

LA CONVERGENCE DES NIVEAUX DE VIE DANS LES PAYS DE L'UNION ECONOMIQUE ET MONETAIRE OUEST AFRICAINE

Ali Henri OTRou

Docteur d'Etat en Sciences Economiques et de Gestion
Université de Cocody/Abidjan – COTE D'IVOIRE

RESUME

L'objectif de la présente étude concerne l'application du niveau de la convergence des niveaux de vie dans les pays de l'UEMOA. Il ressort que la convergence réelle qui concerne le rapprochement des niveaux de vie reste limitée. Ce qui amène à définir des politiques susceptibles de renforcer la croissance économique à travers la mise en place d'une division sous-régionale du travail et la coordination des politiques sectorielles.

Mots clés : Croissance économique, développement, convergence réelle, volonté politique, harmonisation des politiques économiques.

ABSTRACT

The Objective of the present study concerns the application of the level of the convergence of standards of living in the countries of WAEMU (UEMOA). It appears that the genuine convergence that concerns the connection of standards of living remains limited. Thus, the definition of politics likely to reinforce the economic growth towards the starting up a sub-regional division of work and the coordination of sectorial politics.

Key words : Economic growth, development, genuine convergence, political goodwill, harmony of economic politics.

INTRODUCTION

Ces dix dernières années, l'on assiste à un débat empirique intense sur l'hypothèse de convergence à long terme des économies vers un niveau de revenu identique. Selon la littérature économique, ce débat se classerait en trois catégories qui suivent (L. Pritchett, 1997) ; De La Fuente, 2002).

La première catégorie s'intéresse à la vitesse de convergence des économies à l'aide de ré-

gressions qui incluent des « proxies » pour les déterminants de la croissance à l'état stationnaire et le niveau initial de revenu (Barro et Sala-I-Martin, 1995 ; Mankiw et Romer, 1992).

Le second courant analyse l'hypothèse de convergence à long terme en se basant sur des données de PIB historique disponibles pour certains pays (Delon, 1988).

Enfin, la dernière catégorie discute de la convergence à l'intérieur de groupes de pays ou de régions à l'intérieur de certains pays (Barro et

Sala-I-Martin, 1992).

En effet, le débat sur la convergence s'accorde bien avec l'actualité que cette dernière suscite dans certaines régions du monde, en particulier l'Union Européenne¹. La création de la monnaie unique, qui s'inscrit dans le cadre d'une convergence nominale, conduit par ailleurs à admettre qu'un niveau élevé de la convergence réelle peut être un facteur de renforcement de l'Union (F. Drumetz, et al., 1993 ; L. Pritchett, 1997).

L'analyse du rattrapage ou de convergence réelle des pays les moins avancés est assez récente (Barro, 1997, 2000), particulièrement en Afrique Subsaharienne (S.K. Mc Coskey, 2001 ; J-J. Ekomié, 1999, 2001). C'est dans ce cadre qu'il faille inscrire l'analyse de la convergence au niveau de l'UEMOA, qui est assez récente.

La problématique de la présente étude concerne donc l'appréciation de l'état de la convergence des niveaux de vie dans les pays de l'UEMOA².

Il s'agit, précisément, de vérifier l'hypothèse de convergence réelle dans ces pays³. La convergence réelle signifie la réduction des écarts des niveaux de vie dans un ensemble de pays donné. Elle s'analyse aussi sous l'angle du rattrapage économique.

Dans une première partie, nous allons présenter un aperçu de la littérature sur la convergence suivi d'une analyse de l'évolution du PIB par tête en zone UEMOA. Enfin, la deuxième partie se consacrera aux conditions de la réalisation de la convergence réelle à travers une modélisation économétrique.

I - LES FONDEMENTS DE LA CONVERGENCE DES NIVEAUX DE VIE EN ZONE UEMOA

La convergence des niveaux de vie est liée aux problèmes de croissance observés dans les divers pays. Ainsi, sa compréhension peut être saisie à deux niveaux : à savoir d'une part, l'aperçu sur la littérature de la convergence, et d'autre part, l'évolution des données concernant les revenus par tête.

1. Notion théorique de la convergence des niveaux de vie

La notion de convergence dans la littérature économique revient généralement au modèle néoclassique de croissance appelé « *modèle de Solow-Swam* », à la suite des importantes contributions de Solow (1956) et Swam (1956). Le modèle de Solow-Swam met en évidence la diminution de la productivité marginale du capital lorsque le niveau par tête de celui-ci augmente. En conséquence, l'on assiste à un ralentissement du taux de croissance du capital (et du produit) par tête au fur et à mesure que s'accroît la richesse et le niveau de vie.

