

La convergence macroéconomique conduit-elle à la croissance ? Le cas de l’Afrique

**Hakim BEN HAMMOUDA
Stephen N. KARINGI
Angelica E. NJUGUNA
Mustapha SADNI JALLAB***

Résumé

Cet article a pour objectif de déterminer si l’on peut parler de convergence macroéconomique pour les CER africaines et si cette celle-ci conduit à la croissance. Il présente des éléments empiriques sur les avancées et les perspectives du processus d’intégration en Afrique en évaluant le niveau et le rythme de convergence des composantes macroéconomiques et financières en Afrique. La composante macroéconomique de l’intégration correspond aux dimensions complémentaires de la convergence. Cet article présente aussi les résultats de l’analyse de la convergence des indicateurs de la stabilité macroéconomique pour les différentes CER. L’analyse de la convergence des revenus montre que rien ne prouve la convergence au sein des différentes CER, à l’exception de l’UEMOA.

1. Introduction

D’après l’analyse de la convergence des revenus, rien ne montre qu’il existe une convergence entre les pays membres des différentes communautés économiques régionales (CER), à l’exception de l’UEMOA (Union économique et monétaire ouest-africaine). Cependant, si l’on pratique des tests un peu plus poussés fondés sur les théories de la croissance économique, on observe une très lente convergence des revenus par habitant. En raison de cette lenteur de la convergence, à moins d’un changement structurel majeur, il faudra plus

* Les auteurs font partie de la division du commerce, de la finance et du développement économique de la Commission économique pour l’Afrique des Nations Unies. Cet article n’engage que ses auteurs. Il ne saurait exprimer les positions ou les opinions des Nations Unies ou de ses membres, ni la position officielle de tout membre du personnel des Nations Unies. Il est possible de contacter l’auteur correspondant, Mustapha Sadni Jallab, à l’adresse : msadnijallab@gmail.com

d'un demi-siècle au moins pour que la plupart des économies membres des CER convergent et atteignent donc l'un des résultats escomptés des initiatives d'intégration régionale en Afrique, et pour que les pays pauvres du continent parviennent à des niveaux de développement permettant de combler l'écart des revenus par habitant. À l'évidence, l'analyse à ce stade montre que la politique d'intégration devra remédier à cette absence de convergence ou à cette convergence très lente des revenus par habitant.

Mais que révèle la situation sur le plan de la convergence macroéconomique ? Les différentes CER doivent faire face à une réalité : il n'est pas possible de parvenir à une union économique en l'absence d'une convergence macroéconomique manifeste et durable. Cette sous-section présente les résultats sur la convergence macroéconomique dans les diverses CER étudiées. Nous nous sommes penchés sur les deux principaux critères de convergence macroéconomique, à savoir l'inflation, pour la politique monétaire, et le solde budgétaire, pour la politique budgétaire. Dans les différentes CER, la politique monétaire et la politique budgétaire constituent les principaux instruments dont disposent les autorités pour engager leur pays sur la voie de l'intégration économique. Les indicateurs témoignant des avancées vers le respect des critères de convergence macroéconomique sont, entre autres, l'inflation, le solde budgétaire, le solde du compte courant et le taux de change réel.

Le présent article a pour objectif de déterminer si l'on peut parler de convergence macroéconomique pour les CER africaines et si cette celle-ci conduit à la croissance. Il présente des éléments empiriques sur les avancées et les perspectives du processus d'intégration en Afrique en évaluant le niveau et le rythme de convergence des composantes macroéconomiques et financières en Afrique. La composante macroéconomique de l'intégration correspond aux dimensions complémentaires de la convergence. Tout d'abord, on suppose qu'il ne peut pas y avoir de véritable intégration tant que les économies participantes ne traitent pas les chocs de manière coordonnée. Ensuite, les pays doivent œuvrer à la convergence de leurs revenus par habitant, ce qui constitue peut-être l'un des objectifs les plus importants des tentatives d'intégration en Afrique. Par conséquent, cet article s'attachera à déterminer s'il existe des preuves de convergence des revenus par habitant entre les pays membres des différentes CER étudiées. Il décrira les résultats des divers tests formels destinés à vérifier l'existence d'une convergence macroéconomique et des revenus pour une sélection de CER africaines.

La deuxième section du présent article présente les résultats de l'analyse de la convergence des indicateurs de la stabilité macroéconomique pour les différentes CER. La méthode d'analyse est décrite à l'annexe 1 et c'est la même méthode qui est employée pour l'analyse de la convergence des revenus. Elle comprend des tests de sigma-convergence, des tests de racine unitaire et une analyse de la co-intégration. Les preuves de convergence macroéconomique dans les indicateurs sélectionnés pourraient indiquer que la coordination des politiques dans les CER permet de déboucher sur les résultats macroéconomiques souhaités. Dans cette perspective, nous nous intéres-

sons tout d'abord à la politique monétaire (section 2), puis à la politique budgétaire (section 3). Toutes deux doivent normalement établir les conditions nécessaires pour faire franchir aux CER les différentes étapes de l'intégration vers l'union monétaire, comme l'affirment les théories sur les zones monétaires optimales. Les résultats sur le plan monétaire et budgétaire sont exprimés par l'inflation et le solde budgétaire en proportion du PIB. La section 4 conclut cet article.

2. Convergence macroéconomique : la politique monétaire

Pour l'étude de la convergence macroéconomique dans les différentes CER, nous nous sommes fondés sur l'inflation pour analyser la convergence des politiques monétaires. La politique monétaire correspond à la gestion de la masse monétaire par la banque centrale en vue de parvenir à des objectifs spécifiques, par exemple endiguer l'inflation, maintenir le taux de change, parvenir au plein emploi ou à la croissance économique. Les annexes 2, 3 et 4 présentent respectivement les résultats relatifs à la convergence des politiques monétaires issus des tests de sigma-convergence, des tests de racine unitaire et de l'analyse de la co-intégration.

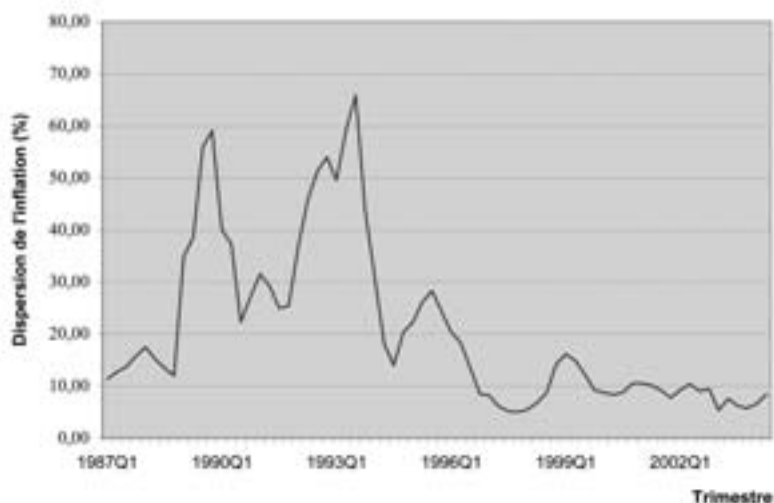
a. Convergence au sein de la SADC

Le graphique 2.1 présente la courbe de l'écart type de l'inflation dans les pays de la SADC (Communauté de développement de l'Afrique australe)¹ entre 1987T1 et 2004T2. Le graphique montre que la variabilité de l'inflation entre les pays de la SADC a globalement diminué au fil du temps, bien que la variation ait débuté avec un chiffre peu élevé au 1987T1 et se termine sur un chiffre légèrement inférieur au 2004T4. Dans l'intervalle, particulièrement dans la première moitié des années 1990, la variabilité de l'inflation s'est révélée importante et volatile, pour culminer à environ 66 % au 1993T4. La dispersion de l'inflation a atteint son plancher, de 5 %, au 1997T4. À compter de cette période de référence et jusqu'au 2004T2, cette variabilité est restée relativement faible et stable. Ce graphique montre qu'il existe une certaine tendance à la convergence macroéconomique, et particulièrement de la politique monétaire, dans les pays de la SADC.

Comme pour la convergence des revenus, nous avons aussi procédé à différents tests statistiques pour déterminer la robustesse de la convergence. Tout d'abord, les résultats du test de sigma-convergence (annexe 2) ont mis

1. Cet ensemble regroupe l'Afrique du Sud, le Botswana, le Lesotho, Madagascar, le Malawi, Maurice, la Namibie, le Swaziland, la Tanzanie et la Zambie. Pour d'autres pays de la SADC tels que l'Angola, le Mozambique et le Zimbabwe, les données ne sont pas suffisantes pour être incluses dans l'analyse à partir de 1987T1 jusqu'à 2004T2. La République démocratique du Congo a été exclue de l'analyse en raison de ses chiffres de l'inflation erratiques et extrêmement volatiles. Par ailleurs, pour certains trimestres, son inflation est très élevée : elle atteint par exemple 73,529 % au 1994T3.

