exportations, et une reprise de la croissance.

Même si les résultats ne sont pas très satisfaisants, cette dévaluation a permis à la Zone Franc de renouer avec la croissance. En effet, en 1994, le taux de croissance de la Zone Franc s'élevait à, environ, 2%. Ce niveau a été maintenu en 2000, et même renforcé en 2001, avec l'enregistrement d'un taux de croissance d'environ 3,2%. Le déficit de la balance commerciale de la Zone Franc a été résorbé à partir de 1995. Toutefois, le niveau de certains indicateurs sociaux atteste une insuffisance des résultats jusqu'ici obtenus. Cependant, le solde des transactions courantes est demeuré négatif après la dévaluation (au cours de la période post dévaluation). En effet, le niveau du PIB, par tête, qui s'élève à 459 dollars, en 2000, demeure très faible, et se trouve largement en dessous de ceux des Etats Unis, de l'Asie de l'est et de l'Afrique Subsaharienne qui sont, respectivement, égaux à 31843 US\$, 946 US\$ et 563 US\$.

Par ailleurs, cette faiblesse cache quelques disparités entre les pays. Ainsi, le Gabon, le Congo Brazzaville, la Côte d'Ivoire, le Cameroun et le Sénégal ont enregistré, en 2000, un PIB/TETE se trouvant au dessus de la moyenne de la zone. Le Gabon et La Guinée Equatoriale avec, respectivement, 4378 US\$ et 1599 US\$, disposent des PIB, par tête, les plus importants, contrairement à la Guinée Bissau, au Tchad et au Niger qui en ont les plus faibles.

S'agissant des indicateurs sociaux, les taux d'analphabétisme sont généralement très élevés, notamment, au Niger et au Burkina Faso avec, respectivement, 84% et 76,1%. Toutefois, des pays comme la Guinée Equatoriale et le Congo Brazzaville ont fait des efforts importants dans ce domaine qui ont permis d'obtenir des taux relativement bas, s'élevant, respectivement, à 16,8% et 19,3%.

Cette croissance moyenne enregistrée dans la Zone, après la dévaluation du Franc CFA, demeure inférieure au seuil préconisé par la Banque mondiale, pour une réduction substantielle de la pauvreté qui a atteint des proportions importantes. Pour son éradication, des taux de croissance plus élevés doivent être visés dans le cadre des stratégies de croissance accélérée et de réduction de la pauvreté, ainsi que par l'approfondissement du processus d'intégration, en vue d'une meilleure convergence des économies.

3. Objectifs de l'étude

L'objectif de ce papier est d'examiner s'il existe une tendance robuste des niveaux de revenus à converger dans un groupe homogène de pays de la zone CFA. Dans ce contexte, l'homogénéité fait référence aux ressemblances dans les caractéristiques macroéconomiques. Les théories récentes sur la croissance et le développement ont suggéré que la distribution des revenus par tête des régions et/ou des pays peut donner naissance à des clubs de convergence, c'est-à-dire, une tendance pour la distribution des états stationnaires à se regrouper autour d'un petit nombre de pôles d'attraction. Ce regroupement peut être induit par plusieurs facteurs, dont les ressemblances dans les préférences, les technologies, les politiques gouvernementales et les facteurs de production stratégiques qui finissent par se ressembler, avec le temps, dans certains groupes de pays.

La présente étude est une contribution aux nombreux travaux sur les divers aspects de la convergence. A notre connaissance, il n'y a pas encore d'études qui traitent du phénomène spatial dans les zones UEMOA et CEMAC. La nôtre a pour spécificité d'étendre le champ de la recherche, et d'ajouter l'approche de la convergence par les données de panel et les nouveaux outils de l'économétrie spatiale. Elle apporte donc un éclairage nouveau dans le champ de la convergence au niveau des pays de la zone.

De façon spécifique, elle vise les objectifs suivants :

- l'étude globale de la convergence réelle des économies de la zone ;
- l'étude de l'impact de l'effet spatial sur la convergence des économies.

Pour atteindre ces objectifs, la démarche méthodologique qui a été suivie est construite autour :

- d'une approche théorique du modèle de la convergence ;
- d'une analyse explicative consistant à estimer et à interpréter les résultats des modèles de convergence implémentés.

4. Les hypothèses

Hypothèse 1- les pays de la zone franc convergent en niveau et selon le taux de croissance du revenu par tête.

Hypothèse 2- les vitesses de convergence des pays de la zone sont identiques.

Hypothèse 3 - Il existe un phénomène global d'incidence spatiale dans le phénomène de convergence.

Pour tester les hypothèses 1 et 2, nous utilisons deux séries de tests : les tests classiques de la β -convergence en estimant les modèles (6) et (7), et les modèles (Eq(8), Eq(9)...Eq(14) pour tester la convergence spatiale (hypothèses 3).

5. La convergence : théorie et fondements

5.1 Les sources de la théorie de la convergence

Nous considérons que la fonction de production de la zone UEMOA et CEMAC est de type Cobb - Douglas

$$Y(t) = K(t)^\alpha (A(t)L(t))^{1-\alpha} \quad (1)$$

$Y(t)$, $K(t)$, $A(t)$, et $L(t)$ représentent la production, le capital, le niveau de technologie et le travail d'un pays considéré au temps t , respectivement, $A.L$ représente l'input de travail du pays unité d'efficacité. Les paramètres α et $1 - \alpha$ sont les élasticités de la production de capital et du travail. Sur les marchés compétitifs, les facteurs de production sont rémunérés à leurs coûts marginaux. Le travail L et le niveau de technologie A sont supposés augmenter à des taux de croissance exogènes n et g . Tandis que le taux de croissance de la technologie g est supposé être constant pour tous les pays, celui des populations, n , diffère généralement entre les pays.

L'accumulation du facteur est décrite par l'équation suivante :

$$\dot{K}(t) = s_k \cdot Y(t) - k \cdot K \quad (2)$$

où le s_k est le ratio de l'investissement et k le taux de dépréciation du stock de capital physique.

Finalement, le progrès technologique A et le travail L évoluent à des taux de croissance exogènes donnés g et n . La résolution de l'état stationnaire par tête ($y^* = Y/L$), implique que nous ayons sous forme logarithmique :

$$\ln y^* = \ln A_0 + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln s_k + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n+g+k) . \quad (3)$$

La spécification de la convergence standard est obtenue par une approximation en série de Taylor autour de l'état stationnaire donne l'équation 4 ci-dessous :

$$\begin{aligned} \ln y_t = & (1 - e^{-\lambda\theta}) \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln s_k - (1 - e^{-\lambda\theta}) \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n+g+k) - (1 - e^{-\lambda\theta}) \ln y_{t-\theta} \\ & + (1 - e^{-\lambda\theta}) A_0 + g(t - e^{-\lambda\theta}(t-\theta)) \end{aligned} \quad (4)$$

où θ fait référence à la période de temps à laquelle l'équation (4) s'applique, et λ est le taux de convergence.

Cette spécification en coupe transversale a été étendue au cas des panels par Islam, (1995), et possède plusieurs avantages. Plus importante encore, la spécification en panel permet de contrôler les différences dans les niveaux initiaux de technologie A_0 qui sont reflétés au niveau des effets fixes spécifiques des pays. Aussi, les suppositions que n et s_k sont constants au cours de la période θ sont plus réalistes, quand ils sont appliqués sur des périodes plus courtes. Finalement, utiliser une approche de panel permet d'avoir une plus grande robustesse dans l'estimation des paramètres.

