



Documents de travail

du Laboratoire d'Economie et de Gestion

Working Papers

Contrainte de crédit et convergence vers la frontière
technologique: Qu'en est-il des pays de la Zone CFA ?

Abdou-Aziz NIANG, Bertrand DJEMBISSI

Université de Bourgogne & CNRS
UMR 5118 Laboratoire d'Economie et de Gestion
Pôle d'Economie et de Gestion, 2 boulevard Gabriel, 21000 Dijon, France

e2010-04

Equipe de recherche : Analyse et Modélisation des Interactions Economiques (AMIE)

Laboratoire d'Economie et de Gestion
Université de Bourgogne & CNRS UMR 5118

Pôle d'Economie et de Gestion - 2 boulevard Gabriel BP 26611 - F21066 DIJON cedex
Tel. +33 (0)3 80 39 54 30 Fax +33 (0)3 80 39 54 43
secretariat.leg@u-bourgogne.fr - www.u-bourgogne.fr/leg



Contrainte de crédit et convergence vers la frontière technologique: Qu'en est-il des pays de la Zone CFA ?

Abdou-Aziz NIANG, Bertrand DJEMBISSI

Abstract

Cet article a pour objectif d'étudier les effets de l'imperfection du marché du crédit sur la convergence des pays de la zone CFA vers la frontière de croissance mondiale. Afin de mettre l'accent sur le fait qu'un marché du crédit moins performant constitue une contrainte qui empêche ces pays de profiter pleinement du transfert de technologie et les pousse à s'écarter de la frontière de croissance, nous avons utilisé un modèle de croissance Schumpetérien avec transfert de technologie tel que développé par Aghion et *al* (2005). L'analyse empirique basée sur l'approche « System GMM » en panel dynamique révèle que les pays de la Zone CFA ayant un niveau de crédit privé inférieur à 8% du PIB divergent de la frontière de croissance représentée par la France. Par ailleurs, lorsque l'on considère les Etats-Unis comme le pays définissant la frontière de croissance, on constate qu'un bas niveau de développement financier peut ralentir considérablement la vitesse de convergence, mais n'empêche cependant pas ces pays de converger.

Classification JEL

F20, F30, F4, F5, G18, O16, O4.

Contrainte de crédit et convergence vers la frontière technologique: Qu'en est-il des pays de la Zone CFA ?

Abdou-Aziz NIANG * Bertrand DJEMBISSI †

Novembre 2009

Résumé

Cet article a pour objectif d'étudier les effets de l'imperfection du marché du crédit sur la convergence des pays de la zone CFA vers la frontière de croissance mondiale. Afin de mettre l'accent sur le fait qu'un marché du crédit moins performant constitue une contrainte qui empêche ces pays de profiter pleinement du transfert de technologie et les pousse à s'écarter de la frontière de croissance, nous avons utilisé un modèle de croissance Schumpétérien avec transfert de technologie tel que développé par Aghion et *al* (2005). L'analyse empirique basée sur l'approche "System GMM" en panel dynamique révèle que les pays de la Zone CFA ayant un niveau de crédit privé inférieur à 8% du PIB divergent de la frontière de croissance représentée par la France. Par ailleurs, lorsque l'on considère les Etats-Unis comme le pays définissant la frontière de croissance, on constate qu'un bas niveau de développement financier peut ralentir considérablement la vitesse de convergence, mais n'empêche cependant pas ces pays de converger.

JEL Classification: F20, F30, F4, F5, G18, O16, O4.

* Université de Bourgogne, Laboratoire d'Economie et de Gestion, 2 boulevard Gabriel - BP 26611, 21066 DIJON cedex. Tél: 06.47.68.66.93 Fax : 03.80.39.54.43 Email: Abdou-Aziz.Niang@u-bourgogne.fr
Correspondant

†CEFAB, CNAM PARIS, 40 Rue des Jeûneurs, 75002 Paris, France. Tél: 01.58.80.83.45 Fax: 01.40.27.27.36 Email: djembisb@cnam.fr

1. INTRODUCTION

Contrairement à la prédiction selon laquelle l'écart entre pays pauvres et pays développés devrait se réduire dans le temps, on constate aujourd'hui que certains pays en développement éprouvent d'énormes difficultés à combler le gap qui les sépare des pays les plus avancés. Pritchett (1997) montre ainsi que le gap entre les niveaux du PIB par tête de ces deux groupes de pays a été multiplié par cinq entre 1870 et 1990. Aujourd'hui un certain nombre de paramètres sont mis en exergue pour tenter d'expliquer ce fossé. Pour Easterly et Levine (2001), la technologie semble être l'explication la plus plausible. Selon ces auteurs, 60% des variations des taux de croissance des PIB par tête sont imputables aux différences de croissance de productivité. Plus un pays est éloigné du leader en matière de technologie, plus il est facile pour celui-ci de progresser en copiant les pays innovateurs. Ceci devrait contribuer à réduire ou au moins à stabiliser l'écart avec les pays les plus avancés. Cependant, même si la prise en compte de la technologie dans les modèles de croissance reste une pratique plus ou moins standard, la manière d'introduire le transfert technologique et le niveau de technologie dans les modèles de croissance diffère beaucoup.

Dans cet article, nous utilisons un modèle de croissance Schumpétérien avec transfert de technologie initialement développé par Aghion et *al* (2005). Ce modèle met l'accent sur le fait qu'un accès limité au crédit constitue une contrainte qui empêche les pays pauvres de profiter pleinement du transfert de connaissance et les pousse alors à s'écarter de la frontière de croissance. Les pays qui ont un niveau de développement financier supérieur à un certain seuil devront converger dans le long terme vers la même frontière de croissance. Et ceux qui ont un niveau de développement financier inférieur à ce seuil critique enregistrent dans le long terme, un taux de croissance en dessous de celui de la frontière. Trois principales raisons ont été avancées par ces auteurs. La première est que l'adoption de technologie née ailleurs implique des moyens financiers coûteux permettant aux agents de la réadapter à l'environnement spécifique du pays et de la mettre en oeuvre. En effet, même si ces dépenses ne constituent pas de l'investissement en R&D au sens classique du terme, elles jouent un rôle similaire dans la mesure où elles permettent la mise en place de nouvelles possibilités technologiques. La deuxième raison est que plus la frontière technologique est éloignée, plus il est difficile d'adapter la technologie au contexte local. Enfin, la troisième cause est liée au fait qu'un innovateur peut exproprier ses créanciers en dissimulant les résultats positifs de ses projets d'innovation à un coût qui dépend positivement du niveau de développement financier. Il s'ensuit que le multiplicateur de crédit

est plus bas pour les pays pauvres, lesquels ont un bas niveau de développement financier.