Graphique 2.1. Dispersion (écart type) de l'inflation entre les pays de la SADC, 1987T1-2004T2

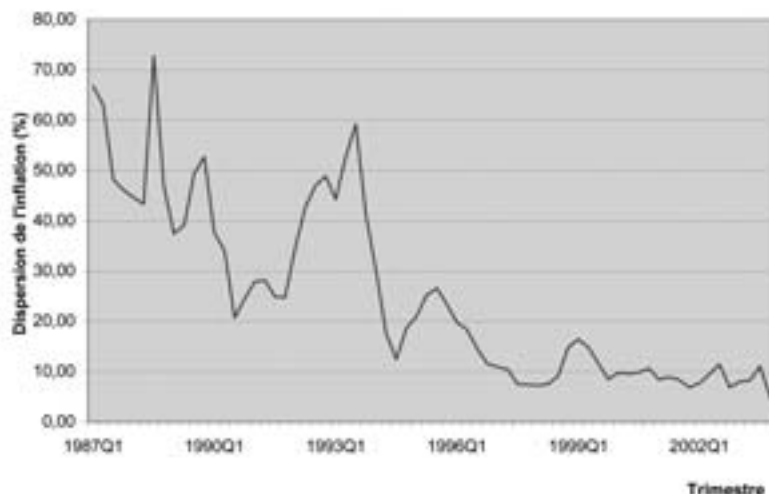


en évidence un coefficient de temps négatif significatif lorsqu'on a procédé à une régression de l'écart type de l'inflation au fil du temps. Ce résultat révèle une tendance à la convergence de la politique monétaire entre les pays de la SADC sur la durée. Nous avons ensuite appliqué un test de racine unitaire aux données relatives à chaque pays et pour plus de la moitié des pays étudiés (Madagascar, Malawi, Namibie, Swaziland, Tanzanie et Zambie), la présence d'une racine unitaire a été rejetée, ce qui implique une convergence vers la moyenne régionale de l'inflation (voir annexe 3, tableau A3-1). Cependant, les résultats du test de racine unitaire groupé montrent que les pays considérés collectivement ont tendance à converger vers la valeur moyenne régionale. La présence d'une racine unitaire a été rejetée, ce qui implique une convergence vers la moyenne régionale de l'inflation. Il apparaît donc que l'inflation des pays SADC converge, ce qui indique la possibilité d'une coordination des politiques monétaires qui produit les résultats escomptés. On a ensuite poussé l'étude par une analyse de co-intégration, afin d'établir s'il existe un comouvement des taux d'inflation dans les pays de la SADC. Six pays ont été inclus dans le test : Afrique du Sud, Botswana, Lesotho, Maurice, Tanzanie et Zambie. Les résultats des tests de co-intégration ne mettent en évidence qu'une convergence partielle des politiques monétaires entre les pays de la SADC.

b. Convergence dans le COMESA

Le graphique 2.2 présente la courbe de l'écart type de l'inflation dans les pays du COMESA (Marché commun des États de l'Afrique de l'Est et de

Graphique 2.2. Dispersion (écart type) de l'inflation au sein du COMESA, 1987T1-2003T4

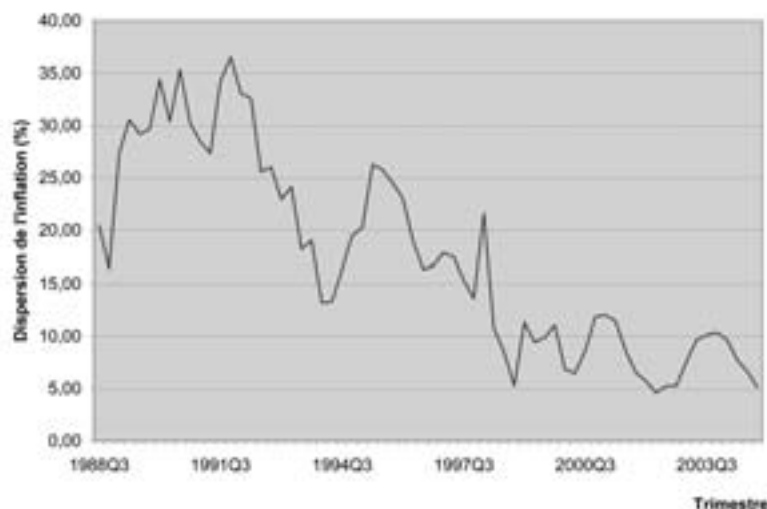


l'Afrique australe)² entre le 1987T1 et le 2002T1. Dans ce graphique, la tendance générale à la baisse de la variation de l'inflation au sein du COMESA est très manifeste. Ce graphique met en évidence la tendance à la convergence des valeurs de l'inflation au sein du COMESA, ce qui indique une certaine convergence des politiques monétaires. D'un point haut de 67 % au premier trimestre 1987, l'écart type dans le COMESA est retombé à environ cinq pour cent au quatrième trimestre 2003. Néanmoins, entre 1987 et 1995, la variabilité de l'inflation au sein du COMESA a été très volatile. À compter de 1996, la variation des chiffres de l'inflation au sein du COMESA reste relativement modérée et stable.

La tendance à la convergence monétaire au sein du COMESA est corroborée par le test de sigma-convergence sur l'écart type de l'inflation. Ce test fait apparaître un coefficient de temps négatif significatif, qui implique que les écarts d'inflation entre les pays du COMESA s'atténuent au fil du temps (annexe 2). Le test de racine unitaire groupé confirme aussi la convergence des politiques monétaires, puisque la présence d'une racine unitaire est rejetée. Cependant, au cas par cas, l'hypothèse de la convergence des politiques monétaires n'est étayée que pour quelques pays (Égypte, Kenya, Malawi, Namibie, Swaziland et Zambie). Enfin, pour le test de co-intégration, seuls quatre pays (Burundi, Égypte, Maurice et Ouganda), ceux pour lesquels la

2. Les pays pris en compte dans l'analyse sont le Burundi, l'Égypte, l'Éthiopie, le Kenya, Madagascar, le Malawi, Maurice, la Namibie, l'Ouganda, le Rwanda, les Seychelles, le Swaziland, et la Zambie. Pour d'autres pays du COMESA comme l'Angola, Djibouti, le Soudan et le Zimbabwe, les données ne sont pas suffisantes pour être incluses dans l'analyse. On ne dispose pas de données sur l'inflation depuis le début de la période étudiée pour l'Érythrée et les Comores et la République démocratique du Congo a été exclue de l'analyse en raison de ses chiffres de l'inflation erratiques et extrêmement volatils.

Graphique 2.3. Dispersion (écart type) de l'inflation au sein de la CEDEAO, 1988T3-2004T4



présence d'une racine unitaire n'avait pas été rejetée, ont été inclus dans l'analyse. Le test de co-intégration pratiqué sur ces quatre pays montre que tout au plus deux de ces pays affichent un comouvement.

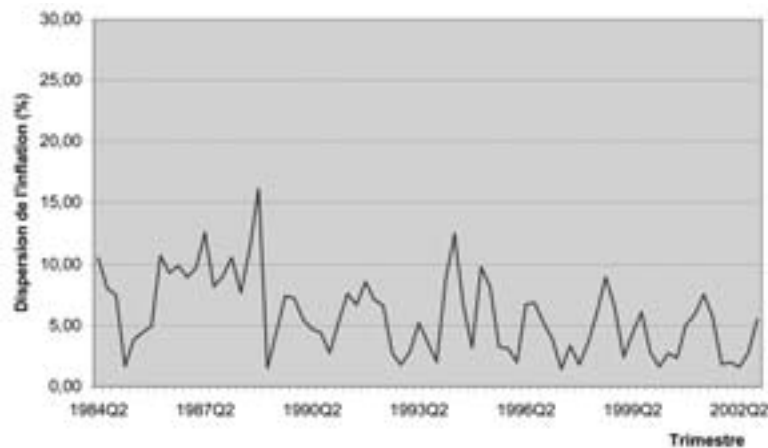
c. Convergence au sein de la CEDEAO

Le graphique 2.3 présente la courbe de la dispersion des séries d'inflation (1988T3-2004T4) au sein de la CEDEAO (Communauté économique des États d'Afrique de l'Ouest)³. On observe pour la CEDEAO un comportement analogue à celui constaté pour la SADC et le COMESA, à savoir une baisse générale de la variation de l'inflation. Cependant, l'écart type est en général plus volatil entre le 1988T3 et le 1998T3, avec un niveau maximum de 37 %. La variabilité de l'inflation s'est atténuée et stabilisée à la fin des années 1990 et jusqu'au 2004T4 et ne fluctue qu'à l'intérieur d'une fourchette comprise entre 5 et 12 %.