En utilisant la notation conventionnelle de la littérature des données de panel, l'équation (4) peut être réécrite comme :

$$\ln y_{it} = \gamma \ln y_{i,t-1} + \beta_1 \ln s_{it} + \beta_2 \ln(n+g+k) + \mu_i + \eta_t + \omega_{it} \quad (5)$$

$$\text{Avec ; } \gamma = e^{-\lambda\theta} ; \beta_1 = \frac{\alpha}{1-\alpha} (1 - e^{-\lambda\theta}) = \beta ; \beta_2 = -\beta ;$$

$$\mu_i = (1 - e^{-\lambda\theta}) \ln A_0 = \text{effet région - spécifique (temps invariant) ;}$$

$$\eta_t = g(t_2 - e^{-\lambda\theta} t_1) = \text{temps effet spécifique (région invariante) ;}$$

$$\omega_{it} = \text{le terme de l'erreur est supposé habituellement } IID(0, \sigma^2) .$$

Imposer les restrictions sur β_2 dans (Eq5) donne le modèle empirique final :

$\ln y_{it} = \gamma \ln y_{i,t-1} + \beta \ln x_{it} + \mu_i + \eta_t + \varpi_{it}$, où les variables regressseurs sont illustrées par

$$x_{it} = \frac{s_{it}}{(n+g+k)_{it}} .$$

5.2 Les fondements de la convergence

5.2.1 Méthodologie empirique

L'hypothèse de convergence est fondée sur les modèles de croissance néo-classiques (Solow, 1956 ; Swan, 1956), et implique une tendance à l'égalisation, à long terme, du taux de croissance du revenu ou de la production, par tête, de différentes zones géographiques. En d'autres termes, il y a convergence, lorsqu'une économie « pauvre » tend à croître plus vite qu'une économie « riche », de manière à ce que le pays « pauvre » rattrape, à long terme, le niveau de revenu ou de production, par tête, du pays « riche ». Cette propriété correspond au concept de β -convergence (Barro et Sala-i-Martin, 1995). La β -convergence peut être absolue (inconditionnelle), lorsqu'elle est indépendante des conditions initiales, ou conditionnelle, lorsque, de plus, les économies sont supposées identiques en termes de préférences, de technologies, de politiques économiques.

L'hypothèse de β -convergence absolue est habituellement testée sur le modèle en coupe transversale suivant :

$$\frac{1}{T} \ln \frac{y_{i,T}}{y_{i,0}} = a + b \ln (y_{i,0}) + e_i \quad (6)$$

où $y_{i,t}$ est le PIB, par tête, de la région i ($i = 1, \dots, N$) à la date t , T est la longueur de la période d'étude, a et b sont des paramètres inconnus à estimer, et e_i un terme d'erreur aléatoire. On dit qu'il y a β -convergence, lorsque b est négatif et statistiquement significatif, puisque, dans ce cas, le taux de croissance moyen du PIB, par tête, entre les dates 0 et T est négativement corrélé avec le niveau initial du PIB, par tête. L'estimation de b permet de calculer la vitesse de convergence :

$\theta = -\frac{\ln(1 + T\beta)}{T}$, et la durée nécessaire pour que les économies comblent la moitié de l'écart qui

les sépare de leur état stationnaire, appelée la demi-vie : $\tau = -\frac{\ln(2)}{\ln(1 + \beta)}$.

5.2.2 Convergence conditionnelle

La prédiction du modèle de croissance néo-classique (Solow, 1956) est que le taux de croissance d'une économie est positivement en rapport avec la distance qui le sépare de son propre état stationnaire. Ce concept est connu comme la bêta convergence conditionnelle. Il y a bêta convergence conditionnelle, si le paramètre bêta est significativement négatif, une fois que les X_i sont constants.

Le test de l'hypothèse de β -convergence conditionnelle est basé sur l'estimation du modèle suivant:

$$\frac{1}{T} \ln \frac{y_{i,T}}{y_{i,0}} = a + b \ln (y_{i,0}) + g X_i + e_i \quad (7)$$

X est le vecteur de variables autorisant à maintenir constant l'état stationnaire de l'économie i , il peut grouper des variables d'état, comme le stock de capital physique et le stock de capital humain, des variables de contrôle ou d'environnement, comme la proportion de la consommation publique dans le PIB, etc. (Barro et Sala-i-Martin, 1995). Nous pouvons tester l'hypothèse de convergence

conditionnelle d'une autre façon qui est basée toujours sur l'équation (7), mais estimée sur des sous-échantillons d'économies pour lesquelles l'hypothèse d'état d'équilibre stationnaire paraît acceptable (constitution de clubs de convergence, par exemple (Jean Pierre, 1999).

Dans cette étude, l'effet différentiel sur la convergence a été dérivé en prenant en compte au niveau de la variable X_i , la structure économique, dans un premier temps, et les variables institutionnelles, dans un second temps.

5.2.3 Les clubs de convergence

En cas de convergence inconditionnelle, il y a seulement un niveau d'équilibre vers lequel toutes les économies tendent. Dans le cas de convergence conditionnelle, l'équilibre diffère selon les économies, et chacune d'elles s'approche de son propre et unique état d'équilibre stable. Au contraire, le concept de club de convergence est basé sur les modèles de croissance endogènes qui sont caractérisés par la possibilité de multiples états d'équilibre stable, local.

Le suivi d'un des différents équilibres vers lequel une économie convergera, dépend du niveau de ses conditions initiales. Autrement dit, les économies convergent l'une vers l'autre, si leurs conditions initiales sont dans "un bassin d'attraction" du même état d'équilibre stationnaire. Dans une telle structure, comme mentionné par Durlauf et Johnson (1995), des tests de convergence standard peuvent avoir quelques difficultés à discriminer ces multiples modèles d'états stationnaires du modèle Solow.

Bernard et Durlauf (1996) montrent qu'une régression linéaire, appliquée aux données produites par des économies convergeant vers des états stationnaires multiples, peut produire un coefficient négatif initial pour le produit intérieur brut, par tête. Le résultat de la bêta convergence globale standard semble ainsi être artificiel.

5.2.4 Convergence spatiale et économétrie

La méthode d'estimation spatiale d'économétrie (Anselin, 1988a ; Anselin et Florax, 1995 ; Cliff et Ord, 1981 ; Upton et Fingleton, 1985) est utilisée pour détecter et corriger l'autocorrélation spatiale dans le modèle de bêta convergence absolue.

Initialement, nous estimons le modèle simple de convergence conditionnelle.

$$\frac{1}{T} \text{Ln}\left(\frac{Y_{i,t}}{Y_{i,1970}}\right) = S\alpha + \beta \text{Ln}(y_{i,1970}) + \gamma \text{Ln}(X_{i,1970}) + \varepsilon_{i,t} \quad \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (8)$$

Nous effectuons plusieurs tests pour confirmer la présence des effets spatiaux mentionnés dans la section antérieure. Au moyen de ces tests, une spécification qui intègre explicitement, et d'une façon adéquate, les effets spatiaux détectés sera choisi. Ensuite, nous estimons les paramètres du modèle de convergence avec considération de l'autocorrélation spatiale. Finalement, dans la troisième étape, il est procédé à une analyse de l'impact des plans d'association spatiale sur la convergence.

Soit Z le vecteur de dimension $N=12$, où chaque élément du vecteur est défini comme la proportion du PIB, par tête, en 2000 au PIB, par tête en 1970, pour chaque pays i . $T=31$, Y_{1970} est le vecteur qui contient les observations du PIB, par tête, pour toutes les régions en 1970, α , β et γ sont les paramètres inconnus à estimer, et ε , le vecteur des erreurs avec les propriétés habituelles. S est le vecteur de l'unité.

D'après le principe des tests d'autocorrélation spatiale, nous aurons à estimer une des formes de modèles suivants :

Cas 1: Le modèle à erreur spatiale

Les erreurs suivent un processus autorégressif d'ordre 1

Dans ce cas, nous avons :

$$\frac{1}{T} \text{Ln}\left(\frac{Y_{i,t}}{Y_{i,1970}}\right) = S\alpha + \beta \text{Ln}(y_{i,1970}) + \gamma \text{Ln}(X_{i,1970}) + \varepsilon_{i,t} \quad \varepsilon = \lambda W\varepsilon + u \quad u \sim N(0, \sigma^2 I) \quad (9)$$

λ est le paramètre scalaire qui représente l'intensité de l'autocorrélation spatiale entre les résidus de la régression. Etant donné que les termes de l'erreur sont corrélés, l'application des moindres carrés ordinaires (MCO) est peu appropriée. Dans ce cas, nous aurons recours à la méthode du Maximum de Vraisemblance pour les besoins d'estimation.