Barro et Sala-I-Martin (1996) ont mis en évidence le processus de convergence tel que explicité dans le modèle néoclassique selon le modèle de Solow-Swam. Toutes choses égales par ailleurs, plus le niveau de départ du PIB

¹ D'autres études empiriques sur l'existence d'un processus de rattrapage ont été effectuées au sein de sous-échantillons plus homogènes tels que les Etats américains, les régions japonaises ou les pays de l'OCDE (Barro et Sala-I-Martin, 1991).

² L'UEMOA, créée en 1994, signifie l'Union Economique et Monétaire Ouest Africaine. Cette Union est composée de huit pays à savoir, le Bénin, le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, la Guinée Bissau, le Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo.

³ On distingue aussi la notion de convergence nominale qui indique le rapprochement des performances économiques et financières des pays (Solde budgétaire, taux d'inflation, solde courant, la dette...).

réel par tête est faible par rapport à sa position de long terme ou d'état régulier, plus le taux de croissance est rapide¹.

De ce qui précède, on peut faire remarquer que ces auteurs mettent en relief la notion de convergence conditionnelle² parce que les niveaux d'état régulier de la production et du capital par tête dépendent, dans le modèle de Solow-Swam, du taux d'épargne, du taux de croissance de la population et de la position de la fonction de production.

Des développements récents (Barro et Sala-I-Martin, 1997) ; Borenzstein, 1994) utilisent les théories de la croissance endogène dans le processus de convergence. Contrairement au modèle néoclassique, les nouvelles analyses introduisent dans ce dernier certaines variables exogènes comme le progrès technique.

En effet, ces modèles de croissance avec diffusion technologique impliquent ainsi un processus de convergence conditionnelle liée à l'imitation, généralement moins coûteuse, par les pays moins développés des innovations technologiques mises au point dans les économies les plus développées.

Sur la base des considérations théoriques, des études empiriques ont été réalisées sur la convergence réelle à l'intérieur de groupes de pays ou des régions de certains pays. Il ressort de ces travaux qu'il existe une corrélation partielle négative entre la croissance et le revenu initial à la fois au niveau des échantillons des pays et des régions. Au niveau national, la convergence est typique de nature conditionnelle. Pour la plupart des échantillons, les pays moins développés tendent à croître plus vite que les

¹ Cette propriété découle de l'hypothèse des rendements décroissants du capital selon laquelle les économies qui ont moins de capital par tête tendent à avoir des taux de rendement de capital et des taux de croissance de revenu par tête plus élevés (Barro et Sala-I-Martin, 1996).

² On distingue par ailleurs l'hypothèse de convergence absolue et l'hypothèse de club de convergence. Dans la première hypothèse, le revenu par habitant des pays converge vers les autres et vis versa à long terme indépendamment de leurs conditions initiales. Dans la seconde, le revenu par habitant des pays qui sont identiques dans leurs caractéristiques structurales converge vers les autres et ce, vis versa à long terme pourvu que leurs conditions initiales soient aussi semblables. (Oded Galor, 1996)

économies les plus avancées à condition que la croissance de la population et l'accumulation ou d'autres variables soient maintenues constantes¹.

Quah (1956) exprime un point de vue différent sur les résultats des travaux de Barro (1991) et Barro et Sala-I-Martin (1991). Quah va au-delà des stricts échantillons de pays relativement homogènes. Ceci l'amène à conclure que les pays sont incités à former des coalitions de partenaires « semblables ». En d'autres termes, selon Quah, la distribution des revenus peut être stratifiée et l'écart entre riches et pauvres tend à s'agrandir. Ainsi, la convergence se réalise à l'intérieur des clubs relativement homogènes de convergence construits sur la base de relations commerciales importantes ou de la localisation géographique.

La mise en relief de la littérature théorique sur la convergence montre le rejet de l'hypothèse de convergence absolue au profit de la convergence conditionnelle et des clubs de convergence. Le modèle de la croissance néoclassique traditionnelle génère à la fois l'hypothèse de la convergence conditionnelle et l'hypothèse de club de convergence (Oded Galor, 1996).