Le test de sigma-convergence confirme la tendance à la convergence des politiques monétaires au sein de la CEDEAO (annexe 2). Le résultat met en évidence un coefficient de temps négatif significatif, ce qui indique que les écarts d'inflation au sein de la CEDEAO diminuent au fil du temps. La convergence des politiques monétaires au sein de la CEDEAO est en outre corroborée par le test de racine unitaire groupé sur les données de panel, qui révèle que considérés collectivement, les pays de la CEDEAO convergent vers

3. Les pays étudiés sont le Burkina Faso, le Cap-Vert, la Côte d'Ivoire, la Gambie, le Ghana, la Guinée-Bissau, le Mali, le Niger, le Nigeria, le Sénégal, la Sierra Leone et le Togo. Le Bénin, la Guinée et le Liberia sont exclus par manque de données suffisantes sur leur inflation trimestrielle.

Graphique 2.4. Dispersion (écart type) de l'inflation au sein de la CEMAC, 1984T2-2002T4



la valeur d'inflation régionale moyenne (annexe 3, tableau A3-6). Sur la base des tests de racine unitaire individuels, la plupart des pays de la CEDEAO affichent aussi une tendance à la convergence vers la moyenne régionale (annexe 3, tableau A3-3). Pour trois seulement (Cap-Vert, Sénégal et Togo) la présence d'une racine unitaire n'a pas été rejetée.

Enfin, l'analyse de co-intégration n'a porté que sur quatre pays : Cap-Vert, Guinée-Bissau, Sierra Leone et Togo. Les résultats indiquent seulement tout au plus un seul comouvement parmi eux.

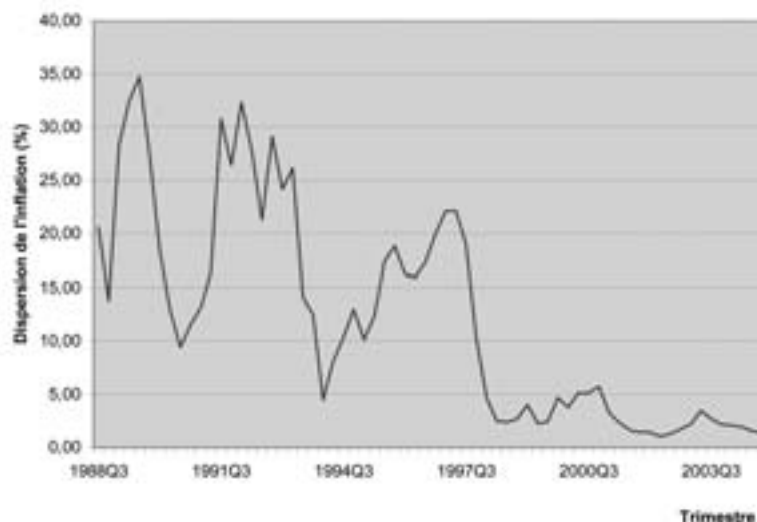
d. Convergence au sein de la CEMAC

Le graphique 2.4 présente la courbe de l'écart type de l'inflation entre 1984T2 et 2002T2 au sein de la CEMAC (Communauté économique et monétaire de l'Afrique centrale)⁴. Dans cette région, il est intéressant de noter que la dispersion de l'inflation est relativement modérée et stable comparée à celle des autres CER étudiées. La variabilité de l'inflation au sein de la CEMAC ne fluctue qu'entre un point haut de 16 % et un point bas de 1,40 %. Visiblement, la CEMAC a davantage de possibilités de concrétiser l'objectif de la CER, à savoir la convergence des politiques monétaires.

Le test de sigma-convergence corrobore aussi cette tendance à la convergence des politiques monétaires au sein de la CEMAC (annexe 2). En effet, le coefficient de temps affiche une tendance négative significative, ce qui indique que les écarts d'inflation entre les pays de la CEMAC s'atténuent au fil du temps. Les tests de racine unitaire pratiqués pour chaque pays puis sur le test groupé sur l'ensemble des données confirment aussi cette tendance à la

4. Les pays pris en compte sont le Cameroun, le Gabon, la République centrafricaine et le Tchad. Pour la République du Congo et la Guinée équatoriale, les données sont insuffisantes.

Graphique 2.5. Dispersion (écart type) de l'inflation au sein de l'UEMOA, 1988T3-2004T4



convergence des politiques monétaires au sein de la CEMAC. Le test de co-intégration n'a pas été pratiqué, car la présence d'une racine unitaire au niveau effectif d'inflation a été rejetée pour tous les pays.

e. Convergence au sein de l'UEMOA

Le graphique 2.5 présente la courbe de l'écart type de l'inflation entre 1988T3 et 2004T4 pour les pays de l'UEMOA (Union économique et monétaire ouest-africaine)⁵. On observe sur ce graphique que, comme dans la plupart des CER étudiées, la dispersion de l'inflation au sein de l'UEMOA est très volatile et instable au début de la période sous revue, à savoir de 1988T3 à 1997T4. Cependant, cette variabilité est relativement modeste par rapport à celle constatée pour la SADC et le COMESA, et se rapproche davantage de celle de la CEDEAO. À compter de la fin des années 1990 et jusqu'à 2004T4, la variabilité de l'inflation au sein de l'UEMOA a fortement décru et ne s'inscrivait que dans une fourchette comprise entre 1,4 et environ 5,1 %. Cette observation témoigne clairement de la convergence des politiques monétaires entre les pays de l'UEMOA. Là encore, ce constat est corroboré par le test de sigma-convergence, qui indique une tendance négative significative de l'écart type au fil du temps. Les tests de racine unitaire pratiqués sur les données de chaque pays, puis le test groupé sur l'ensemble des données, confirment aussi cette tendance à la convergence des politiques monétaires,

5. Les pays pris en compte dans l'étude sont le Burkina Faso, la Côte d'Ivoire, la Guinée-Bissau, la Mali, le Niger, le Sénégal et le Togo. Seul le Bénin est exclu, par manque de données suffisantes.

avec convergence vers la moyenne régionale. Enfin, seuls deux pays ont été inclus dans le test de co-intégration, dont le résultat n'est pas concluant, car aucune des hypothèses n'est rejetée.

3. Convergence macroéconomique : la politique budgétaire

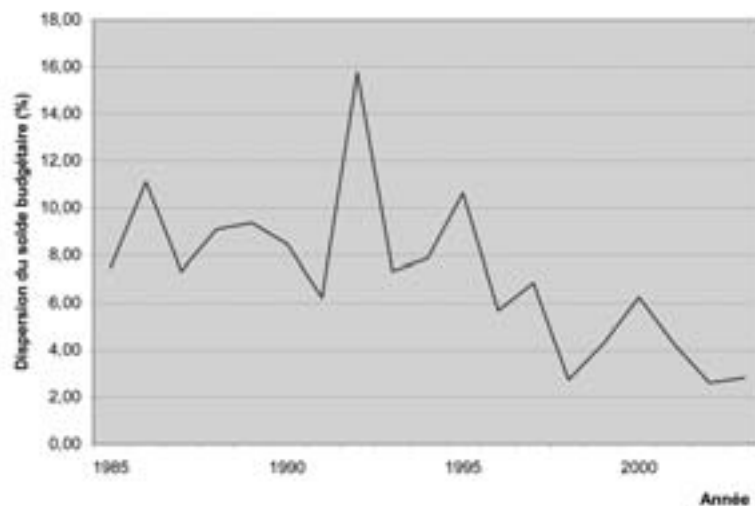
Cette étude a aussi pour vocation d'observer la convergence des politiques budgétaires au sein des différentes CER. La politique budgétaire est la discipline par laquelle les autorités nationales fixent le niveau de dépenses publiques et collectent les ressources nécessaires pour financer ces dépenses. La convergence des politiques budgétaires constitue un autre indicateur de la convergence macroéconomique. Sur ce plan, le solde budgétaire⁶ sert de variable de test permettant d'exprimer les résultats pour la convergence des politiques budgétaires au sein des différentes CER. Les résultats des différents tests statistiques tels que les tests sigma, le test de racine unitaire et l'analyse de co-intégration sont présentés respectivement aux annexes 2, 3 et 4.

Les graphiques 3.1 à 3.5 présentent les courbes de l'écart type concernant le solde budgétaire sur 1985-2003, respectivement pour la SADC, le COMESA, la CEDEAO, la CEMAC et l'UEMOA. De manière générale, la variabilité du solde budgétaire au sein de chaque CER étudiée n'est pas très forte, ce qui indique que la convergence des politiques monétaires a été beaucoup plus rapide. Dans la plupart des cas, la dispersion du solde budgétaire est inférieure à 10 %. Pour la plupart des CER, l'écart type du solde budgétaire a atteint un point haut de 15 % seulement, sauf dans le cas de la CEMAC, pour laquelle il a culminé à environ 24 % au début de la période de référence. La dispersion du solde budgétaire de la SADC et du COMESA a atteint un point bas d'environ 3 % à la fin de la période de référence, c'est-à-dire en 2003. Ce chiffre est plus faible que celui observé pour la CEDEAO, la CEMAC et l'UEMOA, dont les écarts types s'établissent respectivement à 4 %, 6 % et 5 %.