$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + u$ implique $\varepsilon = (I - \lambda W)^{-1} u$, et l'équation (9) devient :

$$\frac{1}{T} \text{Ln}\left(\frac{Y_{i,t}}{Y_{i,1970}}\right) = S\alpha + \beta \text{Ln}(y_{i,1970}) + \gamma \text{Ln}(X_{i,1970}) + (I - \lambda W)^{-1} u \quad (10)$$

Cette équation implique qu'un choc imprévisible, dans un pays spécifique, affecte non seulement le taux de croissance de ce pays, mais crée aussi, à travers la transformation spatiale, un impact sur les taux de croissance des autres pays. En outre, même si un pays donné a un nombre limité de voisins, l'opérateur inverse dans la transformation spatiale définit une covariance des erreurs qui diffusent des chocs spécifiques, non seulement à ces voisins, mais aussi à tout le système.

Cas 2: Le modèle spatial auto régressif

Dans ce modèle, la corrélation spatiale des observations est prise en compte par le décalage spatial de la variable endogène $W[(1/T)\text{Ln}(z)]$:

$$\frac{1}{T} \text{Ln}(z) = S\alpha + \beta \text{Ln}(y_0) + \rho W\left[\frac{1}{T} \text{Ln}(z)\right] + u \quad (11)$$

où z est le vecteur ($n \times 1$) de la variable dépendante dans le modèle de β -convergence absolue, c'est-à-dire, le vecteur de ratio du PIB, par tête, pour chaque région i , entre les dates T et 0 , $(1/T)\text{Ln}(z)$ est le vecteur des taux de croissance moyen pour chaque région i , entre les dates T et 0 ; Y_0 est le vecteur ($n \times 1$) du PIB, par tête, pour chaque région i à la date $t=0$, et u le vecteur ($n \times 1$) normal, indépendant et identiquement distribué (iid) des termes de l'erreur; S est le vecteur de la somme; α , β et ρ sont les paramètres inconnus à estimer. ρ est le paramètre spatial autorégressif qui indique l'ampleur de l'interaction entre les observations d'après le lien exogène du modèle spatial introduit dans la matrice de poids standardisée. Le décalage de la variable spatiale endogène $W[(1/T)\text{Ln}(z)]$ est un vecteur qui contient les taux de croissance pré - multiplié par la matrice de poids : ainsi pour une région i du vecteur $(1/T)\text{Ln}(z)$, la ligne correspondante du vecteur du décalage spatial contient la moyenne spatialement pondérée des taux de croissance des régions voisines.

L'estimation de ce modèle par les MCO produit des estimateurs non robustes dû à la présence d'un régresseurs stochastique Wy qui est toujours corrélé avec u , même si les résidus sont

indépendamment et identiquement distribués (Anselin, 1988a). D'où, il doit être estimé par la Méthode du Maximum de Vraisemblance ou la Méthode des Variables Instrumentales.

Cette spécification peut être interprétée de deux façons. Dans la perspective de convergence, il rapporte une certaine information sur la nature de la convergence par le paramètre β , une fois que des effets spatiaux sont contrôlés. Dans la perspective de la géographie économique, il peut aider à mettre en évidence un effet de débordement spatial, puisqu'il indique comment le taux de croissance du PIB, par tête, dans une région est affecté par ceux des régions voisines par le paramètre ρ . De plus, il faut souligner aussi que ce modèle peut être réécrit comme suit :

$$\begin{aligned} (I - \rho W)^{-1} \ln(z) &= a S + b \ln(y_0) + u \\ \ln(z) &= a (I - \rho W)^{-1} S + b (I - \rho W)^{-1} \ln(y_0) + (I - \rho W)^{-1} u \end{aligned} \quad (12)$$

Cette expression indique qu'en moyenne, le taux de croissance d'un pays donné n'est pas affecté seulement par son propre PIB, par tête, initial, mais aussi par les PIB de toutes les autres régions, à travers la transformation spatiale inverse $(I - \rho W)^{-1}$.

Cas 3: le modèle spatial cross-régressif

Dans ce cas, nous introduisons la variable exogène retardée dans le modèle. L'équation (2) devient

$$\frac{1}{T} \ln\left(\frac{Y_{j,t}}{Y_{i,1970}}\right) = S\alpha + \beta \ln(y_{i,1970}) + \gamma W \ln(X_{i,1970}) + \varepsilon_{j,t,i} \quad (13)$$

L'influence de variables exogènes spatialement décalées est reflétée par le vecteur du paramètre γ . Cette spécification générale permet la prise en compte explicite des effets spatiaux de débordements, et peut être interprétée comme un modèle de convergence conditionnel qui intègre des variables de l'environnement spatial qui pourraient influencer probablement les taux de croissance. L'ensemble des variables explicatives peut inclure, ou pas, $\ln(Y1970)$. Ce modèle peut être estimé par les MCO.

Un cas spécial intéressant est obtenu, quand X inclut seulement $(Y1970)$, nous avons alors:

$$\frac{1}{T} \ln\left(\frac{Y_{j,t}}{Y_{i,1970}}\right) = S\alpha + \beta \ln(y_{i,1970}) + \gamma W \ln(y_{i,1970}) + \varepsilon_{j,t,i} \quad (14)$$

Dans ce cas spécifique le PIB, par tête, initial spatialement décalé affecte les taux de croissance. Ce modèle peut être interprété comme une spécification minimale permettant un effet exogène spatialement retardé dans le modèle de la β -Convergence conditionnelle. Il donne des estimations d'un effet direct et d'un effet spatialement retardé du niveau du PIB initial, par tête, sur les taux de croissance.

6. Les résultats

6.1 Convergence réelle

Dans cette section, nous étudierons principalement le comportement du revenu, par tête, sous différents angles : celui de l'optique de la convergence absolue, et de la convergence conditionnelle.

6.1.1 Analyse économétrique du phénomène de la convergence absolue à travers le revenu par tête

L'un des objectifs de ce document étant d'examiner si les économies ont tendance à converger vers les mêmes niveaux de revenu par tête et les phénomènes susceptibles de contribuer à cette convergence, les résultats des divers estimations économétriques effectuées sur les quatre sous-périodes montrent que les pays de la zone franc n'ont connu ce type de convergence qu'au cours de la période post dévaluation, quoique aucun des blocs (CEMAC et UEMOA) la composant n'ait connu une telle convergence.

Période 1970-2000

Durant cette période, la convergence n'a été observée qu'avec les pays membres de l'UEMOA et ceux produisant le coton, avec une vitesse sept fois plus élevée que les premiers. Cette forte vitesse constatée découle de la position privilégiée du coton dans l'économie de la plupart des pays de la zone franc. A titre d'exemple, le coton constitue, dans des pays comme le Mali, le Burkina et le Bénin, l'un des premiers produits d'exportation, sans oublier que sa culture utilise une bonne frange de la population active.

Période 1970-1979

Seuls, les pays producteurs du coton ont convergé avec une vitesse (2,60%, l'an) nettement, moins importante que celle enregistrée (3,28%, l'an) au cours de la période 1970-2000. Autrement dit, l'instauration des unions monétaires (UMOA et UDEAC) a eu un impact moindre sur la convergence de ces pays, dans la mesure où, non seulement la production du coton était encore embryonnaire, mais aussi et surtout, en raison des conditions climatiques et des coûts mondiaux largement fluctuants.

Période 1980-1993

L'ensemble des pays de la zone franc n'a pas connu le phénomène de convergence, quoique chacun des deux blocs ait convergé. Au niveau des pays de l'Afrique de l'Ouest ayant en usage le Franc CFA, où le phénomène est plus accentué, la vitesse de convergence (1,22%) est trois fois plus importante que celle relevée au niveau de leurs homologues de l'Afrique Centrale. Dans ces conditions, les mesures économiques des PAS, associées à celles préconisées par la CEAO, ont plus d'impact dans la réduction des disparités au sein des pays de la Zone Franc de l'Afrique occidentale que ceux de l'Afrique centrale. En outre, les pays pétroliers de la Zone Franc, ainsi que, ceux pratiquant surtout la culture du coton, ont convergé avec une vitesse plus importante. Ces résultats semblent témoigner de l'importance des rôles joués par ces deux produits d'exportation dans la réalisation du phénomène de convergence, en termes de similarités des économies.