Ces dernières années, un certain nombre de travaux ont été consacrés à l'analyse du rôle du développement financier sur la croissance économique. Cependant les modèles proposés ne mettent pas l'accent sur le processus de transfert technologique et de ce fait, n'expliquent pas pourquoi malgré la diffusion technologique, les économies n'arrivent pas à enregistrer dans le long terme, des sentiers de croissance similaires. Parmi les auteurs qui se sont intéressés au lien entre développement financier et convergence économique, nous pouvons citer King et Levine (1993), Calderon et Liu (2003), Blackburn et Hung (1998), Kahn (2001), Morales (2003), Beck et Levine (2004), Levine (2005), Djankov et *al* (2007), Rousseau et Wachtel (1998), Roubini et Sala-i-Martin (1992).

Nous tenterons de montrer à travers cette étude, que les imperfections du marché du crédit constituent un handicap majeur qui contraint le processus de convergence des pays de la Zone CFA vers la frontière de croissance mondiale. Nous montrerons précisément que du fait de l'histoire économique et surtout financière entre la France et les pays de la Zone CFA, le développement du marché du crédit constitue un aspect qui est plus déterminant dans le processus de convergence vers la frontière de croissance représentée par la France que vers celle représentée par les Etats-Unis.

Dans une première partie, nous présenterons le modèle de croissance Schumpétérien avec transfert de technologie. Ensuite, nous développerons la méthodologie économétrique basée sur la méthode des moments généralisés (GMM) en panel dynamique. Et dans la dernière partie, il s'agira de vérifier empiriquement la théorie présentée pour les pays de la Zone CFA sur la période 1984-2004.

2. LE MODÈLE

Nous présentons ici un modèle de croissance Schumpetérien développé par Aghion et *al* (2005). On considère qu'il y a un groupe de n pays au sein duquel les échanges de biens et de facteurs sont insignifiants mais cependant il existe entre eux un fort niveau de transfert technologique. Ainsi, chaque pays a la possibilité d'utiliser toute innovation venant d'ailleurs. On considère également que dans chaque pays les individus vivent entre deux périodes et ne sont dotés que de deux unités de travail consacrées essentiellement aux services et acquises exclusivement durant la première période. La fonction d'utilité

de chaque individu vivant dans un pays donné est de la forme $U = c_1 + \varphi c_2$ où $0 < \varphi < 1$. En considérant que la population de chaque pays est égale à N et que le travail produit un bien “général” multifonctionnel et un continuum de biens intermédiaires spécialisés, la fonction de production du secteur général peut être représentée de la manière suivante

$$G_t = N^{1-\beta} \int_0^1 (A_t(i))^{1-\beta} (z_t(i))^\beta di, \quad 0 < \beta < 1 \quad (1)$$

où $z_t(i)$ est l’input de la dernière version du bien intermédiaire i et $A_t(i)$ est le paramètre de productivité qui lui est associé. Le bien général est utilisé pour la consommation, comme input en R&D et aussi comme input dans la production de biens intermédiaires. Ce bien général est produit dans un contexte de concurrence parfaite, de sorte que le prix de chaque bien intermédiaire est égal à son produit marginal¹

$$p_t(i) = \beta \left(\frac{z_t(i)}{A_t(i)} \right)^{\beta-1} \quad (2)$$

On considère qu’une innovation à la période t pour le bien intermédiaire i est due à un unique individu née à la période $t - 1$. La probabilité d’innovation $\mu_t(i)$ pour le bien i à la période t est telle que

$$A_t(i) = \begin{cases} \bar{A}_t, & \text{avec } \mu = \mu_t(i) \\ A_{t-1}(i), & \text{avec } \mu = 1 - \mu_t(i) \end{cases} \quad (3)$$

où \bar{A}_t est la frontière technologique mondiale dont le taux de croissance constant est égal à $g > 0$. Dans chaque secteur intermédiaire où une innovation vient de se produire, l’innovateur est en mesure de produire toute la quantité de bien intermédiaire en utilisant comme seul input une unité de bien général par unité de bien intermédiaire. En outre, dans tous les secteurs intermédiaires il y a un nombre illimité de personnes capables de produire des copies de la précédente génération du bien à un coût unitaire égal à $\psi > 1$.

Dans chaque secteur où l’innovation vient de se produire, l’individu innovateur sera le seul producteur, à un prix égal au coût unitaire de la frange concurrentielle. Cependant, dans les secteurs non innovateurs, la plus récente innovation tombe dans le domaine public, et ainsi la production aura lieu dans une situation de concurrence parfaite, à un prix égal au coût unitaire de chaque producteur. Dans les deux cas le prix est ψ et la quantité demandée

¹Par souci de simplicité, nous considérons que $N = 1$. Ceci permettra par la suite d’assimiler les variables en niveau aux variables par tête

$$z_t(i) = \left(\frac{\beta}{\psi}\right)^{1/(1-\beta)} A_t(i) \quad (4)$$

Il s'ensuit qu'en cas d'innovation, le profit de l'innovateur sera égal à $\pi_t(i) = \pi \bar{A}_t$, où $\pi = (\psi - 1)(\beta/\psi)^{1/(1-\beta)}$ alors qu'en cas d'échec l'individu fera un profit égal à zéro la période suivante. En tenant compte de (4), la production brute du bien général peut s'écrire² $G_t = \alpha A_t$. Ainsi, au sein du secteur global, la valeur ajoutée correspond au revenu salarial, alors que la valeur ajoutée dans les secteurs intermédiaires correspond au profit. Quant au PIB par tête, il est égal à la somme des valeurs ajoutées dans tous les secteurs

$$Y_t = w_t + \mu_t \pi_t \quad (5)$$

où w_t est le taux de salaire qui est égal au produit marginal du travail servant à produire le bien général concurrentiel. A_t est la moyenne de la productivité des pays

$$A_t = \int_0^1 A_t(i) di \quad (6)$$

A l'équilibre, la probabilité d'une innovation sera la même dans chaque secteur et de ce fait, la productivité moyenne dans chaque secteur est $A_t = \mu_t \bar{A}_t + (1 - \mu_t) A_{t-1}$. Ainsi, dans la proportion μ_t de secteurs innovateurs à la date $t - 1$, le paramètre de productivité sera égal à \bar{A}_t . Cependant ce paramètre restera égal à $A_{t-1}(i)$ pour les secteurs qui n'ont pas innové à $t - 1$. La productivité normalisée est égale à $a_t = A_t/\bar{A}_t$. Elle correspond au gap technologique des pays et peut également être définie par la dynamique suivante

$$a_t = \mu_t + \frac{1 - \mu_t}{1 + g} a_{t-1} \quad (7)$$

Etant donné que le secteur global est parfaitement concurrentiel, le taux de salaire w_t est égal au produit marginal du travail servant à produire le bien général $w_t = (1 - \beta)G_t$. Et dans ce cas, le PIB de chaque pays est alors donné par l'expression