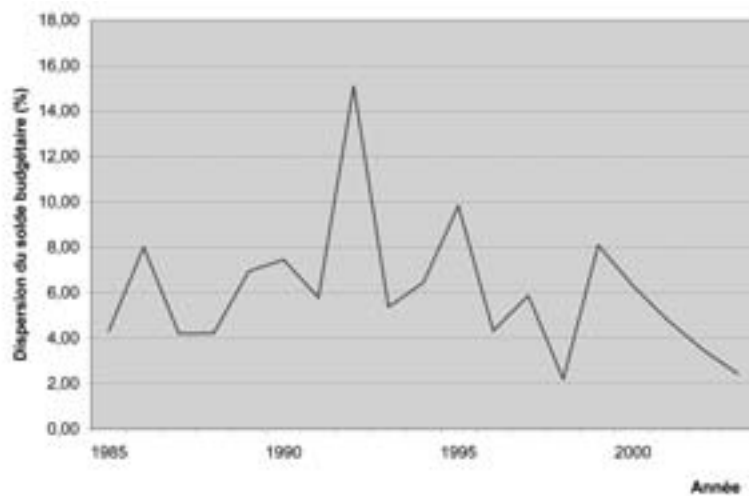
Les tests de sigma-convergence pratiqués sur l'écart type du solde budgétaire font apparaître un coefficient de temps négatif significatif pour la SADC et la CEDEAO, ce qui implique une tendance à la convergence des politiques budgétaires. Bien que les tests de sigma-convergence pour le COMESA, la CEMAC et l'UEMOA ne débouchent pas sur un coefficient négatif significatif, cela ne signifie pas pour autant qu'il n'existe pas de tendance pour la politique budgétaire de ces CER. En effet, la dispersion du solde budgétaire de ces CER est déjà modérée et stable. Ces constats sont corroborés par les tests de racine unitaire exécutés sur le panel de données groupé et pour chaque pays. Le test de racine unitaire exécuté pour chacune des CER rejette

6. Ici, le solde budgétaire correspond au déficit/excédent des comptes publics, dons compris. Il exprime le besoin de financement net des comptes publics consolidés, exprimé en pourcentage du PIB courant dans la monnaie nationale (base de données de la Banque mondiale sur l'Afrique, CD-ROM 2004/5).

Graphique 3.1. Dispersion (écart type) du solde budgétaire au sein de la SADC, 1985-2003

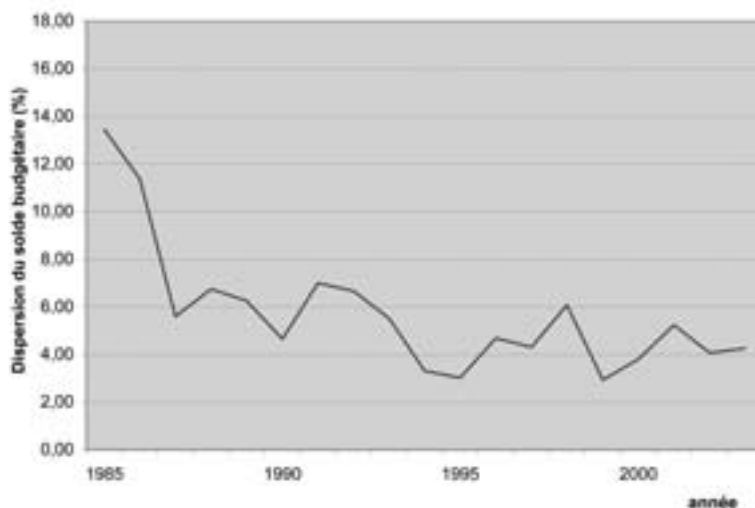


Graphique 3.2. Dispersion (écart type) du solde budgétaire au sein du COMESA, 1985-2003

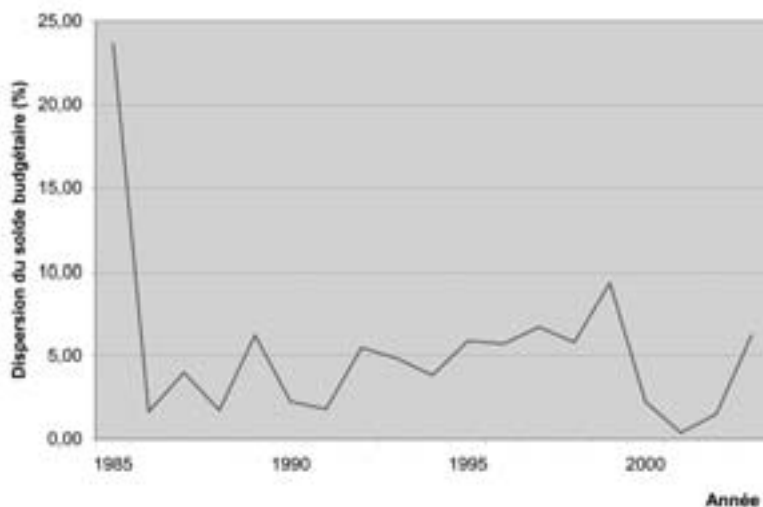


la présence d'une racine unitaire, ce qui indique une convergence vers la moyenne régionale. De plus, sur la base des tests de racine unitaire pratiqués pour chaque pays, il apparaît que pour tous les pays du COMESA, de la CEMAC et de l'UEMOA, la présence d'une racine unitaire est rejetée, ce qui indique que ces pays convergent vers leur moyenne régionale respective. Dans le cas de la SADC et de la CEDEAO, la présence d'une racine unitaire n'est pas rejetée que pour un ou deux pays.

Graphique 3.3. Dispersion (écart type) du solde budgétaire au sein de la CEDEAO, 1985-2003

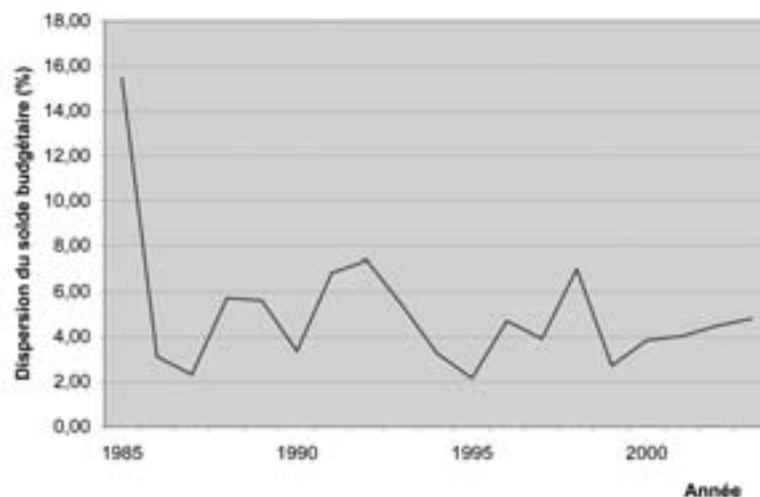


Graphique 3.4. Dispersion (écart type) du solde budgétaire au sein de la CEMAC, 1985-2003



L'analyse de co-intégration n'a pas été effectuée pour le COMESA, la CEMAC et l'UEMOA. En effet, la présence d'une racine unitaire avait été rejetée pour toutes ces CER. Les niveaux des soldes budgétaires dans tous ces pays sont donc relativement stables et n'ont pas tendance à fluctuer de manière incontrôlée, ni à augmenter régulièrement. Dans le cas de la SADC et de la CEDEAO, l'analyse de co-intégration n'a été menée que pour quelques pays, et aucun comouvement n'a été constaté. Il convient de noter que

Graphique 3.5. Dispersion (écart type) du solde budgétaire au sein de l'UEMOA, 1985-2003



même au sein de la SADC et de la CEDEAO, la plupart des pays affichent un solde budgétaire relativement stable.

4. Remarques de conclusion

En conclusion, l'analyse de la convergence des revenus montre que rien ne prouve la convergence au sein des différentes CER, à l'exception de l'UEMOA. Cependant, après avoir appliqué des tests plus poussés sur la base des théories de la croissance économique, on peut observer un rythme de convergence très lent des revenus par habitant. À ce rythme, à moins d'un changement structurel majeur, il faudra plus d'un demi-siècle pour que la plupart des pays membres de CER convergent et atteignent donc l'un des résultats escomptés des initiatives d'intégration régionale en Afrique. La principale contribution du présent article tient à l'analyse comparative entre les différents groupements économiques régionaux en Afrique. Notre étude montre que le grand défi de l'intégration régionale sur ce continent réside dans l'écart entre volonté politique et réalité du processus. Cet écart a des conséquences importantes en termes de politique économique, car il impose de tenir compte de la diversité des situations économiques locales lors de l'élaboration des initiatives de coopération régionale.

