

Un réexamen de la non-linéarité entre le développement financier et la croissance économique

Jude C. EGGOH^{1,2}

E.mail: jude.eggoh@univ-angers.fr

Patrick VILLIEU²

E-mail : patrick.villieu@univ-orleans.fr

¹ *GRANEM Groupe de Recherche Angevin en Économie et Management, Université d'Angers
13, Allée François Mitterrand - 49036 ANGERS Cedex 01*

² *Laboratoire d'Economie d'Orléans (LEO), Université d'Orléans.*

Faculté de Droit, d'Economie et de Gestion. Rue de Blois BP : 6739. 45067 Orléans Cedex 2.

Un réexamen de la non-linéarité entre le développement financier et la croissance économique¹

Résumé : Cet article présente un modèle simple de croissance endogène dans lequel le secteur financier améliore l'efficacité de la transformation de l'épargne en investissement. Le modèle fait apparaître l'existence de trajectoires multiples de croissance endogène à long terme, et la possibilité d'une relation non linéaire entre le développement financier et la croissance, le niveau de développement financier exerçant un effet de seuil dans cette relation. Les tests empiriques réalisés selon la méthode PSTR (*Panel Smooth Threshold Regression*) sur un panel de 71 pays sur la période 1960-2006 confirment cet effet de seuil : la relation entre développement financier et croissance est positive lorsque le développement financier est relativement faible, mais son signe devient difficile à déterminer dans les pays financièrement développés. Cet effet de seuil est corroboré lorsque l'endogénéité du développement financier est prise en compte à l'aide de la méthode des moments généralisés (GMM) sur panel dynamique.

Mots Clés : Croissance endogène – Développement financier – Equilibres multiples – Modèles PSTR – GMM System

Classification J.E.L. : O16 – O40 – G21 – C23

The nonlinear relationship between financial development and economic growth revisited

Abstract: This paper presents a simple endogenous growth model in which the financial sector improves the efficiency of the savings transformation into investment. The model suggests that multiple endogenous growth paths can exist and the possibility of non-linear relationship between financial development and economic growth in the long-run. The empirical estimation realized using PSTR (*Panel Smooth Threshold Regression*) models on 71 countries over the period 1960-2006, confirms the theoretical threshold effects. Furthermore, our empirical results show that the relationship between financial development and growth is positive for low level of financial development, but become indeterminate in financially developed economies. These results are confirmed using the GMM dynamic panel technique.

Keywords: Endogenous growth – Financial development – Multiple equilibriums – PSTR models – System GMM

JEL Classification: O16 – O40 – G21 – C23

¹ Nous remercions deux lecteurs anonymes de la Revue d'Economie Politique pour leurs commentaires constructifs et restons, selon la formule consacrée, seuls responsables des erreurs et omissions subsistantes.

1. Introduction

Depuis les travaux de Mac Kinnon (1973) et Shaw (1973) qui recommandaient des politiques de libéralisation financière pour améliorer la croissance dans les pays en développement, de nombreuses études ont été réalisées sur la relation entre le développement financier et la croissance économique, aboutissant à des résultats souvent contradictoires. Les arguments en faveur d'un effet favorable du développement financier sur la croissance reposent sur l'idée que le développement financier permet de rendre plus efficace l'allocation des ressources, améliore la gestion du risque et accroît de ce fait la productivité du capital. Les travaux théoriques prenant en compte le développement financier dans les modèles de croissance endogène établissent ainsi généralement un tel effet positif, à travers différents canaux. Pagano (1993) suggère que le développement du secteur financier affecte la croissance à long terme parce qu'il augmente le montant d'épargne destiné à l'investissement. Selon Bencivenga & Smith (1991) l'émergence des intermédiaires financiers modifie la structure de l'épargne en orientant les ressources liquides vers les placements illiquides de long terme. La diversification et le partage du risque sont identifiés par King & Levine (1993a) et Acemoglu & Zilibotti (1997) pour mettre en évidence l'effet favorable du secteur financier sur la croissance. Enfin, la réduction des imperfections consécutives au développement financier est soulignée par Bencivenga et Smith (1998), Zilibotti (1994), et Blackburn & Hung (1998).