Au regard de la problématique de la présente étude, à savoir la convergence des niveaux de vie en zone UEMOA, l'hypothèse de convergence conditionnelle semble la mieux indiquée pour étayer les fondements de notre analyse. Les pays de l'UEMOA qui sont semblables à tous les égards, à l'exception de leur niveau initial de rendement par habitant, seraient amenés à converger les uns vers les autres. Ce qui signifie que ces pays, semblables dans leurs caractéristiques structurales² convergeraient vers le même équilibre d'état fort, si leurs niveaux de rendement initiaux par habitant étaient aussi semblables.

La référence à l'hypothèse de convergence conditionnelle nous conduit à voir, dans le paragraphe suivant, le comportement du PIB par tête dans les pays de l'UEMOA.

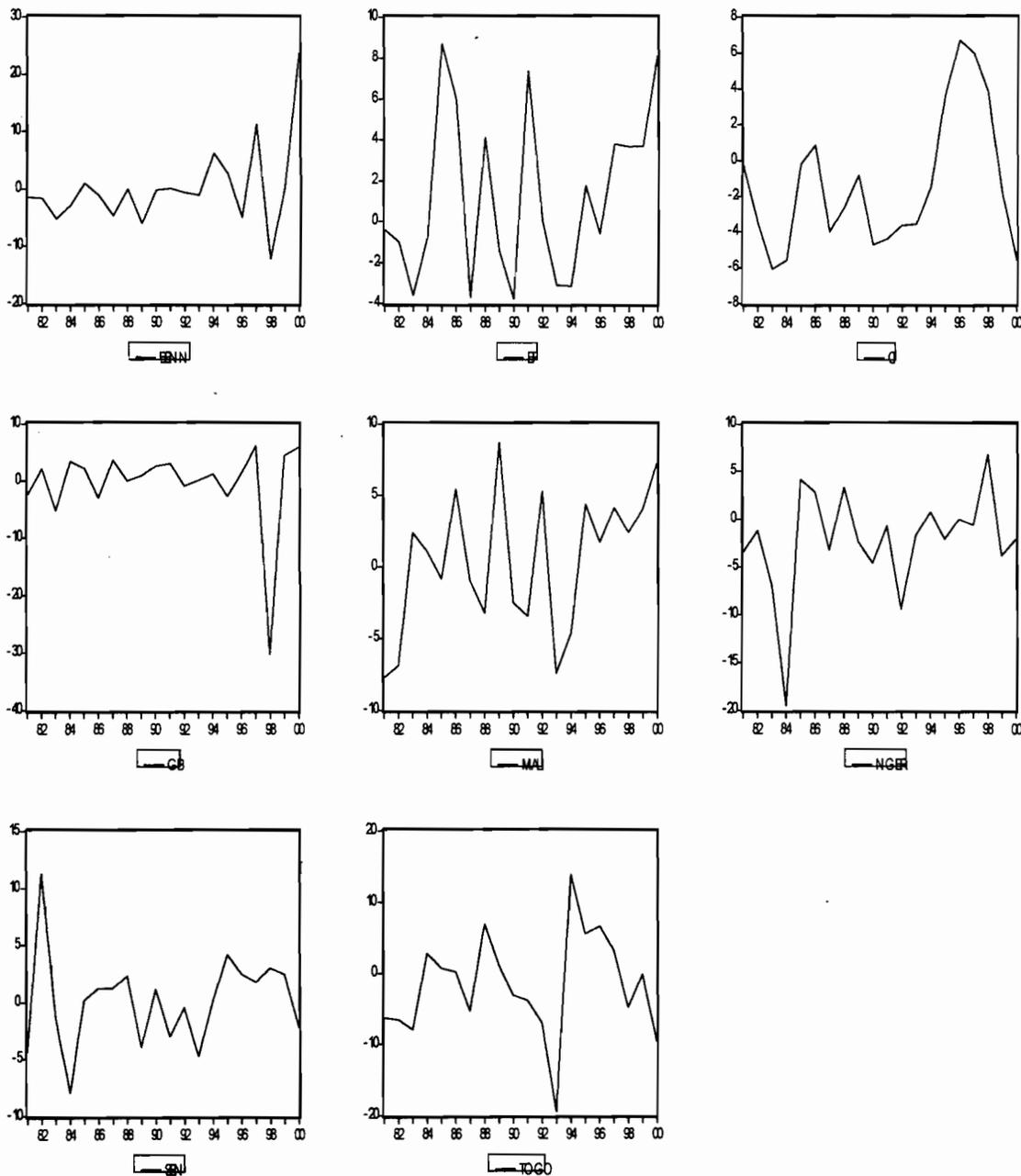
2. Les données sur les niveaux de vie des pays de l'UEMOA

Les données sur les niveaux de vie dans les pays de l'UEMOA sont relative aux taux de croissance du PIB par tête.