Références

- Barro R. and X. Sala-i-Martin (1995), *Economic Growth*, McGraw-Hill, Inc.
- Ben-David D. (1993), "Equalizing exchange : Trade liberalization and income convergence", *Quarterly Journal of Economics* 108(3), pp. 653-679.
- Ben Hammouda H., S. Karingi, A. Njuguna and M. Sadni-Jallab (2006), *Diversification : Towards a new paradigm for Africa's development*, Africa Trade Policy Centre Work in Progress No. 35, Economic Commission for Africa.
- Economic Commission for Africa (2006), *Assessing Regional Integration in Africa II : Rationalizing Regional Economic Communities*, Addis Ababa, Ethiopia.
- Economic Commission for Africa (2007), *Economic Report on Africa Accelerating Africa's Development through Diversification*, Addis Ababa, Ethiopia.
- Islam N. (1995), "Growth empirics : A panel data approach", *Quarterly Journal of Economics* 110, pp. 1127-1170.
- Rivera-Batiz R. and P. Romer (1991), "Economic integration and endogenous growth", *Quarterly Journal of Economics* 56, pp. 531-555.

Annexe 1. Méthodologie et stratégie économétrique générale

La stratégie économétrique reflète la définition composite de la convergence donnée dans la littérature. Cet article a envisagé trois principales approches. Pour fixer les idées, posons x comme variable économique générique, i comme pays générique de la région et t comme moment générique dans le temps (c'est-à-dire une année).

Analyse de la dispersion entre les pays

Définissons l'écart type de x entre les pays de la région au moment t comme correspondant à σ_t . Il est ensuite possible d'évaluer la convergence en déterminant si σ baisse au fil du temps. Un test formel suppose d'estimer la régression :

$$\sigma_t = \alpha + \phi T_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

où T exprime une tendance dans le temps, ε correspond à une perturbation et α et ϕ sont les paramètres à estimer. La convergence requiert que le ϕ estimé soit significativement négatif. On peut résoudre l'équation (1) par une estimation MCO empilée. Cette méthode de test de la convergence sera donc appelée **test de sigma-convergence**, comme dans la majeure partie de la littérature.

Test de racine unitaire

Définissons la moyenne régionale de la x comme x_m . Définissons ensuite le processus variable dans le temps $\delta_{it} \equiv x_{it} - x_{mt}$. Dans la pratique, δ correspond à la différence variable dans le temps entre x dans le pays i au moment t et une valeur de référence régionale de x au même moment. Une seconde manière d'évaluer la convergence consiste à déterminer si cette différence variable dans le temps affiche une tendance à disparaître sur la durée. Formellement, il faut pour cela résoudre l'équation suivante :

$$\delta_{it} = \phi \delta_{it-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

et tester l'hypothèse nulle $H_0 : \phi = 1$. Il s'agit là d'un test de racine unitaire standard. Le rejet de l'hypothèse nulle implique que la série x converge vers la valeur de référence.

Le test de racine unitaire peut être pratiqué pays par pays ou sur le panel groupé. Dans le premier cas, ce test indique si chaque pays converge vers la valeur de référence. Dans le second, il indique si le groupe dans son ensemble converge vers la valeur de référence. Dans le second cas, il est possible de tenir compte de l'hétérogénéité individuelle en spécifiant l'hypothèse nulle comme $H_0 : \phi_i = 1$ pour tous les i contre l'alternative $H_1 : \phi_i < 1, i = 1, 2, \dots, M_1 ; \phi_i = 1, i = M_1 + 1, M_2 + 2, \dots, P$ (où P est le nombre total de pays dans la région).

Même s'il paraît évident de définir la valeur de référence comme étant la moyenne régionale, on peut envisager d'autres références, par exemple la valeur la plus faible (ou la plus élevée, suivant le sens de la convergence souhaitée) dans la région, la moyenne des trois valeurs les plus faibles (ou les plus élevées) dans la région, ou encore le niveau cible établi par les critères de convergence.

Les procédures effectivement employées pour les tests de racine unitaire sont la méthode des MCG dynamique d'Elliot *et al.* (1996) et le test de racine unitaire sur données de panel d'Im *et al.* (2003). Cette méthode de test de la convergence sera donc désignée sous l'appellation de **test de racine unitaire**.

Analyse de la co-intégration

Une troisième notion relative à la convergence veut que deux séries (ou plus) convergent si elles partagent une tendance stochastique commune, c'est-à-dire si elles sont co-intégrées. Tester la convergence revient donc à tester la co-intégration dans l'équation :

$$x_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 x_{-i1,t} + \beta_2 x_{-i2,t} + \beta_k x_{-ik,t} + \varepsilon_t \quad (3)$$

où $-i, n$ ($n = 1 \dots k$) représente les pays autres que i . Naturellement, l'équation (3) n'inclura que les pays pour lesquels la série x est intégrée d'ordre 1. L'ordre d'intégration sera déterminé à l'aide de la méthode des MCG dynamique appliquée pour le **test de racine unitaire**.

Si l'on obtient $p-1$ vecteurs de co-intégration, p exprimant le nombre total de pays (séries) dans l'équation, alors, la *convergence est complète*. Si l'on obtient moins de $p-1$ vecteurs de co-intégration, alors, la convergence est partielle, ce qui signifie que certains pays convergent et d'autres non. Si l'on n'identifie aucun vecteur de co-intégration, cela prouve qu'aucun pays ne converge.

Le test de co-intégration suit Johansen (1991). Nous appellerons donc **test de co-intégration** cette méthode d'estimation de la convergence.

Symétrie des chocs et convergence des cycles économiques

Cette section applique le **test de co-intégration** aux données trimestrielles sur le taux de change bilatéral réel en vue d'évaluer le degré de convergence des chocs dans la région. On considère habituellement la convergence des chocs comme une condition nécessaire pour que la région constitue une union monétaire optimale. En raison du manque de données, d'autres méthodes d'estimation de la convergence des chocs (à savoir VAR structurel, *output detrending*) sont difficilement applicables. Le test de co-intégration appliqué aux taux de change réels constitue donc une possibilité envisageable.

Ce test suit l'hypothèse de PPA généralisée de Enders et Hurn (1994) : si les taux de change réels entre les pays partagent une tendance stochastique commune, cela signifie que leurs fondamentaux suivent un comouvement et donc qu'ils sont affectés par des chocs dans une certaine mesure symétriques.

Le test de co-intégration peut être intégré par des informations quantitatives supplémentaires concernant la profondeur de l'intégration commerciale de la région, la corrélation des termes de l'échange entre pays et leur volatilité/dispersion, le degré de flexibilité des prix et des salaires et l'ampleur de la mobilité transfrontière de la main-d'œuvre.

464 / Actes de la Conférence 2007

Annexe 2. Tests de convergence

Tableau A2.1. Résultats des tests de sigma-convergence pour les variables macroéconomiques

Séries	SADC	COMESA	CEDEAO	CEMAC	UEMOA
1. Inflation (trimestrielle)					
Coeff. de temps	-0,429*** (5,445)	-0,759*** (-12,723)	-0,422*** (-13,710)	-0,067*** (-4,420)	-0,410*** (-10,178)
R ²	0,304	0,710	0,746	0,211	0,618
DW	0,250	0,586	0,567	1,261	0,534
2. Solde budgétaire (annuel)					
Coeff. de temps	-0,372*** (-3,437)	-0,121 (0,976)	-0,328*** (-3,898)	-0,234 (-1,117)	-0,179 (-1,490)
R ²	0,410	0,053	0,472	0,068	0,115
DW	2,295	2,168	1,019	1,493	1,618

*** Significatif au seuil de 1 % ; **significatif au seuil de 5 % ; *significatif au seuil de 10 %

Annexe 3. Tests de racine unitaire

Tableau A3-1. Tests de racine unitaire pour l'écart par rapport à la moyenne régionale des séries par pays de la SADC

	Inflation (trimestrielle : 1987T1-2004T2)		Solde budgétaire (annuel : 1985-2003)	
	Ordonnée à l'origine	Tendance et ordonnée à l'origine	Ordonnée à l'origine	Tendance et ordonnée à l'origine
Angola	-	-	-2,538**	-
Botswana	-0,960	-1,279	-1,383	-
Congo, RDC	-	-	-	-
Lesotho	-1,019	-0,991	-4,310***	-
Madagascar	-2,617***	-2,974*	-1,421	-
Malawi	-3,140***	-3,351**	-3,260***	-
Maurice	-1,487	-2,653	-1,984**	-
Mozambique	-	-	-2,078**	-
Namibie	-3,623***	-3,676**	-2,642**	-
Afrique du Sud	-1,128	-1,234	-2,524**	-
Swaziland	-2,235**	-2,429	-	-
Tanzanie	-0,509	-4,746***	-1,993**	-
Zambie	-2,176**	-2,511	-3,308***	-
Zimbabwe	-	-	-3,434***	-

^aSélection automatique de la longueur des décalages sur la base du critère d'information de Schwarz.