Sur le plan empirique, néanmoins, les résultats sont plus nuancés. Le sens et/ou l'ampleur de la relation entre développement financier et croissance peut dépendre du niveau du revenu (Deidda & Fattouh, 2002) ou de développement financier (Shen & Lee, 2006 ; Deidda & Fattouh, 2008). Ainsi, de nombreux travaux tentent d'identifier les sources potentielles de la non-linéarité entre le développement financier et la croissance. Huang & Lin (2009), par exemple, détectent une non-linéarité à partir de la base de données de Levine et al. (2000), et montrent que l'effet positif du développement financier sur la croissance est plus élevé dans les pays à bas revenu que dans les pays riches. Des résultats suggérant de la non-linéarité conditionnellement au niveau de revenu sont également obtenus par Deidda & Fattouh (2002) et Rioja & Valev (2004). Toutefois, les résultats de ces auteurs sont contraires à ceux de Huang & Lin (2009) puisqu'ils trouvent une relation non significative entre le développement financier et la croissance dans les pays à revenu bas, alors que cette relation est positive et robuste dans les pays à revenu élevé. Par ailleurs, l'inflation a été récemment identifiée comme une source potentielle de non-linéarité entre le développement financier et la croissance, dans la mesure où la relation entre les deux variables est non significative

dans les pays caractérisés par des taux d'inflation élevés².

La possibilité que le niveau de développement financier lui-même exerce un effet de seuil a également été testée. Ainsi, utilisant différentes mesures du secteur bancaire et des marchés financiers, Shen & Lee (2006) mettent en évidence l'existence d'une courbe en cloche, et suggèrent que le secteur bancaire promeut la croissance seulement pour des niveaux de développement financier inférieurs à un seuil donné. De la même manière, Deidda & Fattouh (2008) trouvent que la non-linéarité peut être conditionnelle au niveau de développement des marchés boursiers et que pour des pays disposant de marchés financiers développés, l'impact du secteur bancaire sur la croissance économique est faible.

Le présent article se propose de réexaminer la question des effets de seuil exercés par le développement financier dans sa relation avec la croissance économique. Nous construisons d'abord un modèle théorique simple, permettant de rendre compte de la présence d'équilibres multiples, pouvant faire apparaître une relation non linéaire entre le développement financier et la croissance. Le modèle repose sur une généralisation de l'approche de Pagano (1993), d'après laquelle le système financier rend des services d'intermédiation, permettant d'accroître le montant d'épargne disponible pour l'investissement. Pour ce faire, néanmoins, il prélève des ressources sur le secteur réel, ce qui permet d'endogénéiser les services d'intermédiation, contrairement à Pagano. L'interaction entre secteur financier et secteur réel permet alors de faire apparaître, de manière très simple, des équilibres multiples, qui peuvent produire une non-linéarité de la relation entre croissance et développement financier. Une prédiction du modèle théorique est notamment que la croissance et le développement financier sont positivement reliés lorsque le secteur financier est relativement étroit, alors que la relation devient indéterminée dans des économies financièrement développées, puisqu'elle peut être positive ou négative. Cette prédiction est ensuite testée empiriquement à l'aide de la méthodologie PSTR (*Panel Smooth Threshold Regression*), sur un panel de 71 pays sur la période 1960-2006. Les résultats confirment l'existence d'une relation non-linéaire entre le développement financier et la croissance : la croissance serait moins sensible au développement financier dans les pays disposant d'un secteur financier développé. La prise en considération de l'endogénéité du développement financier par une estimation GMM de la relation non linéaire entre les différentes variables de développement financier et la croissance corrobore les résultats obtenus sur PSTR, tant au niveau qualitatif que quantitatif. La Section 2 présente le modèle théorique, les

² Voir Rousseau & Wachtel (2002) et Huang et al. (2010).

Sections 3 et 4 décrivent les méthodes et les résultats obtenus par les estimations PSTR et GMM, respectivement. La Section 5 conclut.