L'analyse de l'évolution des taux de croissance du PIB réel par tête ou par habitant diffère selon les pays de la zone sur la période considérée 1980 – 2000, comme l'indique les graphiques ci-après.

L'existence des disparités propres aux états membres de l'Union expliquerait la différenciation observées au niveau de l'évolution des taux de croissance du PIB par habitant. A l'évidence, l'on remarque que ces taux traduisent des fluctuations remarquables pour l'ensemble des pays de la sous-région.

Graphique N°1 : Evolution des taux de croissance du PIB réel par habitant des Pays de l'UEMOA de 1981 à 2000.



¹ Barro (1991) ; Barro et Sala-i-Martin (1991) ; Canova et Marcet (1995) ; Mankiw, Romer et Weil (1992).

² Les caractéristiques structurales sont définies par la technologie, les préférences, la croissance de la population, la politique gouvernementale, la structure du marché...

L'analyse graphique permet de dégager deux grandes tendances illustrant les évolutions contradictoires des taux de croissance du PIB réel par tête selon les espaces nationaux.

La première tendance regroupe le Bénin, le Burkina Faso, le Mali et la Guinée Bissau. S'agissant des deux premiers pays cités, on constate une tendance à la baisse du taux de croissance du PIB réel par tête jusqu'en 1993, après une phase d'augmentation en 1985. A partir de 1994, on enregistre une légère accélération du revenu réel par tête du fait de la reprise économique due à la dévaluation. Quant au Bénin et à la Guinée Bissau, on remarque une quasi-stationnarité du revenu par tête dont les taux de croissance enregistrent des phases successives de hausse et de baisse autour de zéro. Dans cette dynamique de croissance, le Bénin va connaître une hausse régulière à partir de 1997 jusqu'en 2000. Par ailleurs, le taux de croissance du PIB réel par tête de la Guinée Bissau révèle, après une tendance à la baisse en 1998 (-30%), une hausse régulière jusqu'en 2000.

La deuxième tendance, concernant la Côte d'Ivoire, le Niger, le Sénégal et le Togo, est marquée par une baisse globale de leurs revenus par tête. A l'analyse, on enregistre une baisse du taux de croissance du revenu par tête d'environ 20% au Niger et au Togo, respectivement en 1984 et 1993. Par ailleurs, à partir de 1992, le revenu par tête nigérien a suivi une nette progression pour se situer à 5% en 1997. On retrouve les mêmes caractéristiques au Togo, sauf que le revenu togolais atteint un taux de croissance de plus de 10% avant d'évoluer de manière irrégulière. A l'instar du Niger et du Togo, on constate une évolution contrastée du revenu réel par tête en Côte d'Ivoire et au Sénégal.

Ainsi, le Sénégal connaît des fluctuations au niveau du taux de croissance du revenu par tête qui était de -5% en 1981 et 10% en 1983 avant de chuter à -8% en 1984. On note les mêmes tendances en Côte d'Ivoire où ce taux était de -6% en 1983 avant d'amorcer une légère augmentation à partir de 1984. A partir de cette date jusqu'en 1993, le pays a vu son revenu par tête diminuer en raison de la récession économique.

Au total, on peut faire remarquer que l'année 1994 est celle où tous les pays ont accusé des taux de croissance du revenu par tête relativement élevés. Cela s'explique par la reprise économique consécutive à la dévaluation du fCFA et la bonne tenue des cours des matières premières agricoles et minières.

L'analyse de l'évolution des taux de croissance du PIB réel par tête montre que les pays de l'UEMOA ont des caractéristiques semblables. Il conviendrait alors de vérifier empiriquement l'hypothèse de convergence conditionnelle dans cette zone.

II - L'ESTIMATION ECONOMETRIQUE DES NIVEAUX DE VIE EN ZONE UEMOA

L'analyse empirique de la convergence des niveaux de vie va concerner l'estimation économétrique et l'interprétation des résultats.

1. La Présentation du Modèle

Le modèle à estimer est une équation de convergence de Barro (1991) complétée par Philippe (1997). La variable expliquée est le taux de croissance du PIB par tête. Les variables explicatives retenues sont, respectivement le PIB par tête en 1960, la part de la population scolarisée dans le secondaire pour l'année 1960 et la part moyenne de l'investissement dans le PIB. Ces deux dernières variables sont prises en valeur logarithmique. D'autres variables explicatives telles, la part

moyenne des dépenses publiques en pourcentage du PIB et la part moyenne des importations et des exportations dans le PIB, sont également prises en compte dans le modèle.