$$Y_t = (1 - \beta)\alpha A_t + \mu_t \pi \bar{A}_t \quad (8)$$

A l'équilibre, dans chaque secteur, la quantité d'investissements en R & D nécessaire pour innover est déterminée par la fonction de coût

$$K_{t-1} = \tilde{k}(\mu_t) \bar{A}_t \quad (9)$$

²avec $\alpha \equiv (\frac{\beta}{\psi})^{1/(1-\beta)}$

où K_{t-1} est la quantité de bien général qui doit être investie. On peut alors remarquer que plus la frontière s'éloigne plus il est difficile d'innover. Pour chaque secteur soumis à une contrainte de crédit, le bénéfice net espéré sera maximisé en fonction de μ_t et s'écrit

$$\varphi\mu_t\pi\bar{A}_t - \tilde{k}(\mu_t)\bar{A}_t \quad (10)$$

Les entreprises adopteront donc un comportement qui varie selon la présence ou non d'une contrainte de crédit.

2.1. Accès illimité au marché de crédit

Aghion et al (2005) montrent que dans ce cas, toutes les économies devraient converger vers le même taux de croissance. Le sentier de croissance des économies devrait être différent du fait de la spécificité de chaque économie, mais leurs taux de croissance à long terme seront égaux. En effet, en supposant que chaque innovateur peut avoir accès au financement de manière illimitée à un taux $r = \varphi^{-1} - 1$, et qu'il s'engage à rembourser aux créanciers même si son projet échoue, on peut choisir $\mu_t \equiv \mu^*$ de façon à maximiser sans contrainte l'expression du profit donnée en (10). Les dépenses en R&D seront alors $K_{t-1}^* = \tilde{k}(\mu^*)\bar{A}_t$. Quant à la dynamique du gap technologique de chaque pays, elle sera donnée par $a_{t+1} = \mu^* + \frac{1-\mu^*}{1+g}a_t$ avec une valeur d'équilibre de long terme égale à $a^* = \frac{(1+g)\mu^*}{g+\mu^*} \in (0, 1)$. Le PIB par tête à l'équilibre sera égal $Y_t^* = [(1-\beta)\alpha a^* + \mu^*\pi]\bar{A}_t$, son taux de croissance g étant identique à celui de la frontière technologique \bar{A}_t .

2.2. Présence de contraintes de crédit

Considérons maintenant le cas où le marché de crédit est imparfait. Chaque entrepreneur à la fin de la période t est un jeune ayant un revenu salarial w_t et devant donc emprunter $K_t - w_t$ afin d'investir la quantité K_t dans un projet de R&D. On suppose en outre qu'en cas de succès du projet, l'entrepreneur peut exproprier ses créanciers en dissimulant les revenus du projet moyennant un coût cK_t . A l'équilibre, les entrepreneurs ne peuvent par conséquent pas emprunter et investir en R&D au delà d'un montant vw_t qui est proportionnel à leur revenu cumulé³. Cette contrainte de crédit sera saturée si le niveau d'investissement optimal non contraint $k^*\bar{A}_{t+1}$ est plus élevé que la capacité d'investissement des innovateurs vw_t , ce qui revient à $k^* > \frac{v(1-\beta)\alpha}{1+g}a_t \equiv a_t\omega$.

³ $v \in [1, \infty]$

En limitant les possibilités d'expropriation, un système financier développé constitue une protection pour les créanciers. On peut donc raisonnablement mesurer le niveau de développement financier par le paramètre de coût d'expropriation c , par le multiplicateur de crédit v ou encore par ω . Ainsi, à niveau de développement technologique donné a_t , les entreprises domestiques sont plus susceptibles de connaître des contraintes de crédit d'autant plus que le niveau de développement financier est faible. De même, à niveau de développement financier donné, les entreprises sont susceptibles de connaître des contraintes de crédit d'autant plus que le pays est éloigné de la frontière technologique⁴. Ainsi, les entreprises appartenant aux pays les plus avancés, pour lesquels on a $a_t \geq k^*/\omega \equiv \underline{a}(\omega)$, vont investir la quantité $k^*\bar{A}_{t+1}$ avec une probabilité d'innovation μ^* . Inversement, les entreprises des pays les moins avancés, pour lesquels on a $a_t < \underline{a}(\omega)$, ne pourront investir que $vv_t = a_t\omega\bar{A}_{t+1}$ avec une probabilité d'innovation $\tilde{\mu}(a_t\omega) < \mu^*$ où $\tilde{\mu}$ vérifie

$$a_{t+1} = \tilde{\mu}(a_t\omega) + \frac{1 - \tilde{\mu}(a_t\omega)}{1 + g}a_t \quad (11)$$

Si l'on considère un unique pays-référence dénommé pays 1, qui ne fait face à aucune contrainte de crédit, et dont le rythme des innovations détermine le taux de croissance de la frontière technologique, le taux de croissance peut s'écrire $g = \sigma\mu_1^*$ où σ permet de contrôler les effets de débordement.

En conclusion, deux enseignements majeurs peuvent être tirés de cette théorie. Premièrement, la probabilité pour qu'un pays converge vers le taux de croissance de la frontière augmente avec son niveau de développement financier. Deuxièmement, pour un pays qui converge en taux de croissance, le développement financier aura un effet positif éventuellement nul sur le niveau du PIB par tête à l'état stationnaire.

3. APPROCHE ÉCONOMÉTRIQUE

3.1. Equation de convergence

Dans une approche en coupe transversale, Aghion et al (2005) proposent une équation de convergence standard à laquelle on ajoute un terme d'interaction entre le PIB initial par tête et le niveau de développement financier.

$$g_i - g_1 = \phi_0 + \phi_f F_i + \phi_y (y_i - y_1) + \phi_{int} F_i (y_i - y_1) + \phi_x X_i + \varepsilon_i \quad (12)$$

⁴c'est à dire que la valeur prise par a_t est faible

g est le taux de croissance moyen du PIB par tête, F le crédit privé, y le niveau du PIB par tête en logarithme, X un ensemble de variables de contrôle et ε_i est un terme résiduel. Une autre différence avec les modèles standard est le fait que c'est le PIB par tête relativement au pays leader qui est pris en compte, d'où la présence des variables g_1 et y_1 . Afin de vérifier cette théorie pour les pays de la Zone CFA, nous considérons la France comme pays leader (Pays 1), et nous utilisons l'approche des données de panel pour estimer cette équation de convergence pour les pays de la Zone CFA. Et pour ajouter la dimension temporelle, nous considérons la période 1984-2004 que nous avons découpée en sous périodes de quatre ans de manière à obtenir cinq observations temporelles : 1984-1988 ; . . . ; 2000-2004. Pour le PIB par tête les cinq observations correspondent à 1988, 1992, 1996, 2000 et 2004. Ainsi si par exemple $t = 2004$, $t - 1 = 2000$. Pour le crédit privé et les autres variables du modèle, les observations à l'instant t correspondent à des moyennes entre t et $t - 1$. De cette manière, l'équation peut s'écrire

$$g_{it} - g_{1t} = \phi_0 + \phi_f F_{it} + \phi_y (y_{i,t-1} - y_{1,t-1}) + \phi_{int} F_{it} (y_{i,t-1} - y_{1,t-1}) + \phi_x X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (13)$$