2. Un argument théorique

Nous nous situons dans un cadre très simple de croissance endogène avec secteur financier. Le rôle du secteur financier est de transformer l'épargne en investissement, à partir d'un prélèvement de ressources productives. Il y a alors un arbitrage entre l'activité d'intermédiation et celle de production de biens et services.

La fonction de production, de type Cobb-Douglas, s'écrit :

$$F(K_t, L, z_t) = Y_t = A(\bar{K}_t) K_t^\alpha ((1 - z_t)L)^{1-\alpha}, \quad (1)$$

où Y_t est le niveau de la production, K_t la quantité de capital utilisé dans le processus de production et L la quantité de travail, que nous supposons constante. z_t est la proportion de travail utilisé par le secteur financier, $A(\bar{K}_t)$ représente une externalité au processus de production, \bar{K}_t est le stock moyen de capital par unité de production et enfin α est un paramètre positif inférieur à l'unité. Pour des raisons de simplicité, nous supposons que l'externalité liée au processus de production se présente sous la forme suivante³ :

$$A(\bar{K}_t) = A\bar{K}_t^{1-\alpha}, \quad (2)$$

où A est un paramètre constant de la technologie de production. En faisant l'hypothèse que la dotation totale en travail est normalisée à l'unité ($L \equiv 1$), la fonction de production par tête se présente sous la forme suivante (les lettres minuscules représentent les grandeurs déflatées par la quantité de travail) :

$$y_t = A\bar{k}_t^{1-\alpha} k_t^\alpha (1 - z_t)^{1-\alpha}, \quad (3)$$

z_t , la proportion de main d'œuvre utilisée dans le secteur financier, sera interprétée comme un indicateur de la taille du secteur financier (une valeur élevée de z_t indique que le secteur financier emploie une forte proportion de la main d'œuvre). On suppose que la proportion z_t de ressources

³ Voir Romer (1986) ou Bencivenga & Smith (1991) pour la même hypothèse.

productives prélevées est intégralement utilisée par le secteur financier pour transformer l'épargne en investissement.

Le secteur financier sert d'intermédiaire entre l'épargne et l'investissement. Comme chez Pagano (1993), on suppose que seule une partie de l'épargne des ménages (S_t) est utilisable pour l'investissement productif (I_t) :

$$I_t = \Phi(z_t) S_t. \quad (4)$$

Dans un certain sens, cette modélisation généralise l'approche de Pagano (1993), dans laquelle le coefficient Φ est constant. Pour transformer l'épargne en investissement, les intermédiaires financiers absorbent des ressources productives correspondant à une fraction $1 - \Phi(z_t)$ de l'épargne. Ainsi, une unité d'épargne des ménages génère moins d'une unité d'investissement – la fraction $\Phi(z_t) < 1$ de l'équation (4). Dans le présent modèle, la fraction $1 - \Phi(z_t)$ d'épargne perdue dans le processus d'intermédiation est endogène et dépend de la quantité de travail utilisée par les banques⁴. Comme chez Pagano (1993) et Roubini & Sala-i-Martin (1992, 1995), cette fraction traduit l'existence d'imperfections dans le processus d'intermédiation financière. Les recettes absorbées par les intermédiaires financiers peuvent être perçues comme le prix des services d'intermédiation rendus par les banques ou comme l'inefficacité-X associée aux intermédiaires et à leur pouvoir de marché.

La technologie de transformation de l'épargne en investissement, qui mesure l'efficacité du système financier, est donnée par l'expression suivante⁵ :

$$\Phi(z_t) = \frac{1}{\theta} z_t^\theta < 1, \quad (5)$$

avec $0 < \theta < 1$, de sorte que $\Phi'(z_t) > 0$ et $\Phi''(z_t) < 0$. Le taux de transformation de l'épargne en

⁴ On considère la fraction d'épargne perdue dans le processus d'intermédiation comme une perte sèche pour les ménages, mais elle pourrait être réintroduite dans leur contrainte budgétaire sous forme de transfert forfaitaire, sans aucun changement dans le modèle.