Par ailleurs, l'échantillon de notre étude comporte 8 pays de l'UEMOA. La période d'estimation se situe entre 1980 à 2000. L'équation de convergence utilisée est identique à celle de Philippe, à l'exception de la période d'observation et de l'année de référence. Ceci obéit essentiellement à une contrainte de disponibilité de données pour les années antérieures concernant les 8 pays de l'union. Ainsi, notre modèle se présente comme suit :

$$pibh_{it} = \alpha_1 + \alpha_2 lpib_{io} + \alpha_3 lst_{io} + \alpha_4 lipib_{it} + \alpha_5 gpib_{it} + \alpha_6 opib_{it} + \mu_{it} \quad (1)$$

La variable *pibh* représente le taux de croissance du PIB par tête du pays *i* entre 1980 et 2000. C'est notre variable endogène. Ensuite, nous avons les variables explicatives représentées par *lpibh* qui est le logarithme du PIB par tête en 1980, *lst* le logarithme de la part de la population du pays *i* scolarisée dans le secondaire en 1980, *lipib* le logarithme de la part moyenne sur la période de l'investissement dans le PIB, *gpib* la part moyenne des dépenses publiques en pourcentage du PIB et enfin *opib* la part moyenne des importations et des exportations dans le PIB.

Les chiffres utilisés sont issues essentiellement de la base de données de la BAD (Banque Africaine de Développement).

L'estimation économétrique sur données de panel, puisqu'il s'agit de huit pays observés sur 21 ans, introduit une méthode particulière. Nous avons utilisé, à cet effet, le test de racines unitaires individuelles (par variable et par pays) grâce au logiciel Eviews.. Ce test permet de mettre en relief la

stationnarité des variables. C'est pourquoi, nous avons recours au test de Dickey Fuller (1976) Augmenté (ADF test). Il permet d'extraire l'influence du temps sur l'évolution normale des variables. En effet, pour que notre étude ait un sens pour la prévision, il faut que le processus de régularité dans les valeurs passées de la série présente une certaine stabilité ou un certain degré d'invariance au cours du temps

Par ailleurs, nous avons procédé au test de Fisher pour constater la présence ou non d'effets spécifiques individuels. L'effet peut être fixe ou aléatoire. Si l'effet spécifique est fixe, on conclue que l'on est en présence d'un modèle à effet fixe. Dans le cas contraire, nous procédons à une estimation d'un modèle à effet aléatoire. Ainsi, l'on peut faire un arbitrage en recourant au test de Hausman (1978) ou au test de Breusch-Pagan (1979) sur données de panel. Enfin, le test de coïntégration de Johansen avec le logiciel RATS va rendre compte de la relation de dynamique de long terme entre les différentes variables du modèle.

2. Les résultats du modèle et leur interprétation.

Nous présentons les résultats sous forme de tableaux et leurs interprétations qui suivent.

Tableau n° 1 : Test de Racines Unitaires (ADF test) à partir de Eviews 3.1

Pays	pibh	lipib	gpib	opib	
Bénin	-9.20 ^a	-4.75 ^a	-4.74 ^a	-14.10 ^a	
Burkina Faso	-3.84 ^b	-6.04 ^a	-6.09 ^a	-4.29 ^a	a : significativité à 1%
Côte d'Ivoire	-2.86 ^c	-6.46 ^a	-5.08 ^a	-32.21 ^a	b : significativité à 5%
Guinée Bissau	-4.20 ^a	-4.52 ^a	-3.97 ^a	-1.31	c : significativité à 10%
Mali	-3.83 ^b	-2.85 ^c	-3.87 ^a	-3.24 ^b	
Niger	-7.65 ^a	-4.47 ^a	-4.14 ^a	-4.07 ^a	
Sénégal	-3.92 ^a	-3.38 ^b	-5.03 ^a	-4.54 ^a	
Togo	-12.80 ^a	-3.21 ^b	-4.20 ^a	-14.10 ^a	

Ce test de Dickey-Fuller Augmenté a été fait sur le logiciel Eviews. Les différentes valeurs du tableau sont obtenues sur la base du ADF test avec intercep et elle sont toutes en différence première.

Le tableau n°1 rend compte des variables qui obéissent à un processus de régularité dans les valeurs passées des séries à 1%, 5% et 10%. Nous pouvons donc admettre la stabilité ou l'invariance au cours du temps. En d'autres termes, nous concluons que les variables suivent un processus stationnaire.