^bLes valeurs tests critiques ont été calculées pour 20 observations et peuvent ne pas être exactes pour cette série en particulier.

(-) indique des données insuffisantes.

***Significatif au seuil de 1 % ; **significatif au seuil de 5 % ; *significatif au seuil de 10 %. Voir MacKinnon (1996) pour des valeurs critiques asymptotiques.

Tableau A3-2. Tests de racine unitaire pour l'écart par rapport à la moyenne régionale des séries par pays du COMESA

Pays	Test DF-MCG d'Elliot-Rothenberg-Stock – Statistiques ^a			
	Inflation (trimestrielle 1987T1-2003T4)		Solde budgétaire (annuel : 1985-2003)	
	Ordonnée à l'origine	Tendance et ordonnée à l'origine	Ordonnée à l'origine	Tendance et ordonnée à l'origine
Angola	-	-	-2,613**	-
Burundi	-1,196	-2,379	-3,189***	-
Comores	-	-	-5,245***	-
Congo, RDC	-	-	-	-
Égypte	-3,135***	-3,201**	-	-
Éthiopie	-0,667	-2,386	-2,749***	-
Kenya	-2,579**	-3,496**	-3,063***	-
Madagascar	-1,476	-2,275	-1,726*	-
Malawi	-2,532**	-3,262**	-3,404***	-
Maurice	-1,536	-3,504**	-2,064**	-
Namibie	-3,003***	-3,937***	-2,974***	-
Rwanda	-1,576	-3,524**	-	-
Seychelles	-0,262	-2,567	-	-
Soudan	-	-	-	-
Swaziland	-1,901**	-3,756***	-	-
Ouganda	-0,084	-0,774	-2,808***	-
Zambie	-2,113**	-2,419	-3,212***	-
Zimbabwe	-	-	-2,336**	-

^aSélection automatique de la longueur des décalages sur la base du critère d'information de Schwarz.

^bLes valeurs tests critiques ont été calculées pour 20 observations et peuvent ne pas être exactes pour cette série en particulier.

(-) indique des données insuffisantes.

***Significatif au seuil de 1 % ; **significatif au seuil de 5 % ; *significatif au seuil de 10 %. Voir MacKinnon (1996) pour des valeurs critiques asymptotiques.

Tableau A3-3. Tests de racine unitaire pour l'écart par rapport à la moyenne régionale des séries par pays de la CEDEAO

Pays	Test DF-MCG d'Elliot-Rothenberg-Stock – Statistiques ^a					
	Revenu par habitant (annuel : 1980-2003)		Inflation (trimestrielle : 1988T3-2004T4)		Solde budgétaire ^b (annuel : 1985-2002)	
	Ordonnée à l'origine	Tendance et ordonnée à l'origine	Ordonnée à l'origine	Tendance et ordonnée à l'origine	Ordonnée à l'origine	Tendance et ordonnée à l'origine
Bénin	-0,189	-	-	-	-	-
Burkina Faso	-0,921	-	-2,646**	-4,393***	-	-
Cap-Vert	1,816	-	-1,085	-1,935	-3,29***	-
Côte d'Ivoire	-0,789	-	-2,151**	-3,543**	-1,86*	-
Gambie	-1,693*	-	-1,831*	-2,473	-1,03	-
Ghana	-1,495	-	-4,179***	-4,256***	-1,99**	-
Guinée-Bissau	-1,188	-	-1,623*	-3,973***	4,120***	-
Guinée	-	-	-	-	-	-
Liberia	-0,682	-	-	-	-	-
Mali	-0,424	-	-1,861*	-2,421	-3,96***	-
Niger	-0,968	-	-2,010**	-4,239***	-3,68***	-
Nigeria	-1,750*	-	-2,762***	-3,224**	-	-
Sénégal	-1,608*	-	-1,096	-4,622***	-5,06***	-
Sierra Leone	-0,118	-	-1,882*	-2,306	-2,37**	-
Togo	-2,079**	-	-1,420	-2,412	-2,61**	-

^aSélection automatique de la longueur des décalages sur la base du critère d'information de Schwarz.

^bLes valeurs tests critiques ont été calculées pour 20 observations et peuvent ne pas être exactes pour cette série en particulier.

(-) indique des données insuffisantes.

***Significatif au seuil de 1 % ; **significatif au seuil de 5 % ; *significatif au seuil de 10 %. Voir MacKinnon (1996) pour des valeurs critiques asymptotiques.

Tableau A3-4. Tests de racine unitaire pour l'écart par rapport à la moyenne régionale des séries par pays de la CEMAC

Pays	Test DF-MCG d'Elliot-Rothenberg-Stock – Statistiques ^a			
	Inflation (trimestrielle : 1984T2-2002T4)		Solde budgétaire ^b (annuel : 1985-2003)	
	Ordonnée à l'origine	Tendance et ordonnée à l'origine	Ordonnée à l'origine	Tendance et ordonnée à l'origine
Cameroun	-3,405***	-4,668***	-4,320***	-
Rép. centrafricaine	-2,301**	-3,444**	-	-
Tchad	-2,813***	-3,432**	-	-
Congo, Rép.	-	-	-2,932***	-
Guinée éq.	-	-	-	-
Gabon	-5,326***	-4,839***	-3,177***	-

^aSélection automatique de la longueur des décalages sur la base du critère d'information de Schwarz.

^bLes valeurs tests critiques ont été calculées pour 20 observations et peuvent ne pas être exactes pour cette série en particulier.

(-) indique des données insuffisantes.

***Significatif au seuil de 1 % ; **significatif au seuil de 5 % ; *significatif au seuil de 10 %. Voir MacKinnon (1996) pour des valeurs critiques asymptotiques.

Tableau A3-5. Tests de racine unitaire pour l'écart par rapport à la moyenne régionale des séries par pays de l'UEMOA

Pays	Test DF-MCG d'Elliot-Rothenberg-Stock – Statistiques ^a			
	Inflation (trimestrielle : 1988T3-2004T4)		Solde budgétaire ^b (annuel : 1985-2003)	
	Ordonnée à l'origine	Tendance et ordonnée à l'origine	Ordonnée à l'origine	Tendance et ordonnée à l'origine
Bénin	-	-	-	-
Burkina Faso	-2,281**	-3,986***	-	-
Côte d'Ivoire	-2,036**	-2,969*	-3,188***	-
Guinée-Bissau	-1,489	-3,787***	-3,978***	-
Mali	-2,087**	-3,835***	-2,659**	-
Niger	-0,868	-3,074*	-4,037***	-
Sénégal	-1,810*	-3,249***	-3,921***	-
Togo	-2,811***	-3,914***	-2,670**	-

^aSélection automatique de la longueur des décalages sur la base du critère d'information de Schwarz.

^bLes valeurs tests critiques ont été calculées pour 20 observations et peuvent ne pas être exactes pour cette série en particulier.

(-) indique des données insuffisantes.

***Significatif au seuil de 1 % ; **significatif au seuil de 5 % ; *significatif au seuil de 10 %. Voir MacKinnon (1996) pour des valeurs critiques asymptotiques.

Tableau A3-6. Résultats des tests de racine unitaire sur les observations groupées (écart des séries par rapport à la moyenne régionale)

Séries	W-stat d'Im, Pesaran et Shin (test de racine unitaire individuel) ^a				
	SADC	COMESA	CEDEAO	CEMAC	UEMOA
1. Inflation					
Ordonnée à l'origine	-2,498*** (0,006)	-5,668*** (0,000)	-3,253*** (0,000)	-7,090*** (0,000)	-3,113*** (0,001)
Ordonnée à l'origine + tendance	-4,616*** (0,000)	-5,005*** (0,000)	-5,938*** (0,000)	-7,381*** (0,000)	-5,693*** (0,000)
2. Solde budgétaire					
Ordonnée à l'origine	-4,260*** (0,000)	-4,921*** (0,000)	-6,410*** (0,000)	-10,192*** (0,000)	-6,547*** (0,000)
Ordonnée à l'origine + tendance	-3,746*** (0,000)	-6,219*** (0,000)	-4,930*** (0,000)	-8,335*** (0,000)	-8,054*** (0,000)

^aSélection automatique de la longueur des décalages sur la base du critère d'information de Schwarz.

Les valeurs indiquées entre parenthèses sont des probabilités.