⁵ Nous supposons dans ce modèle que l'intermédiation financière ne nécessite pas de capital (voir Berthelémy et Varoudakis, 1994 pour une hypothèse semblable). Toutefois, Eggoh (2009) prend en compte le capital dans la technologie d'intermédiation en spécifiant une fonction de la forme : $\Phi(z_t, k_t) = \left(\frac{z_t}{k_t}\right)^\phi$, où ϕ est une constante positive. Bien que cette hypothèse rende le modèle plus complexe, elle ne change pas fondamentalement les résultats.

investissement est donc une fonction croissante de la quantité de ressources prélevées par le secteur financier (c'est-à-dire du niveau de développement financier). Cependant, la technologie de transformation de l'épargne en investissement exhibe des rendements décroissants. Le secteur financier n'est donc pas modélisé explicitement ici (voir Eggoh & Villieu, 2010 pour des fondements microéconomiques précis), mais interviendra seulement comme un secteur qui prélève des ressources productives pour rendre des services d'intermédiation entre l'épargne et l'investissement.

Des relations (4) et (5) on peut tirer la dynamique de l'accumulation du capital :

$$\dot{k}_t = \frac{1}{\theta} z_t^\theta \left[A \bar{k}_t^{1-\alpha} k_t^\alpha (1-z_t)^{1-\alpha} - c_t \right]. \quad (6)$$

Les ménages sont décrits par un « agent représentatif », doté d'anticipations parfaites, qui maximise la fonction d'utilité intertemporelle suivante :

$$U_0 = \int_t^\infty U(c_t) \exp(-\rho t) dt, \quad (7)$$

où $\rho > 0$ est le taux d'escompte subjectif ; c_t désigne le niveau de consommation à l'instant t ; (ou la consommation par unité de travail, puisque le travail est normalisé à l'unité). Afin d'obtenir un sentier de croissance stationnaire, on suppose une fonction d'utilité instantanée isoélastique :

$$U(c_t) = \begin{cases} \frac{c_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} & \text{pour } \sigma \neq 1 \\ \log(c_t) & \text{pour } \sigma = 1, \end{cases} \quad (8)$$

avec le coefficient d'aversion relative au risque $\sigma > 0$.

La maximisation de (7) sous la contrainte (6) et une condition de transversalité standard conduit aux deux conditions de premier ordre suivantes (voir l'Annexe 1) :

$$\frac{\dot{c}_t}{c_t} = \frac{1}{\sigma} \left[\frac{\alpha}{\theta} A \bar{k}_t^{1-\alpha} k_t^{\alpha-1} (1-z_t)^{1-\alpha} z_t^\theta - \rho - \theta \frac{\dot{z}_t}{z_t} \right], \quad (9)$$

$$z_t^{\theta-1} \left[A \bar{k}_t^{1-\alpha} k_t^\alpha (1-z_t)^{1-\alpha} - c_t \right] = \left(\frac{1-\alpha}{\theta} \right) z_t^\theta A \bar{k}_t^{1-\alpha} k_t^\alpha (1-z_t)^{-\alpha}. \quad (10)$$

La première relation est issue de l'arbitrage entre consommation et épargne, et représente la règle de Keynes-Ramsey. Celle-ci décrit, de manière usuelle, le taux de croissance de la consommation en fonction de l'écart entre la productivité marginale du capital et le taux d'escompte subjectif du ménage représentatif, mais ce terme est diminué d'un indicateur des gains d'efficacité de

la technologie de transformation de l'épargne en investissement $\left(\theta \frac{\dot{z}_t}{z_t} \right)$. La deuxième relation résume l'arbitrage entre le temps consacré à l'intermédiation et le temps consacré aux activités productives. Pour que les deux secteurs coexistent à l'équilibre, il faut que le rendement marginal du travail alloué au secteur financier (membre de gauche de la relation (10)) coïncide avec la productivité marginale du travail affecté au secteur productif (membre de droite de la relation (10)).