Pour déterminer l'existence ou non d'effet spécifique, nous procédons au test de Fisher sur données de panel. Il suppose, comme hypothèse nulle (H_0) l'absence d'effets spécifiques. Si cette hypothèse est rejetée, le modèle est soit à effets fixes, ou à effets aléatoires. Dans le cas contraire, nous sommes dans la logique d'un modèle à effets communs.

Tableau n°2 : Test de Fisher à partir du logiciel STATA.7

Nature du test	F(7, 157)	Prob>F
F Test that all $u_i = 0$	1.31	0.2486

Le tableau n°2, relatif au test de Fisher, permet d'accepter l'hypothèse nulle H_0 . En d'autres termes, on conclut qu'il n'y a pas d'effets spécifiques a chaque pays de l'UEMOA. Il n'est cependant plus nécessaire pour nous de faire une estimation d'un modèle a effets fixes encore moins d'un modèle a effets aléatoires.

Ces résultats se confirment, même avec le test de spécification de Hausman, (voire annexe). Il admet comme hypothèse nulle l'absence d'effets aléatoires. Elle est acceptée car la statistique de Hausman nous donne comme résultats $Prob>chi2 = 0.2837$

Avant de procéder à l'estimation du modèle à effets communs dont les résultats sont consignés dans le tableau n°4, vérifions la présence ou non d'autocorrélation des erreurs dans notre série. Le test de référence est celui d'autocorrélation d'ordre 1 de Baltagi-Li (1997).

Les résultats du test effectué sont consignés dans le tableau n°3.

Tableau n° 3 : Test de Détection d'Autocorrélation à partir du logiciel STATA.7

Serial Correlation	
LM (rho = 0)	0.01
Prob > chi2 (1)	0.9100
ALM (rho = 0)	0.08
Prob > chi2 (1)	0.7731

Le tableau ci-dessus a été conçu dans l'esprit du test de Baltagi-Li. La valeur de rho = 0 est caractéristique de la statistique de Durbin – Watson. En effet, la valeur du DW, attestant de l'absence d'autocorrélation, est égale à 2.¹ Le test admet comme hypothèse nulle H₀, l'absence d'autocorrélation des erreurs. Les résultats, au regard de la probabilité supérieure à 5%, nous recommandent d'accepter l'hypothèse nulle. On conclue dès lors que notre modèle comporte des séries ou l'erreur de mesure commise sur une variable est indépendante de l'erreur précédente.

Après avoir procédé aux vérifications des hypothèses fondamentales précitées ci-dessus, nous pouvons maintenant estimer notre modèle explicitement dans l'équation (1).

Tableau n° 4 : Résultats de l'Estimation de l'Equation de Convergence sur STATA.7

Pibh	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lipib	-0.33	0.72	-0.47	0.643	-1.77	1.10
lst	-0.35	0.75	-0.47	0.637	-1.84	1.13
gpib	-0.14	0.06	-2.27	0.024	-0.27	-0.01
opib	-2.54	2.10	-1.21	0.230	-6.70	1.62
lpibh	-0.86	1.16	0.75	0.457	-3.016	1.43
_cons	2.74	3.66	0.75	0.455	-4.48	9.96
Nombre d'obs = 168			Root MSE		= 5.6468	
F(5, 162) = 1.44			R-squared		= 0.0426	
Prob>F = 0.2118			Adj R-squared		= 0.0131	

¹ La statistique de Durbin-Watson est : 2/t. On comprend que si t = 0, alors le DW est égale à 2. On dit qu'il y a absence d'autocorrélation.

Le tableau n°4 regroupe les principaux résultats de l'estimation du modèle à effets communs.

Avec 168 observations, on a une valeur de la statistique de Fisher égale à 1.44. Cette dernière nous renseigne en principe sur la significativité globale du modèle. Ainsi nous pouvons conclure que le modèle est globalement satisfaisant. Cependant, la valeur du coefficient de détermination ajusté (0.0131) pourrait paraître curieux. Il est, généralement, admis que lorsqu'il tend vers l'unité, le modèle a un fort pouvoir explicatif. Mais, en matière de régression sur données de Panel, le R^2 est très souvent faible. Et dans ce cas, sa valeur n'est toujours pas représentative du pourcentage de la variance de la variable endogène qui est expliquée par le modèle.