Période 1994-2000

Contrairement aux trois autres sous-périodes, Cette période a vu converger, aussi bien les pays côtiers et ceux produisant le café que les pays membres de la zone franc. Le phénomène a été beaucoup plus perceptible au niveau des pays producteurs du café où la vitesse de convergence (1,81% l'an) représente le triple de celle relevée au niveau des pays côtiers (0,67% l'an) et des pays de la zone franc (0,58%). La plus forte performance des pays producteurs du café serait, en partie, imputable à la dévaluation du franc CFA et aux mesures économiques préconisées par les deux unions (UEMOA et CEMAC), dans le but de promouvoir les exportations et la libre circulation des biens et services qui ont conféré à ce produit une compétitivité tant sur les marchés de chaque bloc économique que sur ceux situés en dehors. Les résultats obtenus au niveau de cette sous-période viennent renforcer ceux trouvés par Pritchett [1995]. En effet, au cours des autres sous-périodes, relativement longues, les pays de la Zone Franc n'ont pas convergé, bien que les pays plus pauvres de la zone aient connu un relèvement de leur niveau de revenu, par tête. Ces périodes ont, tout comme Pritchett l'a signalé, connu la formation des clubs de convergence, quoique l'ensemble des pays n'ait pas convergé. C'est le cas, par exemple, des pays cotonniers (1970-2000, 1970-1979 et 1980-1993) et des pays de la Zone Franc de l'Afrique occidentale (1970-2000 et 1980-1993). En somme, l'analyse de cette forme de convergence révèle que les pays de la Zone Franc n'ont connu la convergence absolue qu'après la période post dévaluation caractérisée par une cohabitation d'une union monétaire et économique au sein d'une même organisation, sans toutefois oublier l'existence, en son sein, des clubs de convergence. Qu'en est-il de la convergence conditionnelle ?

Tableau 2 : Convergence absolue approché en termes d'institution et de similarités

1970-2000							
	Zone CFA	Situation Géo politique			Similarités dans la production de biens		
		UEMOA	CEMAC	Pays Côtiers	Pays Pétroliers	Pays Cotonniers	Producteurs Café
(1/31)*Log(Gnitete)							
Log(Gnitete0)	0,005*	-0,004**	0,015*	0,012*	0,010*	-0,021*	0,002
Constante	0,001	0,046*	-0,046*	-0,034*	-0,018	0,121*	0,019
Wald Chi(2)	11,17	5,00	43,25	32,83	8,90	52,42	0,41
Prob(Chi2)	0,0008	0,025	0,000	0,0000	0,0029	0,000	0,5207
Convergence speed	No convergence	0,46%	No convergence	No convergence	No convergence	3,28%	No convergence
1970-1979							
	Zone CFA	Situation Géo politique			Similarités dans la production de biens		
		UEMOA	CEMAC	Pays Côtiers	Pays Pétroliers	Pays Cotonniers	Producteurs Café
(1/14)*Log(Gnitete)							
Log(Gnitete0)	0,011	-0,006	0,036*	0,024**	0,029	-0,023***	0,017
Constante	-0,013	0,073	-0,139**	-0,078	-0,100	0,149**	-0,033
Wald Chi(2)	1,98	0,39	7,71	3,72	2,44	2,64	1,00
Prob(Chi2)	0,160	0,533	0,006	0,054	0,118	0,104	0,318
Convergence speed	No convergence	No convergence	No convergence	No convergence	No convergence	2,60%	No convergence
1980-1993							
	Zone CFA	Situation Géo politique			Similarités dans la production de biens		
		UEMOA	CEMAC	Pays Côtiers	Pays Pétroliers	Pays Cotonniers	Producteurs Café
(1/10)*Log(Gnitete)							
Log(Gnitete0)	0,0003	-0,011*	-0,004*	0,000	-0,011*	-0,023*	-0,006
Constante	-0,006	0,055*	0,036*	-0,004	0,085*	0,127*	0,044
Wald Chi(2)	0,10	15,16	7,56	0,02	25,89	16,61	1,61
Prob(Chi2)	0,750	0,0001	0,006	0,890	0,000	0,000	0,204
Convergence speed	No convergence	1,22%	0,42%	No convergence	1,15%	2,82%	No convergence
1994-2000							
	Zone CFA	Situation Géo politique			Similarités dans la production de biens		
		UEMOA	CEMAC	Pays Côtiers	Pays Pétroliers	Pays Cotonniers	Producteurs Café
(1/7)*Log(Gnitete)							
Log(Gnitete0)	-0,006*	0,000	0,000	-0,006**	0,004	-0,0004	-0,0169**
Constante	0,028**	0,001	-0,020	0,035***	-0,042	0,002	0,0921**
Wald Chi(2)	7,72	0,00	0,01	5,00	0,80	0,00	5,80
Prob(Chi2)	0,01	0,9927	0,9180	0,0254	0,3718	0,9604	0,0160
Convergence speed	0,58%	No convergence	No convergence	0,67%	No convergence	No convergence	1,81%

Source : Calcul de l'auteur .

*significatif à 5%, ** significatif à 1% . .

6.2 Convergence conditionnelle

Période de 1970 à 2000

Le phénomène de convergence conditionnelle apprécié par sa vitesse est le moins perceptible durant cette période. Ainsi, la vitesse optimale de convergence, 0,63%, l'an, est de 0,1% inférieure à celle de la zone CEMAC (0,73%, l'an) et, environ, deux fois plus faible que celle enregistrée dans la zone UEMOA (0,34 %, l'an). En outre, cette vitesse optimale est, respectivement, 5,7 et 2,7 fois inférieures à celle enregistrée avant et pendant les PAS (1970-1979 et 1980-1993). Cette vitesse optimale est atteinte en agissant successivement sur l'aide, par tête, le stock de main-d'œuvre, le taux d'investissement, le ratio élèves/enseignant au niveau de l'enseignement primaire, le taux d'inflation, les termes de l'échange et l'exportation. Au nombre des variables significatives (au seuil de 15%) du modèle optimal, les termes de l'échange et la variable stock de main d'œuvre ont un impact négatif sur le revenu, par tête, tandis que l'aide, par tête, le taux d'exportation et le taux d'investissement contribuent à son amélioration.

Au-delà de son impact positif sur le revenu, l'aide, par tête, semble être l'une des variables-clés de ce modèle, puisqu'elle est la seule qui conditionne la convergence. En effet, ce résultat semble être étayé l'une des cinq conclusions extraites par Pascal Brouillet, (2003) de l'étude intitulée « Assessing Aid : What Works, What Doesn't » faite par la Banque Mondiale en 1998. Selon cette conclusion, l'aide a un impact positif seulement dans le contexte d'une bonne politique. En revanche, cet effet positif obtenu avec cette variable semble infirmer les résultats des auteurs comme Naudet Jean-David (1994), qui a démontré une relation négative entre l'aide publique au développement et le PIB, par tête et, donc, par ricochet, le revenu, par tête. Au-delà de toutes ces controverses, il s'agira de bien spécifier la nature et la quantité de l'aide pour éviter qu'elle n'engendre :

- une désorganisation administrative à travers son impact négatif sur les dépenses et les recettes publiques (Gang et Khan, 1991 ; Khan et Hoshino, 1992) ;
- un impact négatif sur la production agricole par le biais de l'aide alimentaire ;
- diverses distorsions entraînées par la mise à disposition de "capital sans coût".