Posons $\hat{y}_{i,t-1} = y_{i,t-1} - y_{1,t-1}$ le niveau initial du PIB par tête relatif à celui du pays leader. Sous l'hypothèse que $\phi_y + \phi_{int} F_{it} \neq 0$, nous pouvons réécrire l'équation (13) comme suit

$$g_{it} - g_{1t} = \lambda_i (\hat{y}_{i,t-1} - y_{i,t-1}^*) \quad (14)$$

$y_{i,t-1}^*$ est le niveau de PIB relatif à l'état stationnaire, correspondant également à un niveau de croissance nulle. En utilisant toujours la relation (13) on peut ensuite écrire

$$y_{i,t-1}^* = - \frac{\phi_0 + \phi_f F_{it} + \phi_x X_{it} + \varepsilon_{it}}{\phi_y + \phi_{int} F_{it}} \quad (15)$$

λ_i est le paramètre de convergence de l'économie i , il dépend du niveau de développement financier. A la période t , ce paramètre de convergence est donné par la relation suivante

$$\lambda_i = \phi_y + \phi_{int} F_{it} \quad (16)$$

Si l'on considère l'ensemble de la période d'étude, on peut définir le paramètre de convergence de chaque économie comme la moyenne des λ_i sur la période:

$$\bar{\lambda}_i = \phi_y + \phi_{int} \bar{F}_i \quad (17)$$

Ce paramètre permet de vérifier si le taux de croissance d'un pays i converge vers la frontière du taux de croissance correspondant à celui du pays leader. Dans ce cas λ_i

prend une valeur négative. Il s'ensuit que le développement du secteur financier d'un pays permet d'augmenter sa probabilité de convergence si et seulement si $\phi_{int} < 0$. Il est ainsi possible de définir des clubs de convergence étant donné qu'un pays peut converger vers le taux de croissance de la frontière si son niveau de crédit privé dépasse la valeur critique $F^c = -\frac{\phi_y}{\phi_{int}}$. Il résulte de (15) que l'effet à long terme du développement financier sur la production relative est

$$\frac{\partial \hat{y}_{i,t-1}^*}{\partial F_{it}} = \frac{\phi_f + \phi_{int} \hat{y}_{i,t-1}^*}{-(\phi_y + \phi_{int} F_{it})} \quad (18)$$

Par ailleurs, si $\lambda > 0$ cela implique qu'un pays en dessous de son l'équilibre connaîtra un niveau de croissance économique qui a tendance à s'éloigner de celui du pays leader. Etant donné qu'à l'équilibre tous les pays sont supposés être derrière la frontière de croissance, on a $y_{it}^* < 0$.

3.2. Une approche par les moments généralisés en panel dynamique

L'utilisation des données de panel dans le cadre de l'analyse de l'impact du développement financier sur la convergence économique dans la zone franc offre l'avantage de prendre en compte à la fois les variabilités inter-Etats et les variabilités temporelles qui sont en général très fortes dans ces pays. Ceci se manifeste économétriquement par l'existence d'effets spécifiques individuels qui ne sont pas traités dans une régression en coupe transversale, où ces phénomènes sont incorporés dans le terme d'erreur. Ce qui pose justement un problème de biais d'estimation que nous tenterons de lever à travers l'utilisation de la procédure des données de panel. Pour cela, la méthode des moments généralisés (GMM) sera mise en oeuvre du fait de l'aspect dynamique de notre modèle qui peut laisser apparaître un éventuel problème d'endogénéité. Ce type de biais peut être interprété comme la part de l'innovation dans la croissance qui peut affecter le développement financier. Elle peut aussi être l'effet du terme d'erreur, à la fois sur la croissance et le développement financier. Ceci peut entraîner à son tour, l'endogénéité du terme d'interaction. Par l'application de la méthode GMM développée par Arellano et Bond (1991) et Arellano et Bover (1995), nous pouvons contrôler au moins une partie de cette endogénéité en utilisant des instruments relatifs à la variable retardée.

En développant le membre à gauche, l'expression (13) peut être reformulée de la manière suivante

$$(y_{it} - y_{i,t-1}) - (y_{1t} - y_{1,t-1}) = \phi_0 + \phi_f F_{it} + \phi_y (y_{i,t-1} - y_{1,t-1}) + \phi_{int} F_{it} (y_{i,t-1} - y_{1,t-1}) + \phi_x X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (19)$$

Ce qui donne⁵

$$(y_{it} - y_{1t}) = \phi_0 + \phi_f F_{it} + \gamma_y (y_{i,t-1} - y_{1,t-1}) + \phi_{int} F_{it} (y_{i,t-1} - y_{1,t-1}) + \phi_x X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (20)$$

Considérons maintenant que les erreurs peuvent être décomposées en effets individuels fixes ν_i qui ne dépendent pas du temps, et en effet aléatoires ξ_{it} qui varient dans le temps. On a ainsi $\varepsilon_{it} = \nu_i + \xi_{it}$. Soit $\hat{y}_{it} = y_{it} - y_{1t}$, le logarithme du PIB relatif, l'équation (20) peut alors s'écrire

$$\hat{y}_{it} = \phi_0 + \gamma_y \hat{y}_{i,t-1} + \phi_f F_{it} + \phi_{int} F_{it} \hat{y}_{i,t-1} + \phi_x X_{it} + \nu_i + \xi_{it} \quad (21)$$

En posant $R_{it} = F_{it} \hat{y}_{i,t-1}$, nous avons

$$\hat{y}_{it} = \phi_0 + \gamma_y \hat{y}_{i,t-1} + \phi_f F_{it} + \phi_{int} R_{it} + \phi_x X_{it} + \nu_i + \xi_{it} \quad (22)$$

On peut ensuite éliminer les effets spécifiques en différenciant cette forme, ce qui donne

$$\begin{aligned} \hat{y}_{it} - \hat{y}_{i,t-1} &= \gamma_y (\hat{y}_{i,t-1} - \hat{y}_{i,t-2}) + \phi_f (F_{it} - F_{i,t-1}) + \phi_{int} (R_{it} - R_{i,t-1}) \\ &\quad + \phi_x (X_{it} - X_{i,t-1}) + (\xi_{it} - \xi_{i,t-1}) \end{aligned} \quad (23)$$

L'estimation des équations (22) et (23) nécessite l'utilisation de méthodes permettant de tenir compte d'une éventuelle endogénéité des variables exploratoires notamment de la variable retardée. A travers l'utilisation d'instruments, la méthode GMM nous permettra de tenir compte de ce problème, elle nous permettra également de pallier à une éventuelle corrélation, qui par construction, peut naître entre la variable retardée et les termes d'erreurs dans le modèle.