A l'équilibre, le stock moyen de capital par unité de production est égal au stock de capital détenu par firme, c'est-à-dire $k_t = \bar{k}_t$. De plus, on s'intéresse ici exclusivement aux solutions stationnaires (voir les Annexes 1 et 2 pour l'étude précise de la dynamique du modèle). En régime stationnaire, le taux de croissance de la consommation (γ_c) et du capital (γ_k), ainsi que la part du travail employé dans le secteur financier (z), sont constants. La relation de Keynes-Ramsey (9) peut alors se réécrire comme :

$$\gamma_c = \frac{1}{\sigma} \left[\frac{\alpha}{\theta} A(1-z)^{1-\alpha} z^\theta - \rho \right] \equiv F(z). \quad (11)$$

De surcroît, la relation (10) peut s'écrire, à l'équilibre :

$$\frac{c}{k} = A(1-z)^{1-\alpha} - \frac{1}{\theta} A(1-\alpha)(1-z)^{-\alpha} z \equiv J(z), \quad (12)$$

équation que l'on peut combiner avec l'équilibre des biens et services (relation (6)) pour obtenir l'expression du taux de croissance du capital :

$$\gamma_k = \frac{1}{\theta^2} A(1-\alpha)(1-z)^{-\alpha} z^{\theta+1} \equiv G(z). \quad (13)$$

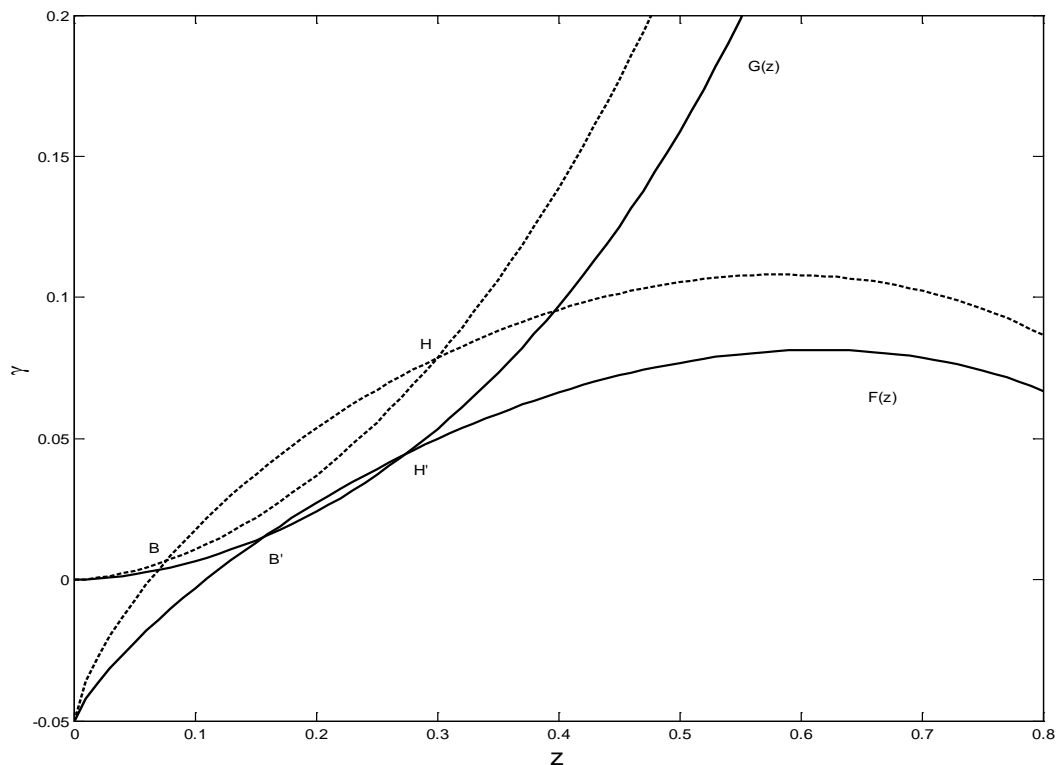
Une trajectoire de croissance équilibrée se caractérise par une solution dans laquelle la consommation et le capital par tête croissent au même taux constant : $\gamma_c = \gamma_k = \bar{\gamma}$. Il s'agit donc de trouver la valeur stationnaire de la part du travail affectée au secteur financier \bar{z} telle que $F(\bar{z}) = G(\bar{z})$.