Aussi, notons que toutes les variables explicatives du modèle ont un coefficient négatif, en particulier celui de la variable *lipib*. Cette dernière représente, rappelons-le, la part moyenne de l'investissement dans le PIB. Son coefficient négatif traduit, en effet, qu'il y a convergence des niveaux de vie dans les pays de l'UEMOA. Ce qui nous amène à soutenir qu'à l'exception de leur niveau initial de rendement par habitants, les pays de l'union convergent les uns vers les autres. En d'autres termes, ces derniers convergent vers le même état régulier.

Comme on peut s'en apercevoir, les caractéristiques semblables des Etats membres de l'union, liées à l'évolution des taux de croissance du PIB réel par tête, se confirment. Empiriquement, l'hypothèse de convergence conditionnelle, dans cette zone, est vérifiée par le signe de la variable *lipib*.

CONCLUSION

De ce qui précède, on constate que la convergence des niveaux de vie au sein de l'UEMOA pourrait constituer un moyen efficace pour lutter contre la pauvreté et les difficultés économiques et financières.

Pour y parvenir, les pays de l'union doivent adopter une véritable volonté politique en vue de minimiser les conflits socio-politiques, source de blocage du processus de croissance.

Les efforts engagés en matière d'harmonisation des politiques économiques doivent se poursuivre. Ce

qui peut rassurer les bailleurs de fonds et les investissements étrangers dont la participation effective et massive pourrait renforcer la croissance des pays de l'UEMOA. Car le renforcement de la croissance exige, outre les facteurs de production communautaires, la participation effective et massive du capital privé étranger.

BIBLIOGRAPHIE

1. **BARRO, (R.J.), 1991.** «Economic Growth in a Cross Section of Countries », *Quarterly Journal of Economics*, 106, 2 (May), 407-443.
2. **BARRO, (R.J.), 2000.** « Les Facteurs de la Croissance Economique : Une Analyse Transversale par Pays. », Massashusetts Institute of Technologie, *Economica*.
3. **BARRO, (R.J.) et SALA-I-MARTIN, (X.), 1991.** « Convergence across State and Regions », *Brookings Papers on Economic Activity*, n°1, 107-182.
4. **BARRO, (R.J.) et SALA-I-MARTIN, X (1992),** « Convergence », *Journal of Political Economy*, 100, 2 (April), 223-251.
5. **BARRO, (R.J.) et SALA-I-MARTIN, (X.), 1995.** «*Economic Growth* », New York : Mc Grow-Hill.
6. **BARRO, (R.J.), et SALA-I-MARTIN, (X.), 1997.** « Technological Diffusion, Convergence, and Growth », *Journal of Economic Growth* 2, 1 (March), 1-27.
7. **BREUSCH, (T.S.) et PAGAN, (A.R.), 1979.** « A simple Test for Heteroscedasticity and Random Coefficient Variation », *Economica*, 47, pp 1287-1294.
8. **DE LA FUENTE, (A.), 2002.** « On The Sources of Convergence : A Close Look at the Spanish Regions », *European Economic Review*, 46, p 569-599.
9. **DELONG, (J.B.), 1988.** « Productivity Growth, Convergence, and Welfare :

- Comment », *American Economic Review*, 78, 5 (December), 1138-1154.
10. **DESDOIGTS, (A.) 1997.** « Vers une Convergence Globale ou Totale ? », *Economie Internationale*, n°71, 3^{ème} Trimestre.
11. **DRUMETZ, (F.) et al., 1993.** « La Convergence Régionale et l'UEM », *Economie et Statistique, Revue Mensuelle*, n°262-263, INSEE.
12. **EKOMIE, (J.J.), 1999.** « La Convergence au Sein de la Communauté Economique et Monétaire de l'Afrique Centrale (CEMAC) », *Economie et Gestion, La Revue du LEA*, Volume 1 n°2, Janvier-Juin.
13. **EKOMIE, (J.J.), 2001.** « Convergence et Stabilité Internationale : Le cas des Pays de La CEMAC » Codesria Karthala.
14. **GALOR, (O.), 1996.** « Convergence ? Inferences from Theoretical Models », *The Economic Journal*, Volume 106 n°447, July.
15. **GUELLEC, (D.), et RALLE, (P.), 2001,** « Les Nouvelles Théories de la Croissance », La Découverte, Repères, Paris.
16. **GUILLAUMONT, (P.), et al., 1996.** « La Chine et La Convergence », *Revue d'Economie du Développement*, n°1-2.
17. **MANKIW, (G.), et al., 1992.** « A Contribution to the Empirics of Economic Growth », *Quarterly Journal of Economic*, 107, 2 (May), 407-437.
18. **Mc COSKEY, (K.S.), 2001.** « Convergence in Sub-Saharan Africa : A Nonstationary Panel Data Approach », *Applied Economics*, 1-11.
19. **PHILLIPE, (J.P.), 1997.** « Sélection et Test de Seuil de Convergence », *Revue Economique*, Volume 48 n°3.
20. **PRITCHETTL, 1996.** « La Distribution Pas-
- sée et Future du Revenu Mondial », *Economie Internationale* n°71 3^{ème} Trimestre.
21. **SOLOW, (R.), 1956.** « A Contribution to the Theory of Economic Growth », *Quarterly Journal of Economics*, 70, 1 (February), 65-94.
22. **SWAM, (T.W.), 1956.** « Economic Growth and Capital Accumulation », *Economic Record*, 32 (November), 334-361.