Notons cependant que même si la forme différenciée présente un avantage certain, la mise en oeuvre de la méthode GMM sous cette forme peut néanmoins soulever des problèmes. Dans ce cas, l'efficacité des estimateurs GMM dépend de la validité des instruments. Arellano et Bover (1995) montrent en effet, qu'en panel dynamique, les variables retardées

⁵avec $\gamma_y = 1 + \phi_y$

constituent souvent de faibles instruments pour la forme différenciée, ce qui peut conduire à des coefficients biaisés. Ainsi, suivant Blundell et Bond (1998) nous utilisons un système qui combine l'équation en différence et l'équation en niveau afin d'obtenir un meilleur estimateur.

$$\begin{cases} \hat{y}_{it} = \phi_0 + \gamma \hat{y}_{i,t-1} + \phi_f F_{it} + \phi_{int} R_{it} + \phi_x X_{it} + \nu_i + \xi_{it} \\ \hat{y}_{it} - \hat{y}_{i,t-1} = \gamma(\hat{y}_{i,t-1} - \hat{y}_{i,t-2}) + \phi_f(F_{it} - F_{i,t-1}) \\ \quad + \phi_{int}(R_{it} - R_{i,t-1}) + \phi_x(X_{it} - X_{i,t-1}) + (\xi_{it} - \xi_{i,t-1}) \end{cases} \quad (24)$$

Nous noterons Z l'ensemble des variables exogènes du modèle. Pour chacune des deux équations, les moments conditionnels associés peuvent être définis de la manière suivante

- Pour la régression en niveau, nous avons

$$\begin{cases} E[(y_{i,t-1} - y_{i,t-2})(\nu_i + \xi_{it})] = 0 \\ E[(Z_{i,t-1} - Z_{i,t-2})(\nu_i + \xi_{it})] = 0 \end{cases}$$

- Pour la régression en différence, cela donne

$$\begin{cases} E[y_{i,t-q}(\xi_{it} - \xi_{i,t-1})] = 0 \quad q \geq 2; \quad t = 3, \dots, T \\ E[Z_{i,t-q}(\xi_{it} - \xi_{i,t-1})] = 0 \quad q \geq 2; \quad t = 3, \dots, T \end{cases}$$

Nous mettrons également en oeuvre le test de Sargan pour nous assurer de la validité des instruments. Ce test s'appuie précisément sur l'identification des restrictions posées. En plus de cela, nous testerons dans les deux cas si le terme d'erreur différencié (d'ordre 2) souffre de corrélation sérielle.

4. INTERMÉDIATION FINANCIÈRE ET CONVERGENCE DES PAYS DE LA ZONE CFA: RÉSULTATS EMPIRIQUES

Nous avons estimé le système dynamique (24) en considérant dans un premier temps la France comme pays leader, et ensuite les Etats-Unis comme pays leader. A partir d'un échantillon mondial comprenant 71 pays, Aghion et *al* (2005) effectuent une estimation de l'équation (12) avec les Etats-Unis comme pays-frontière. Le fait de prendre la France comme pays référence dans notre analyse est motivée par l'existence de fortes coopérations politiques, économiques et financières entre la France et les pays de la Zone CFA⁶. Cette

⁶La section 5 donne une brève présentation de cette coopération entre la France et les pays de la Zone CFA

interdépendance suggère que les pays de la zone CFA sont susceptibles d'enregistrer des taux de croissance qui convergeraient vers la frontière de croissance représentée par la France que plutôt vers celle représentée par les Etats-Unis.

4.1. Les données

Comme il a été souligné dans l'analyse, le niveau de développement financier est mesuré dans notre modèle par le coût d'expropriation des créanciers dans le système financier. Cependant, puisque ce coût n'est pas directement mesurable, suivant Aghion et *al* (2005) nous utilisons le niveau de crédit privé. Selon ces auteurs le niveau de crédit privé constitue l'indicateur le plus pertinent pour mesurer le niveau de développement financier car il se révèle plus qu'une simple mesure de la taille du secteur financier en ne prenant en compte que les crédits issus du secteur privé. Cette variable est obtenue à partir des données du FMI et correspond ainsi au crédit accordé au secteur privé relativement au PIB. Il exclue les crédits accordés au secteur public et ceux octroyés par les banques centrales et les banques de développement. Notons que cette source ne fournit que les valeurs de début et de fin de période, ainsi suivant Levin et *al* (2000) nous avons défini la variable crédit privé de la manière suivante

$$credit \equiv \frac{\frac{1}{2} \left(\frac{F_t}{P_t^e} + \frac{F_{t-1}}{P_{t-1}^e} \right)}{\frac{Y_t}{P_t^a}} \quad (25)$$

où F est le crédit accordé par les banques de dépôt et autres institutions financières au secteur privé, Y est le PIB. Les indices des prix à la consommation P^e et P^a correspondent respectivement à la valeur de fin de période et à la moyenne sur l'ensemble de la période.

Le terme d'interaction notée *inter* sera ainsi égal au produit de la variable *credit* par le logarithme du niveau initial du PIB par tête. A côté de ce terme d'interaction nous introduirons dans notre équation de convergence, deux variables standard à savoir l'investissement en capital physique *inv* et le taux d'accroissement naturel de la population *pop*. A l'instar du PIB par tête, ces deux variables de contrôle sont issues des Penn World Table 6.2. Pour vérifier de manière graphique le comportement des données par rapport à la théorie présentée, nous avons représenté (figure 1) le taux de croissance moyen sur la période 1984-2004 en fonction du niveau moyen de crédit privé sur cette période.

[FIGURE 1 ICI]

Il apparaît qu'en général, pour les pays qui ont un niveau de crédit privé en dessous de celui du Mali (15%), le développement financier influence positivement la croissance du PIB réel par tête. Et à partir d'un niveau supérieur à celui du Mali, cet effet devient plutôt mitigé. C'est le cas des pays comme Bénin, Sénégal, Togo, Cameroun et Côte d'Ivoire. Les données sur les pays de la Zone CFA semblent ainsi être en adéquation avec la théorie présentée précédemment. Dans la section suivante, nous mènerons une analyse plus approfondie à travers une estimation par l'économétrie des données de panel dynamiques.