Le système (11)-(13) permet d'identifier la possibilité d'équilibres multiples. En effet, la fonction $G(\bar{z})$ est croissante en \bar{z} , alors que la fonction $F(\bar{z})$ est d'abord croissante en \bar{z} pour

$0 < \bar{z} < \hat{z}$ puis décroissante pour $\hat{z} < \bar{z} < 1$, avec un maximum en $\hat{z} \equiv \frac{\theta}{1+\theta-\alpha}$ (on a de plus :

$F(0) = F(1) = -\frac{\rho}{\sigma}$, $G(0) = 0$ et $G(\bar{z})|_{\bar{z} \rightarrow +\infty} = +\infty$). En général, pour des valeurs admissibles des paramètres, les courbes $F(\bar{z})$ et $G(\bar{z})$ se coupent donc deux fois, ce qui implique la coexistence de deux sentiers de croissance stationnaires à long terme.

Figure 1 : Equilibres de long terme entre le développement financier et la croissance



Une telle situation est décrite dans la *Figure 1* et survient tant que le taux d'escompte subjectif ρ n'est pas « trop » grand (en fonction des autres paramètres), faute de quoi la courbe $F(\bar{z})$ se situe en permanence sous la courbe $G(\bar{z})$. Plus spécifiquement, la condition pour laquelle il existe deux équilibres s'écrit : $\rho < \tilde{\rho}$, où $\tilde{\rho}$ est tel que $F(\bar{x}) = G(\bar{x})$ et $F'(\bar{x}) = G'(\bar{x})$. Si $\rho > \tilde{\rho}$, la courbe $F(\bar{z})$ passe sous la courbe $G(\bar{z})$ pour toute valeur de \bar{z} et il n'existe pas d'équilibre (il existe un équilibre unique dans le cas particulier où $\rho = \tilde{\rho}$). Dans le cas général cette condition est

vérifiée, notamment pour des paramètres « raisonnables » du modèle⁶ (coefficient d'aversion au risque supérieur à 0,5, élasticité du capital privé dans la fonction de production comprise entre 0,2 et 0,7, taux d'escompte inférieur à 20%,...) de sorte que la multiplicité est la règle.

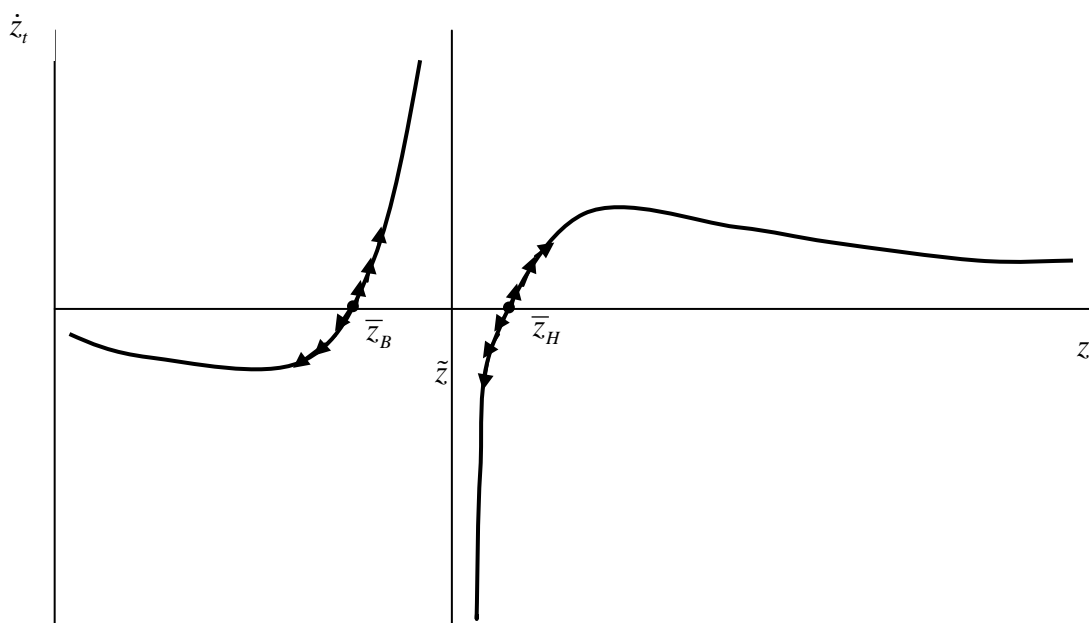
La dynamique d'ajustement est examinée dans l'Annexe 2. On peut formuler une forme réduite en z_t résumant la dynamique transitoire :