ANNEXES

ANNEXE 1: Test de Fisher

```

-----+-----
sigma_u | 2.4478146
sigma_e | 5.5754594
rho | .16160176 (fraction of variance due to u_i)
-----+-----

```

F test that all u_i=0: F(7, 157) = 1.31 Prob > F = 0.2486

ANNEXE 2 : Test de Détection de l'Autocorrélation

I - Syntaxe du Programme sur STATA.7: xttest1

Tests for the error component model:

$$\begin{aligned} \text{pibh}[\text{ident},t] &= Xb + u[\text{ident}] + v[\text{ident},t] \\ v[\text{ident},t] &= \rho v[\text{ident},(t-1)] + e[\text{ident},t] \end{aligned}$$

Estimated results:

	Var	sd = sqrt(Var)
-----+-----		
pibh	32.30913	5.684112
e	31.08575	5.5754594
u	.9076077	.95268448

Tests:

Random Effects, Two Sided:

$$\text{LM}(\text{Var}(u)=0) = 0.27 \quad \text{Pr}>\chi^2(1) = 0.6015$$

$$\text{ALM}(\text{Var}(u)=0) = 0.34 \quad \text{Pr}>\chi^2(1) = 0.5581$$

Random Effects, One Sided:

$$\text{LM}(\text{Var}(u)=0) = -0.52 \quad \text{Pr}>N(0,1) = 0.6992$$

$$\text{ALM}(\text{Var}(u)=0) = -0.59 \quad \text{Pr}>N(0,1) = 0.7209$$

Serial Correlation:

$$\text{LM}(\rho=0) = 0.01 \quad \text{Pr}>\chi^2(1) = 0.9100$$

$$\text{ALM}(\rho=0) = 0.08 \quad \text{Pr}>\chi^2(1) = 0.7731$$

ANNEXE 3 : Test de Spécification de Hausman

Syntaxe du Programme sur STATA.7: xthaus

Hausman specification test

---- Coefficients ----			
	Fixed	Random	
pibh	Effects	Effects	Difference
lipib	-.7980925	-.489019	-.3090734
gpib	-.1130386	-.1456796	.032641
opib	-9.990559	-3.374979	-6.615581

Test: Ho: difference in coefficients not systematic

$$\begin{aligned} \text{chi2}(3) &= (b-B)'[S^{-1}](b-B), S = (S_{fe} - S_{re}) \\ &= 3.80 \\ \text{Prob}>\text{chi2} &= 0.2837 \end{aligned}$$

ANNEXE 4 : Résultat de la Régression du Modèle de Convergence

I- Syntaxe du programme sur STATA.7 : reg pibh lipib lst gpib opib lpibh

Source	SS	df	MS	Number of obs =	168
Model	229.980301	5	45.9960602	F(5, 162)	= 1.44
Residual	5165.64364	162	31.8866891	Prob > F	= 0.2118
				R-squared	= 0.0426
				Adj R-squared	= 0.0131
Total	5395.62394	167	32.3091254	Root MSE	= 5.6468

pibh	Coef.	Std. Err.	t	P> t	[95% Conf. Interval]	
lipib	-.3392573	.7295739	-0.47	0.643	-1.779958	1.101444
lst	-.3552744	.752397	-0.47	0.637	-1.841045	1.130496
gpib	-.1494887	.0657638	-2.27	0.024	-.2793535	-.0196238
opib	-2.543622	2.109217	-1.21	0.230	-6.708725	1.621481
lpibh	-.8676617	1.163985	-0.75	0.457	-3.1662	1.430877
_cons	2.740678	3.660616	0.75	0.455	-4.487998	9.969354