4.2. Convergence vers la frontière de croissance représentée par la France

Notons qu'en dehors des variables présentées dans la section 4.1, nous avons introduit dans la régression la variable dummy ORIGIN qui prend la valeur 1 si le pays est membre de l'UEMOA et la valeur 0 pour les pays de la CEMAC. Dans leurs travaux sur le lien entre croissance et développement financier, Loayza et Beck (2000) et Aghion et *al* (2005) utilisent une variable similaire comme instrument indiquant si le cadre institutionnel s'inspire d'un système francophone, anglo-saxon ou germanique. Dans notre cas nous avons introduit la variable ORIGIN dans nos régressions afin de tenir compte du fait que la Zone CFA est composée de deux principaux espaces économiques présentant potentiellement des différences au niveau de leurs environnements institutionnels. Les résultats de l'estimation du système dynamique sont présentés dans la table 2. Les variables de contrôle représentées par l'investissement et le taux d'accroissement de la population sont tous significatifs au seuil de 5%. La table 2 fournit également les résultats du test de Sargan avec comme hypothèse nulle l'absence de corrélation entre les instruments et les perturbations. Elle donne aussi les résultats des tests d'éventuelle corrélation sérielle de second ordre des erreurs de l'équation en différence.

[TABLE 2 ICI]

Ces résultats confirment nettement la théorie lorsque l'on considère la France comme le pays leader. Le terme d'interaction enregistre un effet négatif et significatif au seuil de 5%

tandis que l'effet implicite ϕ_y du PIB initial par tête sur la croissance est bien positivement significatif avec une valeur de 0,0587. Le fait que ϕ_y soit positif implique qu'il y a au moins un des pays membres de la zone CFA dont le taux de croissance économique ne converge pas vers celui de la France. En outre, comme il a été souligné dans la théorie présentée dans la section 2, on note également qu'à l'équilibre le développement financier n'a aucun impact sur la croissance économique des pays membres.

Ces résultats permettent de calculer le paramètre de convergence pour chaque pays à partir de l'équation (17) et de définir aussi le niveau critique F^c de développement financier qui est égal⁷ selon nos estimations à environ 8% du PIB. Les pays qui ont un niveau de crédit très faible (en dessous de F^c) ne parviendront pas à rejoindre le club de convergence étant donné que le paramètre de convergence qui est égal à $\bar{\lambda}_i = \phi_y + \phi_{int}\bar{F}_i$ reste positif lorsque F est proche de zéro.

[TABLE 3 ICI]

La table 3 nous montre que durant notre période d'étude, seule la Centrafrique diverge du fait de son faible niveau moyen de crédit privé qui est égal à 6% du PIB. Tous les autres pays de notre échantillon admettent des paramètres de convergence négatifs et ont des taux de croissance qui convergent vers celui de la frontière représentée par la France. La Côte d'Ivoire, le Sénégal et le Togo qui ont les plus grandes parts de crédit privé durant cette période enregistrent les vitesses de convergence les plus élevées. En effet, avec des paramètres de convergence respectivement égal à -0,1368 , -0,1080 et -0,0844, ces trois pays convergent à des vitesses respectives de 3,68% , 2,86% et 2,20%. Le Tchad enregistre le plus faible taux de convergence, égal à 0,28 %.

[FIGURE 2 ICI]

On peut par ailleurs remarquer sur la figure 2 qu'en général, les pays ayant les plus importantes vitesses de convergence appartiennent à la zone UEMOA, ses membres ayant un plus grand accès au crédit privé comparée à ceux de la CEMAC. La table 4 estime le

⁷ $\hat{F}^c = -(\hat{\phi}_y)/\hat{\phi}_{int} = -(0,0587)/(-0,0074) = 7,93$

lien entre le niveau moyen de développement financier et l'appartenance à l'une ou l'autre des deux sous-zones. Il en ressort que le fait d'être membre de l'UEMOA constitue un avantage significatif pour un meilleur accès au crédit. Nous avons introduit dans cette régression le PIB initial par tête comme variable de contrôle. On peut alors conclure que l'espace économique d'appartenance détermine significativement une grande part des différences de niveau de développement financier. Cependant, comme on peut le voir dans la table 2, la variable dummy ORIGIN a un effet positif mais non significatif. Cet avantage de la zone UEMOA ne joue donc pas significativement sur le processus de convergence des pays de cette zone.

[TABLE 4 ICI]

4.3. *Convergence vers la frontière de croissance représentée par les Etats-Unis*

En considérant les Etats-Unis comme le pays leader vers lequel les pays membres de la Zone CFA devraient converger, nous obtenons une configuration différente. Le terme d'interaction est négatif et significatif au seuil de 5%, cependant l'effet implicite de la variable retardée est négatif et on a $\hat{\phi}_y = -0,10$. De ce fait, le paramètre de convergence $\phi_y + \phi_{int}\bar{F}_i$ sera toujours négatif quelque soit le niveau de développement financier (faible ou élevé). Ce qui veut dire que même si un gap de crédit privé a tendance à constituer une contrainte pour la convergence des pays de la zone CFA vers la frontière de croissance représentée par les Etats-Unis, cette contrainte ne pèse pas assez fortement de façon empêcher ces pays de converger. Il existe ainsi d'autres paramètres tels que l'investissement, le taux d'accroissement naturel de la population, qui jouent de manière plus déterminante sur ce processus de convergence. Par ailleurs, la variable dummy admet cette fois un effet négatif et significatif. Ce qui implique que l'appartenance à la CEMAC constitue un avantage pour la convergence vers les Etats-Unis.

[TABLE 5 ICI]

Etant donné que le terme d'interaction est significatif, le niveau d'intermédiation financière joue bien sur la vitesse de convergence. En effet, λ étant une fonction décroissante du

niveau de crédit privé, la vitesse de convergence augmente avec F . La table 6 donne la vitesse de convergence pour chaque pays de notre échantillon. Elle est de 10,31% par an pour la Côte d'Ivoire qui a le niveau de crédit le plus élevé et 4,26% pour la Centrafrique qui a le plus faible niveau de crédit privé.

[TABLE 6 ICI]

5. COOPÉRATION FINANCIÈRE FRANCE - ZONE CFA

La France étant elle-même membre de la Zone franc entretient une importante coopération économique et financière avec les pays de la Zone CFA. A travers des relations étroites avec les banques centrales de la Zone franc, la Banque de France participe au fonctionnement des institutions communes. Et dans chacune des deux zones d'émission, les Etats membres disposent de comité de crédit dans lequel la France possède des représentants. Ces dispositions dont la finalité est de créer un cadre bancaire et monétaire propices permet également de faciliter les relations économiques entre la France et la Zone CFA. Les résultats de nos régressions montrent que les efforts réalisés pour impulser le développement financier dans la Zone CFA sont essentiels pour le processus de convergence de ces pays vers le sentier de croissance représenté par la France.