$$\dot{z}_t = \Omega(z_t)(G(z_t) - F(z_t)) \quad (14)$$

La fonction $\Omega(z_t)$ possède une asymptote verticale en $z_t = \tilde{z}$, avec $\bar{z}_B < \tilde{z} < \bar{z}_H$. Par ailleurs, on a : $\Omega(z_t) < 0$ pour $z_t < \tilde{z}$ et $\Omega(z_t) > 0$ pour $z_t > \tilde{z}$. Comme $F(\bar{z}) = G(\bar{z})$ à l'état stationnaire, un équilibre stationnaire sera localement stable si $\Omega(\bar{z})(G'(\bar{z}) - F'(\bar{z})) < 0$. On a $\Omega(\bar{z}_B) < 0$ et $\Omega(\bar{z}_H) > 0$. De plus, un simple examen de la *Figure 1* montre que : $G'(\bar{z}_B) < F'(\bar{z}_B)$ alors que $G'(\bar{z}_H) > F'(\bar{z}_H)$. On a donc $\Omega(\bar{z}_i)(G'(\bar{z}_i) - F'(\bar{z}_i)) > 0$, $\forall i = H, B$. Les deux équilibres stationnaires sont donc localement instables. Cependant, la variable z est une variable *forward*, qui peut sauter. Les deux équilibres peuvent donc être atteints par un saut instantané de z , qui est la seule solution permettant de déterminer la « trajectoire d'ajustement ». Les deux équilibres stationnaires sont donc localement déterminés. Le diagramme des phases est fourni dans la *Figure 2*.

⁶ Les simulations sont opérées pour les valeurs : $\rho = 0,05$; $\alpha = A = 0,5$; $\sigma = 1$; $\theta = 0,7$. Les propriétés qualitatives du modèle sont très robustes et ne dépendent pas de ces valeurs.

Figure 2 : Diagramme des phases



A long terme, le modèle se caractérise donc par une multiplicité des trajectoires de croissance : une trajectoire « haute » (point H), associée à un secteur financier développé, et une trajectoire « basse » (point B), caractérisée par un faible taux de croissance et un système financier peu développé.

La multiplicité des trajectoires de croissance peut s'expliquer par l'interaction réciproque entre les secteurs réel et financier : l'efficacité du secteur financier dépend négativement de la main d'œuvre employée dans le secteur réel, et l'investissement dans le secteur réel dépend positivement de la main d'œuvre employée dans le secteur financier.

Ainsi, considérons d'abord une économie dans laquelle le secteur financier est peu développé. Dans cette économie, peu de travail est employé à des fins d'intermédiation, et l'efficacité du système bancaire est faible. En conséquence, le manque d'investissement productif associé à l'insuffisance d'épargne disponible pénalise la croissance à long terme. En régime permanent, il en découle une faible croissance économique. L'économie se retrouve bloquée dans un piège de faible croissance (correspondant au point B de la *Figure 1*) avec un développement financier insuffisant.