***Significatif au seuil de 1 % ; **significatif au seuil de 5 % ; *significatif au seuil de 10 %.

Annexe 4. Test de co-intégration

Tableau A4-1. Test de co-intégration sur les pays de la SADC

a. Test de racine unitaire sur les valeurs réelles

Pays	Test DF-MCG d'Elliot-Rothenberg-Stock – Statistiques ^a			
	Inflation (trimestrielle : 1987T1-2004T2)		Solde budgétaire ^b (annuel : 1985-2003)	
	Ordonnée à l'origine	Tendance et ordonnée à l'origine	Ordonnée à l'origine	Tendance et ordonnée à l'origine
Angola	-	-	-2,604**	-
Botswana	-1,286	-1,732	-1,560	-
Congo, RDC	-	-	-	-
Lesotho	-1,437	-1,283	-2,792***	-
Madagascar	-2,122**	-2,191	-2,283**	-
Malawi	-3,331***	-3,490**	-3,563***	-
Maurice	-1,327	-1,821	-1,680*	-
Mozambique	-	-	-2,080**	-
Namibie	-4,246***	-4,160***	-2,051**	-
Afrique du Sud	0,642	-2,444	-1,654*	-
Swaziland	-3,504***	-3,997***	-	-
Tanzanie	-1,075	-2,515	-2,299**	-
Zambie	-2,056	-2,434	-3,712***	-
Zimbabwe	-	-	-3,706***	-

^aSélection automatique de la longueur des décalages sur la base du critère d'information de Schwarz.

^bLes valeurs tests critiques ont été calculées pour 20 observations et peuvent ne pas être exactes pour cette série en particulier.

(-) indique des données insuffisantes

***Significatif au seuil de 1 % ; **significatif au seuil de 5 % ; *significatif au seuil de 10 %.

Voir MacKinnon (1996) pour des valeurs critiques asymptotiques.

Tableau A4-1a. Analyse de la co-intégration des revenus par habitant dans les pays de la SADC ⁷

a. SACU

Observations incluses : 22 après ajustements
 Hypothèse sur la tendance : tendance déterministe linéaire
 Série : BOTSWANA LESOTHO NAMIBIE SWAZILAND
 Intervalle des décalages (en premières différences) : 1 à 1

Test du rang de co-intégration sans restriction (trace)

Nb. d'EC hypothétique	Valeur propre	Statistique de la trace	Valeur critique 0,05	Prob.**
Aucune	0,615491	45,02579	47,85613	0,0900
Au plus 1	0,503526	23,99843	29,79707	0,2005
Au plus 2	0,304201	8,593487	15,49471	0,4043
Au plus 3	0,027533	0,614220	3,841466	0,4332

Le test de la trace n'indique aucune co-intégration au niveau de 0,05

* indique un rejet de l'hypothèse au niveau de 0,05

** Valeurs de seuil selon MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

b. Non-membres de la SACU

Observations incluses : 22 après ajustements
 Hypothèse sur la tendance : tendance déterministe linéaire
 Série : ANGOLA RDC MADAGASCAR MAURICE MOZAMBIQUE ZAMBIE ZIMBABWE
 Intervalle des décalages (en premières différences) : 1 à 1

Test du rang de co-intégration sans restriction (trace)

Nb. d'EC hypothétique	Valeur propre	Statistique de la trace	Valeur critique 0,05	Prob.**
Aucune *	0,999605	372,9000	125,6154	0,0000
Au plus 1 *	0,987230	200,4701	95,75366	0,0000
Au plus 2 *	0,859424	104,5354	69,81889	0,0000
Au plus 3 *	0,767418	61,37130	47,85613	0,0017
Au plus 4	0,495655	29,28405	29,79707	0,0572
Au plus 5	0,440905	14,22516	15,49471	0,0770
Au plus 6	0,063085	1,433578	3,841466	0,2312

Le test de la trace indique 4 équations de co-intégration au niveau de 0,05

* indique un rejet de l'hypothèse au niveau de 0,05

** Valeurs de seuil selon MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

7. L'analyse de co-intégration du revenu par habitant n'est pas possible pour tous les pays de la SADC par manque de données. Nous utilisons les sous-groupes des pays membres et non membres de la SACU (Union douanière d'Afrique australe).

470 / Actes de la Conférence 2007

**Tableau A4-1b. Analyse de la co-intégration de l'inflation
des pays de la SADC**

Observations incluses : 67 après ajustements
Hypothèse sur la tendance : tendance déterministe linéaire
Série : BOTSWANA LESOTHO MAURICE SER01 TANZANIE ZAMBIE
Intervalle des décalages (en premières différences) : 1 à 2

Test du rang de co-intégration sans restriction (trace)

Nb. d'EC hypothétique	Valeur propre	Statistique de la trace	Valeur critique 0,05	Prob.**
Aucune *	0,467772	125,5677	95,75366	0,0001
Au plus 1 *	0,391108	83,31191	69,81889	0,0029
Au plus 2 *	0,319774	50,07220	47,85613	0,0305
Au plus 3	0,225815	24,25512	29,79707	0,1899
Au plus 4	0,095763	7,106877	15,49471	0,5652
Au plus 5	0,005394	0,362394	3,841466	0,5472

Le test de la trace indique 3 équations de co-intégration au niveau de 0,05

* indique un rejet de l'hypothèse au niveau de 0,05

** Valeurs de seuil selon MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

**Tableau A4-1c. Analyse de la co-intégration du solde budgétaire
des pays de la SADC**

Observations incluses : 17 après ajustements
Hypothèse sur la tendance : tendance déterministe linéaire
Série : BOTSWANA MAURICE AFRIQUE DU SUD
Intervalle des décalages (en premières différences) : 1 à 1

Test du rang de co-intégration sans restriction (trace)

Nb. d'EC hypothétique	Valeur propre	Statistique de la trace	Valeur critique 0,05	Prob.**
Aucune	0,554320	21,82771	29,79707	0,3082
Au plus 1	0,273232	8,089105	15,49471	0,4559
Au plus 2	0,145024	2,663597	3,841466	0,1027

Le test de la trace n'indique aucune co-intégration au niveau de 0,05

* indique un rejet de l'hypothèse au niveau de 0,05

** Valeurs de seuil selon MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Tableau A4-2. Test de co-intégration sur les pays du COMESA

a. Tests de racine unitaire sur les valeurs réelles

Pays	Test DF-MCG d'Elliot-Rothenberg-Stock – Statistiques ^a			
	Inflation (trimestrielle 1987T1-2003T4)		Solde budgétaire ^b (annuel : 1985-2003)	
	Ordonnée à l'origine	Tendance et ordonnée à l'origine	Ordonnée à l'origine	Tendance et ordonnée à l'origine
Angola	-	-	-2,602**	-
Burundi	-1,197	-1,589	-3,357***	-
Comores	-	-	-4,745***	-
Congo, RDC	-4,611***	-4,665***	-	-
Égypte	0,159	-2,14	-	-
Éthiopie	-2,217**	-2,517	-3,025***	-
Kenya	-2,909***	-3,127**	-2,806***	-
Madagascar	-2,066**	-2,143	-2,283**	-
Malawi	-3,309***	-3,486**	-3,686***	-
Maurice	-1,305	-1,866	-1,684*	-
Namibie	-4,175***	-3,203**	-2,054**	-
Rwanda	-3,406***	-3,525**	-	-
Seychelles	-3,118***	-2,493	-	-
Soudan	-	-	-	-
Swaziland	-3,606***	-4,001***	-	-
Ouganda	-0,054	-0,840	-4,171***	-
Zambie	-2,040**	-2,411**	-3,529***	-
Zimbabwe	-	-	-2,992***	-

^a Sélection automatique de la longueur des décalages (maxlag = 4 (séries annuelles) ; = 11 (séries trimestrielles) sur la base du critère d'information de Schwarz.

^b Les valeurs tests critiques ont été calculées pour 20 observations et peuvent ne pas être exactes pour cette série en particulier.

(-) indique des données insuffisantes.

*** Significatif au seuil de 1 % ; **significatif au seuil de 5 % ; *significatif au seuil de 10 %.

Tableau A4-2b. Analyse de la co-intégration de l'inflation des pays du COMESA

Observations incluses : 66 après ajustements

Hypothèse sur la tendance : tendance déterministe linéaire

Série : BURUNDI ÉGYPTE MAURICE OUGANDA

Intervalle des décalages (en premières différences) : 1 à 1

Test du rang de co-intégration sans restriction (trace)

Nb. d'EC hypothétique	Valeur propre	Statistique de la trace	Valeur critique 0,05	Prob.**
Aucune *	0,415465	66,92641	47,85613	0,0003
Au plus 1 *	0,240070	31,48844	29,79707	0,0316
Au plus 2	0,115791	13,36950	15,49471	0,1019
Au plus 3 *	0,076428	5,247421	3,841466	0,0220

Le test de la trace indique 2 équations de co-intégration au niveau de 0,05

* indique un rejet de l'hypothèse au niveau de 0,05

** Valeurs de seuil selon MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Note : Ce test n'est pas possible pour le solde budgétaire car la présence d'une racine unitaire a été rejetée pour toutes les séries.