Au cours des années 1990, la Zone franc a accueilli plus de 40% du total du stock des investissements français en Afrique (Banque de France, 2002). Ceci s'accompagne d'une importante délocalisation technologique en provenance de France. En outre, les flux migratoires et la coopération technique qui naissent de cette relation constituent également un bon canal de transfert de savoir faire dont l'acquisition se fait aussi bien par la pratique que par une formation théorique. Ce transfert de technologie de la France vers ces pays se généralise à tous les membres en passant des territoires les plus industrialisés de la zone vers les moins industrialisés.

De même, la plupart des migrants issus des pays enclavés vers les pays les plus avancés techniquement telle que la Côte d'Ivoire, sont des ruraux analphabètes qui pratiquaient l'agriculture de subsistance ou l'artisanat. Et une fois dans les localités où le transfert de connaissance se fait plus sentir, ils ne travaillent plus pour la survie mais adoptent de nouvelles méthodes de production et deviennent eux-mêmes des producteurs dans

leurs pays d'origine. Et dans ce sens, les efforts de mise en place d'un système financier performant permettant un meilleur accès au crédit constitue un véritable gage de croissance économique pour ces pays dans la mesure où il permet à ces acteurs de trouver le financement nécessaire pour leur activité économique et de profiter ainsi du transfert technologique.

CONCLUSION

A travers cette étude, nous avons mis l'accent sur les effets d'une contrainte de crédit sur la convergence économique des pays de la Zone CFA. Le modèle de croissance Schumpetérien utilisé a permis de montrer que l'existence de contraintes financières constitue une entrave importante pour le transfert de technologie des pays riches vers les pays les moins avancés. Les investigations empiriques menées à partir de l'échantillon composé par les pays de la Zone CFA sont compatibles avec la théorie et révèlent que les pays de cet espace monétaire qui ont un niveau de développement financier, mesuré par le crédit privé, inférieur à 8% du PIB auront tendance à diverger de la frontière de croissance mondiale. Notre étude contribue ainsi à montrer pourquoi, malgré l'importance du rythme de transfert technologique, les pays pauvres tels que ceux de la Zone CFA ne connaissent pas toujours ce phénomène de rattrapage prédit par les multiples théories sur la croissance économique.

REFERENCES

- [1] Aghion, P., Howitt, P. & Mayer-Foulkes, D.(2005). "The effect of financial development on convergence: Theory and evidence". *Quarterly Journal of Economics* , 120, 173-222.
- [2] Arellano, M. & Bond, S.(1991). "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations". *Review of Economic Studies*, 58, 277-297.
- [3] Arellano, M. & Bover, O.(1995). "Another look at the instrumental variable estimation of error-components models". *Journal of Econometrics*, 68, 29-51.
- [4] Banque de France, (2002). La zone franc. *Note d'information* n.127.
- [5] Beck, T., & Levine, R. (2004). "Stock markets, banks and growth: Panel evidence". *Journal of Banking and Finance*, 28, 423-442.

- [6] Blackburn, K. & Hung, V.(1998). “A Theory of Growth, Financial Development and Trade”. *Economica*, 65, 107-124.
- [7] Blundell, R. & Bond, S.(1998). “Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel-data models”. *Journal of Econometrics*, 87, 115-143.
- [8] Calderon, C. & Liu, L. (2003). “The direction of causality between financial development and economic growth”. *Journal of Development Economics*, 72, 321-334.
- [9] Djankov, S., McLiesh, C. & Shleifer, A. (2007). “Private Credit in 129 Countries”. *Journal of Financial Economics*, 84, 299-329.
- [10] Easterly, W. & Levine, W.(2001). “It’s Not Factor Accumulation: Stylized Facts and Growth Models”. *World Bank Economic Review*, 15, 177-219.
- [11] Kahn, A.(2001). “Financial Development and Economic Growth”. *Macroeconomic Dynamics*, 5, 413-433.
- [12] King, R. & Levine, R.(1993) “Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right”. *Quarterly Journal of Economics*, 108, 717-737.
- [13] Levine, R. (2005). “Finance and growth: theory and evidence”. In Philippe Aghion and Steven Durlauf (Eds.) *Handbook of Economic Growth* (chapter 12, pp. 865-934)
- [14] Levine, R., Loayza, N. & Beck, T.(2000). “Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes”. *Journal of Monetary Economics*, 46, 31-77.
- [15] Morales, M. (2003). “Financial Intermediation in a Model of Growth through Creative Destruction”. *Macroeconomic Dynamics*, 7, 363-393.
- [16] Pritchett, L. (1997). “Divergence, Big-Time”. *Journal of Economic Perspectives*, 11, 3-17.
- [17] Rousseau, P.L. & Wachtel, P. (1998). “Financial intermediation and economic performance: historical evidence from five industrial countries”. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 30, 657-678.
- [18] Roubini, N. & Sala-i-Martin, X. (1992). “A Growth Model of Inflation, Tax evasion, and financial Repression”. *NBER working paper* n.4062.

Table 1: Statistiques descriptives (Panel: 1984-2004)

Pays	<i>PIB</i> (US \$)		<i>credit</i> (%)		<i>inv</i> (%)		<i>pop</i> (%)	
	moy.	é-type	moy.	é-type	moy.	é-type	moy.	é-type
Bénin	1185,07	66,17	17,11	8,71	8,03	1,25	3,16	0,08
Burkina Faso	914,44	99,01	11,49	2,26	10,01	0,95	2,89	0,24
Centrafrique	865,94	106,32	6,29	1,98	7,21	0,88	2,10	0,48
Côte d'Ivoire	2155,38	86,48	26,43	11,24	3,00	0,71	2,97	0,79
Cameroun	2448,36	319,37	15,51	8,32	4,56	0,70	2,45	0,41
Congo	1992,49	545,71	12,54	8,08	11,86	4,52	2,35	0,34
Gabon	11648,50	1726,10	13,51	6,72	4,62	1,13	2,56	0,22
Mali	993,59	133,55	15,37	3,59	7,21	0,64	2,51	0,45
Niger	863,82	82,83	9,74	5,20	7,04	1,48	2,91	0,15
Sénégal	1445,38	95,54	22,53	6,18	6,50	0,53	2,76	0,21
Tchad	871,58	31,16	9,4	6,45	8,51	2,19	3,12	0,33
Togo	840,76	50,60	19,34	3,21	10,76	1,28	3,13	0,48