S'agissant du taux d'exportation, hormis le fait que son augmentation de 1% relève le niveau des revenus, par tête, de 1,52%, les autres conditions restant inchangées, son absence confère au modèle ainsi obtenu une vitesse de convergence (0,22%, l'an) valant, environ, le tiers de celle du modèle optimal. Cette conclusion est en accord avec celle généralement rencontrée dans la littérature. En effet, une amélioration de ce taux traduit la compétitivité des produits d'exportation de la zone, ce qui s'accompagne d'une entrée importante de devise qui améliore le niveau de richesse, par tête. Un tel développement des exportations n'étant possible qu'en diversifiant et/ou en améliorant la quantité et la qualité des produits exportés, on comprend alors l'effet positif du taux d'investissement sur le revenu, par tête. Lorsque cet investissement vise à accroître les capacités, elle peut, soit s'accompagner d'un redéploiement de la main-d'œuvre et, donc, d'un enrichissement direct des actifs, soit d'une mécanisation de la production qui, au-delà des exportations, améliorera la production et, par suite, le revenu, par tête.

Durant la période 1970-2000, les investissements réalisés ont induit une hausse supplémentaire des revenus, par tête de 3,2%. En outre, son absence dans le modèle optimal fait passer la vitesse de convergence du nouveau modèle, toutes choses égales par ailleurs, à 0,44%, l'an soit, une diminution relative de 30,2% par rapport à la vitesse du modèle optimal. Les impacts positifs induits par les dernières variables (aide, par tête, taux d'exportation et taux d'investissement) sont nettement amoindris par l'effet des termes de l'échange qui ont été en défaveur des pays de la Zone Franc. D'ailleurs, cette variable a l'impact le plus important (en valeur absolue) sur le revenu, par tête. Une détérioration de ce ratio de 1% entraîne une diminution trois fois plus élevée (2,67%) des revenus, par tête.

Ce résultat semble alors confirmer l'hypothèse formulée par Raoul Prebisch et Hans Singer, au cours des années 40-50, stipulant que, comme c'est le cas dans la presque totalité des pays de la zone franc, les pays spécialisés dans l'exportation de produits primaires subissaient une détérioration de leur terme de l'échange qui, à terme, diminue le revenu, par tête. En terme d'apport à la vitesse de convergence, l'absence de ce ratio du modèle optimal, si les autres conditions restent inchangées, impute au modèle obtenu plus du tiers (36,4%) de la vitesse de convergence optimale. Le stock de capital, deuxième variable significative ayant le même effet sur la richesse individuelle que les exportations, permet d'améliorer la vitesse de convergence du modèle optimal de 28,5%.

Tableau 3 : Convergence conditionnelle dans la zone CFA (modèle optimal)

ZONE CFA PERIODE GLOBALE			ZONE CFA PERIODE AVANT PAS		
	Coefficient	t-Student		Coefficient	t-Student
Gnitete0	-0,006	-3,52	Gnitete0	-0,03	-5.08
Aid	0,016	20,02	AID	0,057	17.86
LAB	-0,002	-1,64	CAP	0,032	5.33
CAP	0,013	9,37	QLAB	0,005	0.57
EDU	-0,0004	-0,18	DPU	-0,04	-5.33
INF	-0,005	-0,84	EXP	0,046	4.73
TRADE	-0,027	-6,04	TRADE	-0,065	-4.66
EXP	0,0152	4,86	CONS	0,145	3.43
CONS	0,073	2,04	Wald(Chi-2)	498.49	
Wald(Chi-2)	524.43		Prob Wald(Chi-2)	0.000	
Prob Wald(Chi-2)	0.000		Log Likelihood	303.34	
Log Likelihood	1177,56		Vitesse de convergence	3,63%	22 ans
Vitesse de convergence	0,63%	120ans			
PERIODE PAS			PERIODE APRES DEVALUATION		
Gnitete0	-0,015	-6.70	Gnitete0	-0,014	-6.28
AID	0,002	-6.74	PRE	0,002	1.06
CAP	0,011	8.97	AIDE	0,013	4.66
INF	-0,0224	-1.65	CAP	0,022	7.11
SEC	-0,057	-3.63	DPU	-0,013	-2.21
EXP	0,069	9.87	TRADE	0,004	0.71
TRADE	-0,095	-10.65	SEC	0,052	2.72
DETTE	-0,019	-7.89	EDU	-0,033	-5.45
CONS	0,596	5.45	CONS	-0,134	-1.56
Wald(Chi-2)	270.82		Wald(Chi-2)	108.99	
Prob Wald(Chi-2)	0.000		Prob Wald(Chi-2)	0.000	
Log Likelihood	484.9978		Log Likelihood	248.817	
Vitesse de convergence	1,68%	46 ans	Vitesse de convergence	1,43%	51ans

Source : Calcul de l'auteur.

Période de 1970 à 1979

Contrairement à la précédente, cette période est celle où la vitesse de convergence optimale est le plus élevée. Ce constat reste également valable dans la CEMAC et dans l'UEMOA, quoique leurs vitesses respectives soient, environ, trois et 11 fois supérieures. Le modèle optimal est obtenu sous l'effet conjugué de six agrégats macroéconomiques, à savoir : l'aide, par tête, le taux d'investissement, la qualité de la main-d'œuvre appréciée par le ratio élèves/enseignant au niveau de l'enseignement primaire, le ratio dépense publique/PIB, le taux d'exportation, et les termes de l'échange.

Trois parmi ces variables – l'aide, par tête, le taux d'exportation et le taux d'investissement – ont, comme pendant la période précédente, une influence positive sur le niveau de revenu, par tête, avec une incidence beaucoup plus élevée. La plus importante de ces variables est l'aide, par tête dont une hausse de 1% provoque une augmentation six fois plus élevée (5,7%) du niveau de revenu. Son absence du modèle optimal, toutes les autres conditions restant inchangées, ampute au modèle obtenu 92,8% de la vitesse du modèle optimal. L'apport respectif, en terme de vitesse de convergence du taux d'exportation et du taux d'investissement, les deux dernières variables du modèle optimal ayant des effets significativement positifs sur le revenu, par tête, est d'environ la moitié et le tiers (44,6% et 31,5% respectivement) de celui induit par le ratio aide, par tête.

Une fois encore, ces trois variables semblent traduire le dynamisme de la production matérialisée par une augmentation de la quantité et/ou de la qualité de la production (par le biais des investissements et des aides, deux des formes de financement des économies de la zone franc), et une amélioration de l'effet induit par l'exportation sur le niveau de vie des populations appréhendé par leur revenu individuel. Ces résultats encourageants ont partiellement bénéficié du concours de la qualité de la main-d'œuvre, quoique cette dernière ne soit pas significative. En revanche, tout comme la période 1970-2000, les termes de l'échange constituent la principale variable amenuisant le niveau des revenus individuels. Toutefois, son incidence (23,4% de la vitesse du modèle optimal) sur la vitesse de convergence optimale est plus faible que chacune des trois variables ayant eu une influence positive sur le revenu, par tête.

A titre d'exemple, cette incidence vaut, environ, le quart de celle induite par la variable aide, par tête. S'agissant du ratio dépense publique/PIB, toute hausse de cette dernière de 1% provoque une diminution plus que proportionnelle des revenus, par tête de 3,95%. L'effet négatif de cette variable sur le revenu proviendrait d'une hausse excessive de celle-ci découlant : (1) de l'abondance des investissements nécessaires pour les secteurs sociaux tels que l'éducation, la santé (dont le financement était supérieur à la richesse créée pour des raisons démographiques) et les infrastructures, et (2) de la reprise par l'Etat du secteur industriel qui subissait le désengagement progressif des investisseurs étrangers. Dans ces conditions ces résultats corroborent les études empiriques faites par Savvidès (1995) sur les pays africains. Celles-ci montrent que la croissance du ratio de dépenses publiques sur le PIB contribue, de façon significativement négative, à la croissance économique et, donc, sur le revenu, par tête.

En définitive, le modèle optimal de cette période dont la vitesse de convergence représente, environ, trois et six fois celle respectivement enregistrée au cours des périodes 1994-2000 et 1970-2000, est caractérisé par trois variables (aide, par tête, taux d'exportation et taux d'investissement) à influence significative et positive sur le revenu, par tête. Il est aussi déterminé par deux autres variables (termes de l'échange et part de la dépense publique dans le PIB) à effet positif sur la variable endogène.