Tableau A4-3. Tests de co-intégration pour les pays de la CEDEAO

a. Tests de racine unitaire sur les valeurs réelles

Pays	Test DF-MCG d'Elliot-Rothenberg-Stock – Statistiques ^a			
	Inflation (trimestrielle : 1988T3-2004T4)		Solde budgétaire ^b (annuel : 1985-2002)	
	Ordonnée à l'origine	Tendance et ordonnée à l'origine	Ordonnée à l'origine	Tendance et ordonnée à l'origine
Bénin	-		-	-
Burkina Faso	-3,886***		-	-
Cap-Vert	-1,185		-3,40***	-
Côte d'Ivoire	-3,526***		-1,41	-
Gambie	-2,034**		-2,09**	-
Ghana	-3,856***		-2,11**	-
Guinée-Bissau	-1,395		-4,09***	-
Guinée	-		-	-
Liberia	-		-	-
Mali	-2,913***		-1,86*	-
Niger	-3,012***		-3,34***	-
Nigeria	-2,219**		-	-
Sénégal	-2,853***		-4,02***	-
Sierra Leone	-1,804*		-2,13**	-
Togo	-1,864*		-2,274**	-

^a Sélection automatique de la longueur des décalages sur la base du critère d'information de Schwarz.

^b Les valeurs tests critiques ont été calculées pour 20 observations et peuvent ne pas être exactes pour cette série en particulier.

(-) indique des données insuffisantes.

*** Significatif au seuil de 1 % ; **significatif au seuil de 5 % ; *significatif au seuil de 10 %. Voir MacKinnon (1996) pour des valeurs critiques asymptotiques.

Tableau A4-3b. Analyse de la co-intégration de l'inflation pour les pays de la CEDEAO

Observations incluses : 63 après ajustements
 Hypothèse sur la tendance : tendance déterministe linéaire
 Série : CAP-VERT GUINÉE-BISS S-LEONE TOGO
 Intervalle des décalages (en premières différences) : 1 à 2

Test du rang de co-intégration sans restriction (trace)

Nb. d'EC hypothétique	Valeur propre	Statistique de la trace	Valeur critique 0,05	Prob.**
Aucune *	0,353902	55,22179	47,85613	0,0087
Au plus 1	0,270783	27,70317	29,79707	0,0856
Au plus 2	0,093787	7,808803	15,49471	0,4861
Au plus 3	0,025147	1,604498	3,841466	0,2053

Le test de la trace indique une équation de co-intégration au niveau de 0,05

* indique un rejet de l'hypothèse au niveau de 0,05

** Valeurs de seuil selon MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Tableau A4-3c. Analyse de la co-intégration du solde budgétaire des pays de la CEDEAO

Observations incluses : 17 après ajustements
 Hypothèse sur la tendance : tendance déterministe linéaire
 Série : CIV MALI
 Intervalle des décalages (en premières différences) : 1 à 1

Test du rang de co-intégration sans restriction (trace)

Nb. d'EC hypothétique	Valeur propre	Statistique de la trace	Valeur critique 0,05	Prob.**
Aucune	0,471591	12,71034	15,49471	0,1259
Au plus 1	0,103971	1,866303	3,841466	0,1719

Le test de la trace n'indique aucune co-intégration au niveau de 0,05

* indique un rejet de l'hypothèse au niveau de 0,05

** Valeurs de seuil selon MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Tableau A4-4. Résultats des tests de co-intégration pour les pays de la CEMAC

a. Tests de racine unitaire sur les valeurs réelles

Pays	Test DF-MCG d'Elliot-Rothenberg-Stock – Statistiques ^a	
	Inflation (trimestrielle : 1984T2-2002T4)	Solde budgétaire ^b (annuel : 1985-2003)
	Ordonnée à l'origine	Ordonnée à l'origine
Cameroun	-2,311**	-2,180**
Rép. centrafricaine	-3,624***	-
Tchad	-1,759*	-
Congo	-	-2,802***
Gabon	-3,718***	-3,330***

^aSélection automatique de la longueur des décalages sur la base du critère d'information de Schwarz.

^bLes valeurs tests critiques ont été calculées pour 20 observations et peuvent ne pas être exactes pour cette série en particulier.

(-) indique des données insuffisantes.

*** Significatif au seuil de 1 % ; **significatif au seuil de 5 % ; *significatif au seuil de 10 %. Voir MacKinnon (1996) pour des valeurs critiques asymptotiques.

Note : Pas de test de co-intégration pour les séries relatives à l'inflation et au solde budgétaire. La présence d'une racine unitaire a été rejetée pour toutes les séries sauf pour le Tchad (sur la base d'une valeur critique de 5 %).

Tableau A4-5. Tests de co-intégration pour les pays de l'UEMOA

a. Tests de racine unitaire sur les valeurs réelles

Pays	Test DF-MCG d'Elliot-Rothenberg-Stock – Statistiques ^a			
	Inflation (trimestrielle : 1984T2-2002T4)		Solde budgétaire ^b (annuel :1985-2003)	
	Ordonnée à l'origine	Tendance et ordonnée à l'origine	Ordonnée à l'origine	Tendance et ordonnée à l'origine
Bénin	-	-	-	-
Burkina Faso	-3,887***	-3,897***	-	-
Côte d'Ivoire	-3,526***	-3,558**	-1,408	-
Guinée-Bissau	-1,395	-4,572***	-4,090***	-
Mali	-2,913***	-3,268**	-1,858*	-
Niger	-3,012***	-3,236**	-3,316***	-
Sénégal	-2,853***	-2,998*	-4,020***	-
Togo	-1,870*	-1,974	-2,275**	-

^aSélection automatique de la longueur des décalages sur la base du critère d'information de Schwarz.

^bLes valeurs tests critiques ont été calculées pour 20 observations et peuvent ne pas être exactes pour cette série en particulier.

(-) indique des données insuffisantes.

*** Significatif au seuil de 1 % ; **significatif au seuil de 5 % ; *significatif au seuil de 10 %. Voir MacKinnon (1996) pour des valeurs critiques asymptotiques.

Tableau A4-5b. Analyse de la co-intégration de l'inflation des pays de l'UEMOA

Observations incluses : 63 après ajustements

Hypothèse sur la tendance : tendance déterministe linéaire

Série : GUINÉE—B TOGO

Intervalle des décalages (en premières différences) : 1 à 2

Test du rang de co-intégration sans restriction (trace)

Nb. d'EC hypothétique	Valeur propre	Statistique de la trace	Valeur critique 0,05	Prob.**
Aucune *	0,192736	17,43531	15,49471	0,0252
Au plus 1 *	0,060724	3,946693	3,841466	0,0470

Le test de la trace indique 2 équations de co-intégration au niveau de 0,05

* indique un rejet de l'hypothèse au niveau de 0,05

** Valeurs de seuil selon MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

**Tableau A4-5c. Analyse de la co-intégration du solde budgétaire
des pays de l'UEMOA**

Observations incluses : 17 après ajustements
Hypothèse sur la tendance : tendance déterministe linéaire
Série : CIV MALI
Intervalle des décalages (en premières différences) : 1 à 1

Test du rang de co-intégration sans restriction (trace)

Nb. d'EC hypothétique	Valeur propre	Statistique de la trace	Valeur critique 0,05	Prob.**
Aucune	0,473307	12,74771	15,49471	0,1244
Au plus 1	0,103026	1,848381	3,841466	0,1740

Le test de la trace n'indique aucune co-intégration au niveau de 0,05

* indique un rejet de l'hypothèse au niveau de 0,05

** Valeurs de seuil selon MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Annexe 6 : Liste des pays membres des différentes CER

**I. Marché commun des États de l'Afrique de l'Est
et de l'Afrique australe (COMESA)**

1. Angola
2. Burundi
3. Comores
4. Congo, République démocratique du (RDC)
5. Djibouti
6. Égypte
7. Érythrée
8. Éthiopie
9. Kenya
10. Madagascar
11. Malawi
12. Maurice
13. Namibie
14. Ouganda
15. Rwanda
16. Seychelles
17. Soudan
18. Swaziland
19. Zambie
20. Zimbabwe

II. Communauté économique des États d'Afrique de l'Ouest (CEDEAO)

1. Bénin
2. Burkina Faso
3. Cap-Vert
4. Côte d'Ivoire
5. Gambie

476 / Actes de la Conférence 2007

6. Ghana
7. Guinée-Bissau
8. Guinée
9. Liberia
10. Mali
11. Niger
12. Nigeria
13. Sénégal
14. Sierra Leone
15. Togo

III. Communauté de développement de l'Afrique australe (SADC)

1. Afrique du Sud
2. Angola
3. Botswana
4. Congo, République démocratique du (RDC)
5. Lesotho
6. Madagascar
7. Malawi
8. Maurice
9. Mozambique
10. Namibie
11. Swaziland
12. Tanzanie
13. Zambie
14. Zimbabwe

**IV. Communauté économique et monétaire
de l'Afrique centrale (CEMAC)**

1. Cameroun
2. Congo
3. Guinée équatoriale
4. Gabon
5. République centrafricaine
6. Tchad

V. Union économique et monétaire ouest-africaine (UEMOA)

1. Bénin
2. Burkina Faso
3. Côte d'Ivoire
4. Guinée-Bissau
5. Mali
6. Niger
7. Sénégal
8. Togo