Note: voir sous section 4.1 pour la description des données

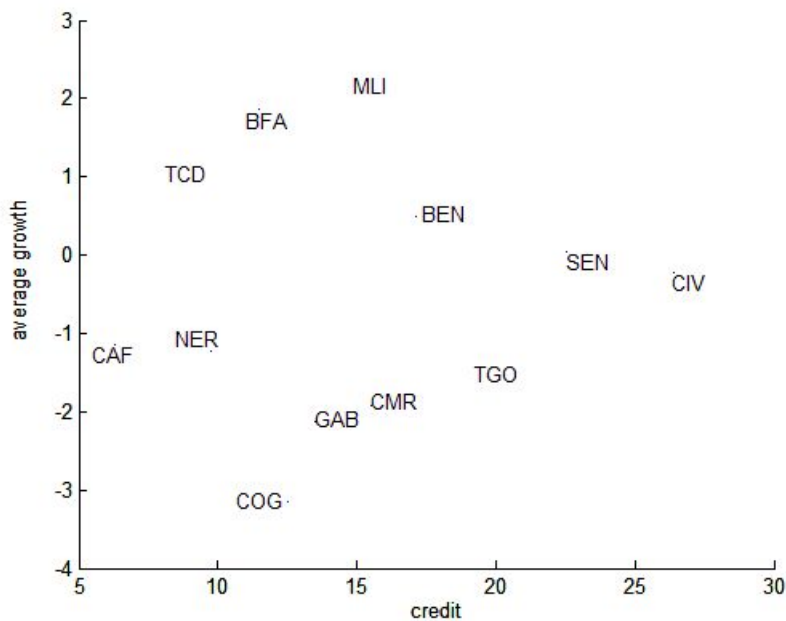


Figure 1: Le taux de croissance du PIB par tête dans la zone CFA en fonction du niveau du crédit privé (en pourcentage du PIB)

Table 2: Résultats estimations (Pays 1: France)

“Systeme Dynamique Panel-Data Estimation”

“Two-step results”

1984-2004

dép.: *ln PIB relatif* obs. : 60

	coef.	é-type	z-stat	Prob.
<i>ln PIB relatif initial</i>	1,0587	0,0550	19,24	0,000
<i>credit</i>	-0,0186	0,0105	-1,77	0,076
<i>inter</i>	-0,0074	0,0037	-2,01	0,045
<i>inv</i>	0,0314	0,0056	5,58	0,000
<i>pop</i>	-0,1098	0,0293	-3,75	0,000
<i>ORIGIN</i>	0,2995	0,3599	0,83	0,405

Tests instruments (p-values)

test Sargan 0,0783

test corrél. sér. 0,1231

Table 3: Paramètres et vitesses de convergence des pays de la zone CFA

Pays 1: France

Pays	Paramètres de convergence	vitesses de convergence (%)
Bénin	-0,0679	1,76
Burkina Faso	-0,0263	0,67
Centrafrique	-	-
Côte d'Ivoire	-0,1369	3,68
Cameroun	-0,0561	1,44
Congo	-0,0341	0,87
Gabon	-0,0413	1,05
Mali	-0,0550	1,41
Niger	-0,0134	0,34
Sénégal	-0,1080	2,86
Tchad	-0,0110	0,28
Togo	-0,0844	2,20

Note: $\hat{\lambda}_i = \hat{\phi}_y + \hat{\phi}_{int}\bar{F}_i$ Table 4: Développement financier et origine
(CEMAC-UEMOA)

Résultats MCO				
dép : <i>credit</i>	Prob. F : 0,0000			
obs. : 12	R^2 : 0,94			
	coef.	é-type	t-stat	Prob.
<i>ln PIB initial</i>	1,7468	0,2746	6,36	0,000
<i>ORIGIN</i>	6,6695	2,6597	2,51	0,031

Table 5: Résultats estimations (Pays 1: Etats Unis)

“Systeme Dynamique Panel-Data Estimation”

“Two-step results”

1984-2004

dép.: *ln PIB relatif* obs. : 60

	coef.	é-type	z-stat	Prob.
<i>ln PIB relatif initial</i>	0,9007	0,0256	35,21	0,000
<i>credit</i>	-0,0185	0,0101	-1,83	0,068
<i>inter</i>	-0,0093	0,0037	-2,53	0,011
<i>inv</i>	0,0219	0,0071	3,08	0,002
<i>pop</i>	-0,1018	0,0233	-4,37	0,000
<i>ORIGIN</i>	-0,9802	0,3415	-2,87	0,004

Test instruments (p-values)

test Sargan 0,3027

test corrélation, sér, 0,1468

Table 6: Paramètres et vitesses de convergence des pays de la zone CFA
 Pays 1: Etats-Unis

Pays	Paramètres de convergence	vitesses de convergence (%)
Bénin	-0,2540	7,33
Burkina Faso	-0,2034	5,69
Centrafrique	-0,1566	4,26
Côte d'Ivoire	-0,3378	10,31
Cameroun	-0,2396	6,85
Congo	-0,2128	5,98
Gabon	-0,2216	6,26
Mali	-0,2383	6,81
Niger	-0,1876	5,20
Sénégal	-0,3028	9,02
Tchad	-0,1848	5,11
Togo	-0,2741	8,01

Note: $\hat{\lambda}_i = \hat{\phi}_y + \hat{\phi}_{int}\bar{F}_i$

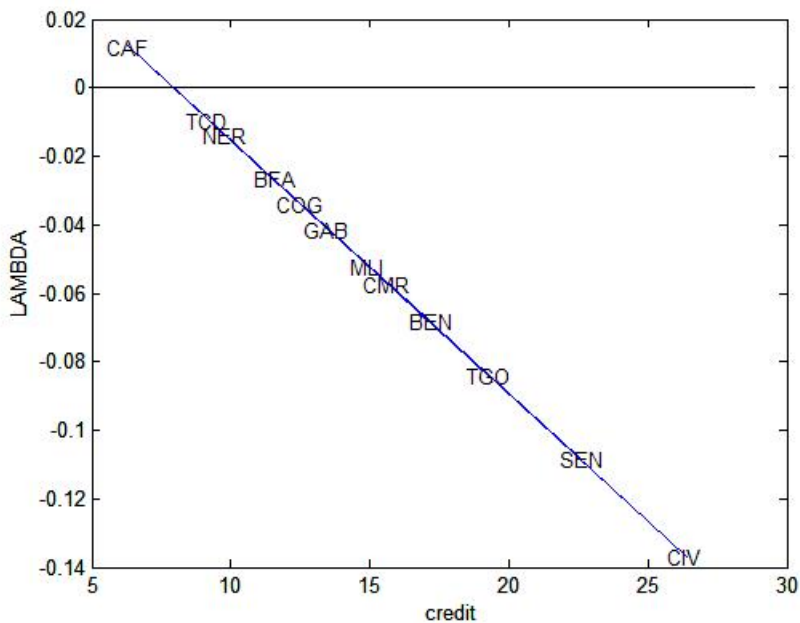


Figure 2: Le paramètre de convergence dans la zone CFA en fonction du niveau du crédit privé (en pourcentage du PIB)