Période des PAS (1980-1993)

Elle est la seconde, en termes de vitesse de convergence mesurant l'ampleur dudit phénomène. Sept variables ont participé à l'obtention de la vitesse maximale évaluée à 1,68%, l'an pour une demi-vie de 46 ans. Parmi elles, l'aide, par tête, le taux d'investissement brut, et le taux d'exportation ont, tous trois, un effet significativement positif sur le revenu par tête, tandis que le solde extérieur courant, les termes de l'échange, l'inflation et la dette l'influencent négativement.

Ici, tout comme pendant la période 1970-1979, le taux d'exportation induit un effet positif sur la variable endogène. Dans le modèle PAS, une augmentation de 10% de ce taux entraîne une poussée des revenus de 0,7%. Cette amélioration découle de la mise en œuvre des politiques d'ajustement qui se sont tournées vers une relance des exportations et une diminution des importations, afin de rétablir la compétitivité des pays de la zone.

L'inflation a un comportement conforme à celui qu'il a eu sur la sous-période 1970-2000. Cependant, l'effet de cette variable s'est beaucoup plus accentué sur la période PAS que sur la période globale. Ainsi, on observe qu'une augmentation de l'inflation de 1% entraîne une baisse du revenu, par tête, de 0,02%.

Par rapport aux autres périodes, l'effet des variables aide, par tête et des taux d'investissement sur le revenu s'est dégradé dans ce modèle. La compression drastique des dépenses publiques a entraîné la réduction de l'investissement public.

Les termes de l'échange se sont encore détériorés, au cours de la période PAS, et l'effet négatif sur le revenu, tout comme dans les périodes précédentes, s'est creusé. Une détérioration de 1% des termes de l'échange entraîne une baisse de 0,09% du revenu. Cette période est, en effet, caractérisée par un manque de compétitivité des pays de la zone, ce qui explique les résultats obtenus. Par ailleurs, le ratio dépense publique/PIB n'a pas contribué à l'obtention du modèle optimal.

Période post dévaluation (1994-2000)

Elle est la troisième sous-période en termes d'ampleur de la convergence appréciée à travers les vitesses dudit phénomène. Durant cette période, la vitesse de convergence (conditionnelle) maximale est atteinte en agissant successivement sur la population active relative, l'aide par tête, le taux d'investissement, la part des dépenses publiques dans le PIB, les termes de l'échange, le solde extérieur courant, et le ratio élèves/maître dans l'enseignement primaire. En dehors de la qualité de la main-d'œuvre et des dépenses publiques qui, dans ce modèle, gardent un signe négatif, les cinq autres ont tendance à relever le niveau de revenu. A ce titre, il faut noter qu'au cours de cette sous-période, la variable « part des dépenses publiques dans le PIB » enregistre un signe inattendu. Son effet au cours de cette période s'est, tout de même, nettement amoindri. Une augmentation de ce ratio s'accompagne d'une baisse plus que proportionnelle du revenu par tête (une augmentation du ratio de 1% détériore le revenu de 0,01%).

N'est-ce peut-être pas une conséquence positive des diverses mesures de surveillance multilatérale envisagées par l'UEMOA et la CEMAC dans le cadre des critères de convergence nominale au lendemain de la dévaluation ? En effet, deux des critères de second rang en vigueur, par exemple, dans la zone UEMOA, définissent une certaine fourchette de la gestion des dépenses publiques. Le premier stipule que le ratio de la masse salariale sur les recettes fiscales doit au plus être égal à 35%. Le second, pour sa part, exige que le ratio investissement public financé sur ressources internes rapporté aux recettes fiscales soit, au moins, égal à 20%.

Tout comme les dépenses publiques, la qualité de la main-d'œuvre (appréciée par le ratio élèves/enseignant du primaire) a un effet négatif sur le revenu, par tête. Une amélioration de 1 % de ce ratio s'accompagne d'une baisse du revenu de 0,03 %. Ce résultat vient infirmer ceux obtenus par Horowitz et Sherman (1980), Mairesse et Sassenou (1989) Sevestre (1990), Bensaid et Aguiton,(1996), stipulant qu'une augmentation de la qualité de la main-d'œuvre, approchée de différente façon, avait un impact fortement positif sur la productivité globale des facteurs et, donc, sur les revenus par tête. Cependant, ce résultat inattendu peut être dû aux politiques de licenciement massif ayant prévalu au cours de la période PAS, et qui ont eu pour effet la réduction du nombre d'enseignants, l'apparition de nouvelles formes d'enseignement, à savoir le vacatariat et le volontariat.

Contrairement aux autres sous-périodes, les termes de l'échange ont eu un effet positif sur le revenu, même si les résultats ne sont pas significatifs. Une amélioration des termes de l'échange de 1% entraîne une hausse du revenu de 0,003%. Ceci est dû aux effets de la dévaluation qui ont permis aux produits de la Zone Franc d'être plus compétitifs sur les marchés extérieurs.

L'inflation n'a pas été retenue comme variable explicative dans cette sous-période, puisque son apport, avec un effet positif généralement moindre que celui du ratio dépense/PIB dans chacun des modèles de cette sous-période, infirme, de manière analogue, les résultats de la période avant les PAS (1970-1979), et la conclusion de Savvidès (1995) sur cette variable.

Tableau 4 : La prise en compte des effets spatiaux

	Période des PAS		Période après dévaluation		
	Coefficients	t-Student	Coefficients	t-Student	
Lngni80	-0,003	-0,88	Lngni94	-0,009	-2,63
Waid	0,001	1,73	Wpre	-0,001	-2,16
Wcap	-0,001	-1,55	Waid	0,002	2,25
Winf	0,0003	0,04	Wdpu	0,007	7,25
Wsec	-0,001	-0,13	Wcap	-0,0003	-0,68
Wexp	0,001	3,22	Wtrad	0,007	-1,71
Wtrad	-0,0001	-0,08	Wsec	-0,001	-3,19
Wexd	-0,0003	-0,51	Wedu	-0,003	-8,03
_cons	0,031	1,46	_cons	0,036	2,18
Log likelihood	483,4		Log likelihood	251,77	
Wald chi2(8)	228,15		Wald chi2(8)	133,88	
Prob > chi2	0.0000		Prob > chi2	0,000	
Vitesse de convergence	0,33%	216	Vitesse de convergence	0,70%	101

Source : Calcul de l'auteur.

Période PAS

L'observation du tableau met en évidence la robustesse de l'aide au développement, et l'effet positif des exportations sur le revenu, par tête, au cours des PAS. La vitesse de convergence – d'environ, 0,33% l'an – est faible sur cette période. La prise en compte des effets frontières entraîne la non significativité de beaucoup de variables. Ceci peut s'expliquer par le fait que celles-ci ne contribuent pas significativement aux effets de débordement que l'on cherche à appréhender. La vitesse de convergence, compte non tenu des effets de débordement, est supérieure à la vitesse de convergence, avec prise en considération des effets de débordement. Ainsi, on peut dire que les effets de débordement exercent un effet inhibiteur sur le phénomène de convergence et, donc, par ricochet, sur le phénomène de l'intégration économique.

Période après dévaluation

Sur cette période, on note que la plupart des variables sont significatives, et que la vitesse de convergence est supérieure à celle de la période précédente. Toutefois, cette vitesse est deux fois moins élevée que celle obtenue sur la même période, compte non tenu des effets de débordements. Le caractère inhibiteur global de ces effets est, une fois de plus, mis en évidence sur cette sous-période étudiée. Outre le taux d'investissement qui a un signe négatif non significatif, toutes les autres variables ont le signe attendu. Cependant, la prise en compte des effets spatiaux a mis en évidence certaines spécificités au niveau des variables. On observe que, pour des variables comme l'aide publique, par tête, l'impact avec le modèle spatial est, environ, sept fois plus élevé qu'avec le modèle normal, et que les amplitudes des effets sont relativement plus faibles avec le modèle spatial qu'avec le modèle normal, sur la même période.

6.3 Discussions sur les effets spatiaux

L'observation des résultats des effets de débordement pendant les PAS, en zone CFA, révèle que la vitesse de convergence est passée de 1,63%, avant la prise en compte des effets frontières à 0,33%, lorsque ces effets sont intégrés dans le modèle. Ceci signifie que les effets frontières ont fait perdre près de 1,3% de vitesse de convergence correspondant à un éloignement de l'état stationnaire d'environ 52 ans. Les mêmes phénomènes sont observés sur la période après dévaluation. On constate que la vitesse de convergence des pays de la Zone Franc est passée de 1,43%, lorsque les effets de débordement ne sont pas pris en compte, à un niveau de 0,7%, quand ces derniers sont considérés dans le modèle. On peut donc noter le pouvoir inhibiteur généralisé des effets frontières sur la convergence.

Toutefois, ces résultats induisent plusieurs pistes d'explications.

- L'hétérogénéité géographique au sein des pays de la zone CFA peut être évoquée pour expliquer la faiblesse de la vitesse de convergence de ces pays ou la persistance des disparités de revenus, malgré le processus d'intégration économique. En effet, au sein de la littérature théorique et empirique sur la question de la convergence des économies, une attention particulière est de plus en plus consacrée aux caractéristiques géographiques des données. Ainsi, certaines études empiriques (Beine et Jean-Pierre, 2000) soulignent une coïncidence entre le regroupement géographique des données et les types de convergence animant les groupes de régions ou de pays associés.

- Les schémas géographiques ont une apparente liaison avec les disparités économiques, et ceci provient, en général, des forces d'interactions spatiales qui entrent en jeu pour déterminer les dynamiques de croissance et de convergence.

- Avec l'approfondissement des théories traditionnelles du commerce international et l'émancipation sur les hypothèses réductrices d'homogénéité des facteurs de production, des secteurs, des produits, des pays partenaires à l'échange, on assiste à une rupture de l'hypothèse de l'homogénéité de l'espace (Catin et Djondang, 1992). Les régions sont plus ou moins liées, sur le plan productif, dans un processus de spécialisation-intégration, et ont un poids très différent dans les échanges intra régionaux et internationaux. Le nouveau paradigme de l'économie internationale et des nouvelles théories de croissance insiste sur les avantages comparatifs, sur le cercle vertueux des rendements croissants et des externalités positives, et invitent à introduire la composante territoriale comme un élément clé de l'amorce d'une théorie renouvelée des échanges.

- Sans nul doute, le rôle inhibiteur des effets frontières traduit-il les distorsions et les lacunes inhérentes à une intégration économique en devenir. Certes, des efforts importants ont été entrepris sur le plan institutionnel, dans la mise au point d'instruments permettant de fédérer les efforts pour une meilleure gestion des ressources frontalières, à l'instar du Tarif Extérieur Commun (TEC) initié dans la zone UEMOA. Cependant, force est de constater que ces textes réglementaires tardent à être mis en application de façon effective. Les frontières, loin de réglementer les flux de biens et services au niveau de chaque pays, tendent généralement à les dévier ou à les bloquer. Ainsi, la libre circulation de la main-d'œuvre, qui est l'un des fondements de la théorie du commerce internationale énoncé par Krugman, est prise à défaut dans un arsenal législatif et administratif d'une lourdeur asphyxiante qui finit par créer des effets déviants très importants pour les pays qui l'ont mise en place. Les modèles de Martin et Ottaviano (1999), Englmann et Walz (1995) et Baldwin et Forslid (2000), concluent sur le fait que la localisation des activités et la croissance peuvent être deux phénomènes étroitement liés, ce qui donne un fondement théorique important au constat que la croissance peut se nourrir de la concentration géographique.

7. Conclusion

L'objectif de cette étude était d'analyser l'état de la convergence dans la zone CFA, en spécifiant les particularités de celle-ci, au cours de trois sous-périodes correspondant à la création et au fonctionnement des institutions monétaires et économiques d'intégration. Cette convergence a été appréhendée sous deux formes principales : la convergence réelle et la convergence spatiale.

Au terme de l'étude, il apparaît que la convergence a été effective sur certaines périodes, mais de façon conditionnelle. Ceci signifie que les critères de convergence et les institutions mises en place ont été efficaces. La présence des clubs de convergence est aussi mise en évidence dans les pays de la zone CFA. En effet, on observe que les effets de similarités, tant par rapport à la spécialisation des économies dans les cultures de rentes (Coton, café), que par rapport aux avantages naturels (Pays côtiers), ainsi qu'aux ressources minières (Pays pétroliers), ont impliqué des processus de convergence au niveau des pays possédant ces atouts sur certaines des périodes considérées.

Trois faits majeurs ressortent des résultats de notre analyse.

Premièrement, le processus d'intégration est beaucoup plus avancé dans la zone UEMOA que dans celle de la CEMAC, quelle que soit la période considérée. Ceci signifie que l'efficacité institutionnelle au sein des pays de l'UEMOA est beaucoup plus marquée. Cette disparité rencontrée au niveau de l'intégration des deux zones pourrait provenir des difficultés à coordonner les politiques macroéconomiques et à remplir les critères de convergence dans des unions où les économies sont, sans cesse, exposées aux chocs extérieurs asymétriques. Dans ce sens, Ousmane Doré et Paul Masson (2002) ont mis en évidence l'influence des termes de l'échange et du cycle de l'activité économique sur les performances des Etats vis-à-vis des critères de convergence. Sur la période 1994- 1997, ils ont montré que les conjonctures favorables des termes de l'échange et du cycle économique avaient permis de réaliser de bonnes performances. A l'opposé, de 1998 à 2001, le renversement de situation a entraîné une dégradation de ces dernières.

Deuxièmement, on note que dans sa globalité, le processus de convergence réelle implique une hétérogénéité, selon les Etats. Ainsi, la convergence absolue s'est beaucoup plus manifestée en zone UEMOA qu'en zone CEMAC. Par ailleurs, les résultats de la convergence conditionnelle mettent en évidence une spécificité des politiques économiques en vigueur, dans chaque zone, par rapport à l'ensemble. Ce phénomène s'explique par le fait que les degrés et la dynamique de la convergence, spécifiques à chaque Etat, résulteraient des probables différences structurelles entre les économies qui constituent la zone. Ainsi, en présence de chocs asymétriques, les économies réagiraient de manière différente, suite à une divergence des préférences en matière de politiques économiques. La politique budgétaire étant le seul instrument de politique économique disponible pour ces pays, elle est alors le siège des divergences. Decaluwé, Dissou et Patry (2001) révèlent ainsi que, dans de nombreux pays de l'UEMOA, l'application des tarifs extérieurs communs engendre de pénibles ajustements sur les finances publiques.,

Troisièmement, l'étude révèle aussi qu'il existe un noyau dur de variables qui conditionnent fortement la convergence. Ainsi, l'aide publique au développement, le stock de capital humain, le taux d'investissement et l'inflation constituent les variables-clés sur lesquelles les politiques d'intégration devraient insister, pour espérer avoir des résultats probants dans le domaine de la convergence, c'est-à-dire, accélérer le processus de convergence et d'intégration dans la zone CFA.

Enfin, il ressort de l'analyse économétrique spatiale que les effets spatiaux appréhendés et qui, dans cette étude, se focalisent essentiellement sur l'effet frontière, constituent un facteur inhibiteur de la convergence. On a pu observer que la vitesse de convergence a été largement réduite avec la prise en compte de ces effets. Notons que l'effet frontière constitue, selon notre appréhension, un proxy pour beaucoup de variables omises, comme les restrictions douanières, la non prise en compte de l'économie informelle, la corruption au niveau des frontières, la puissance des lobbies et des réseaux, etc., qui constituent autant de distorsions à la mise en œuvre des politiques d'intégration. Il s'avère donc indispensable, pour la réussite de l'intégration, que les barrières liées aux frontières soient moins restrictives, pour mieux propulser la réussite de l'intégration.

Références bibliographiques

- Anselin, L. 1988a. *Spatial Econometrics : Methods and Models*, Kluwer academic Publisher: Dordrecht
- _____ 1988b. Lagrange Multiplier Test Diagnostics for Spatial Dependence and spatial heterogeneity.
- _____ 1996. The moran Scatter plot as an Psda tool to access local instability in spatial association, in fisher N; scholten H.J, spatial analytic perspective on GIS, Taylor and Francis London.
- Anselin, L., Florax, R. 1995 Small Sample Properties of Tests for Spatial Dependence in Regression Models, in Anselin L., Florax R. (Eds), *New Directions in spatial Econometrics*, Berlin Springer.
- Baldwin, R., Forslid, R. 2000. *The core-periphery model and endogenous growth : stabilising and de stabilising integration, Economica*, 67 (3) : 307-324.
- Barro, R.J., Sala-i-, M. 1991. Convergence Across States and Regions, *Brookings Papers on Economic Activity*, pp.,107-182.
- _____ 1992. Convergence, *Journal of Political Economy*, 100:223-251.
- _____ 1995. *Economic Growth Theory*, McGraw-Hill, Boston.
- Baumol, W.J. 1986. Productivity Growth, Convergence, and Welfare: What the Long Run Data Show *American Economic review*, 76: 1072-1085.
- Baumont, C., Ertur, C. et Le Gallo, J. 2000. Convergence des régions européennes; une approche par l'économétrie spatiale.
- Beine, M., Jean-pierre, P. 2000. « l'apport des test de racine unitaire en panel à l'identification des clubs de convergence », in Beine M., Docquier F.(eds), *Croissance et convergence économique des régions*, De Boeck Université, Bruxelles, p.235-260.
- Bensaid, D. , Aguiton, C. 1996. *Le retour de la question sociale*, Lausanne, Page2.
- Brouillet, P. 2003. " Assessing Aid : What Works, What Doesn't " faite par la Banque mondiale en 1998.
- Catin, M., Djondang, P. 1992 « Commerce international et economies regionales » : *Economica, Paris 343p.*
- Cliff, A.D., Ord, J.K. 1981. *Spatial Processes: Models and Applications* , Pion, London.
- Cohen, D. 1989. Monetary and fiscal policy in an open économie with or without policy coordination *European Economic Review*, 33:303-30.
- Decaluwé, B, Dissou, Y. et Patry, A. 2001. Union douanière au sein de l'UEMOA: une analyse quantitative, *Revue économique*, 54(2) : 811-30
- Dillings-Hansen, M., Smith, V. 1997. Regional income growth and convergence. Evidence of Danish municipality, in Soreinsen C. (Eds), *empirical evidence of regional growth: Center-periphery discussion*, Rapport of expert comity to the Danish ministry of the interior, October.
- Durlauf, S.N, Bernard, A.B. 1995. Convergence in International Output, *Journal of Applied Econometrics*, 10: 97-108
- _____ 1996. Interpreting Tests Of the Convergence Hypothesis, *Journal of Econometrics*, 71: 161-173.

- Durlauf, S.N. et Johnson, P.A. 1995. multiple regim and cross country behaviour, *Journal of appli econometrics*, 10:365-384
- Englmann, F.C., Walz, U. 1995. Industrial centers and regional growth in the presence of local input: *J. Region. Sci.* **35** : 3-27.
- Fingleton, B. 1999. Estimates of time to Economic Convergence: An Analysis of Regions of th European Union, *International Regional science Review*, 22 : 5-34.
- Gang Ira, N. et Khan, H, A. 1991. Foreign Aid, taxes and public Investiment, *Journal of developpmer Economics*, 34 : 355-369
- Horowitz, S. A., and Sherman. A. 1980. "A Direct Measure of the Relationship Between Huma Capital and Productivity", *Journal of Human Resources* 15(1):67-76.
- Islam, N. 1995. Growth empirics, panels data approach, *Quarterly journal of economies*, 110 :1127-1170
- Jean Pierre, P. 1999. La convergence régionale européenne: une approche empirique par les clubs et le panels, *Revue d'économie régionale et urbaine*, 1 : 21-44
- Khan, H. et Hoshino, E. 1992. Impact of Foreign Aid on the fiscal behaviour of LDC governmen *World development*, (20), 10 : 1481-1488
- Lauridsen, J.N.R. 2002. Spatial autoregressively distributed lag model: equivalents forms, estimation and an illustrative commuting model. Discussion paper, Department of Statistics an Demography, University of Southern Denmark, Conditionally accepted, *Journal of Region Science*.
- Lauridsen, J.N.R. et Kosfeld, R. 2002. Test strategy for spurious regressions, spatial non stationarit and spatial cointegration, Economic discussion paper, number 8/2002, Faculty of Soci Science, University of Southern Denmark.
- Loufir, R. Reichlin, L. 1993. "Convergence nominale et réelle parmi les pays de la CEE et de l'AELE" *Revue de l'OFCE*, 43 : 69-87.
- Mairesse, J., Sassenou, M. 1989. Les facteurs qualificatifs de la productivité : un essai d'évaluation *Economie et Prévision*, 91 :35-42.
- Martin, P., Ottaviano, G. 1999. *Growing location : industry location in a model of endogeneou growth*, *European Economic Review*, (43)2: 281-302.
- Masson, P.R and Doré, O. 2002. 'Experience with Budgetary Convergence in the WAEMU', IM Working Paper WP/02/108.
- Naudet, J.-D. 1994. Etudes des perspectives à long terme en Afrique de l'Ouest, *Réflexions sur l'aide a développement en Afrique de l'Ouest (1960-1990)*, Dial., Juin 1994
- Pritchett, L. 1995. "Divergence, Big Time," World Bank Policy Research Working Paper No. 152 (Washington).
- Rey S. J. et Montouri B. D., 1999 « U.S. Regional Income Convergence: A Spatial Econometric Perspective », *Regional Studies*, no 33, p. 145-156.
- Savvides, A. 1995. "Economic Growth in Africa". *World Development*, 23(3):449-58.
- Sevestre, P. 1990. "Qualification de la main-d'oeuvre et productivité du travail". *Économie et Statistiques*, 237-238: 109-20.
- Solow, R.M. 1956. "A contribution to the theory of economic growth". *Quarterly Journal of Economics*, 70: 65-94.
- Swan, T.W. (1956), « Economic Growth and Capital Accumulation », *Economic Record*, 32 : 34-361.
- Upton, G.J.G. and Fingleton, B.1985. *Spatial Data Analysis by Example*. New York, Wiley.

ANNEXE :

Sources et disponibilité des variables

Abbréviation	Description	Période	Source	Type
Gnitete	Revenu par tête	1970-2000	World Bank Data Base	Endogène
Inflation	Déflateur du PIB (indice)	1970-2000	World Bank Data Base	Mixte
Aidtete	Aide par tête	1970-2000	World Bank Data Base	Exogène
SEC /PIB	Solde extérieur courant	1970-2000	World Bank Data Base	Mixte
Dette Ext /PIB	Ratio dette extérieur rapporté au PIB	1970-2000	World Bank Data Base	Mixte
Qltelabor	Ratio élèves/enseignant du primaire	1970-2000	World Bank Data Base	Exogène
FBCF/PIB	Taux d'investissement brut (FBCF/PIB)	1970-2000	World Bank Data Base	Exogène
G/PIB	Part de la dépense dans le PIB	1970-2000	World Bank Data Base	Exogène
Pop active relative	Ratio population active/Population totale	1970-2000	World Bank Data Base	Exogène
Export/PIB	Taux d'exportation (Exportation/PIB)	1970-2000	World Bank Data Base	Exogène
Trade	Termes de l'échange	1970-2000	World Bank Data Base	Exogène
Labor	Stock de main d'œuvre	1970-2000	World Bank Data Base	Exogène
Pays côtiers	Bénin, Côte d'Ivoire, Cameroun, Congo, Gabon, Sénégal, Togo	1970-2000	World Bank Data Base	Endogène
Pays pétroliers	Côte d'Ivoire, Cameroun, Congo, Gabon	1970-2000	World Bank Data Base	Endogène
Pays cotonniers	Bénin, Burkina-Faso, Centrafrique, Mali, Niger, Tchad, Togo	1970-2000	World Bank Data Base	Endogène
Pays producteurs de café	Centrafrique, Côte d'Ivoire, Cameroun, Congo, Togo	1970-2000	World Bank Data Base	Endogène

*Les variables Pop active relative et Labor sont exclusives dans le modèle.