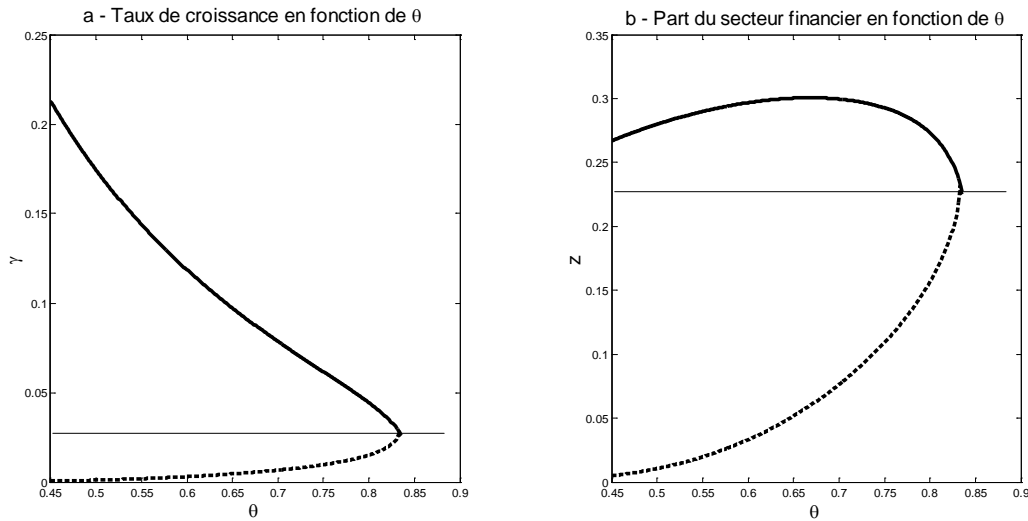
Néanmoins, pour un même ensemble de paramètres, un équilibre haut, caractérisé par un système financier développé et une forte croissance, peut également apparaître. Si l'économie consacre une plus grande part de la force de travail au secteur financier, l'efficacité de l'intermédiation s'en trouve renforcée, ce qui augmente la quantité de fonds prêtables destinés à l'investissement, et la croissance s'améliore. Une trajectoire de forte croissance, associée à un degré élevé de développement financier, peut donc coexister avec le piège de faible croissance⁷. Cette situation est décrite par le point H de la *Figure 1*.

Le lien entre développement financier et croissance issu du modèle est délicat à établir, car les deux variables sont endogènes. On peut néanmoins tenter d'établir un tel lien en étudiant la manière dont les deux états stationnaires sont déformés par des changements dans les paramètres, et en particulier dans l'efficacité de la technologie d'intermédiation financière. La *Figure 1* décrit ainsi la situation à la suite d'une augmentation de l'efficacité de l'intermédiation financière (le coefficient θ passe de 0,7 à 0,8). Il s'ensuit un déplacement vers le bas des deux courbes $F(\bar{z})$ et $G(\bar{z})$, et les nouveaux états stationnaires se situent aux points B' et H'. Le taux de croissance bas s'accroît, tandis que le taux de croissance haut s'amenuise. La *Figure 3a* ci dessous, qui représente les taux de croissance stationnaires associés à des changements dans l'efficacité de l'intermédiation, montre que cette caractéristique est valable pour toute valeur de θ : la trajectoire haute de croissance (en traits pleins) s'affaiblit toujours lorsque θ augmente, alors que la trajectoire basse de croissance (en pointillés) s'améliore toujours.

En revanche, l'effet d'une augmentation de l'efficacité de l'intermédiation financière sur la part du travail dans le secteur financier à long terme (\bar{z}) est plus délicat à établir (*Figure 3b*). Si, à la suite d'une élévation de l'efficacité dans l'intermédiation financière, cette part augmente toujours sur la trajectoire basse (comme pour le passage du point B au point B' sur la *Figure 1*, ou sur la courbe en pointillé de la *Figure 3b*), elle peut diminuer (comme lors du passage du point H au point H' sur la *Figure 1*) ou au contraire augmenter, pour des valeurs relativement faibles de θ , comme l'illustre la courbe pleine de la *Figure 3b*.

⁷ Des résultats semblables mettant en évidence des effets de seuils et de trappe de sous-développement à partir de la relation entre le développement financier et la croissance économique se retrouvent chez Saint-Paul (1992) ou Berthelémy et Varoudakis (1994).

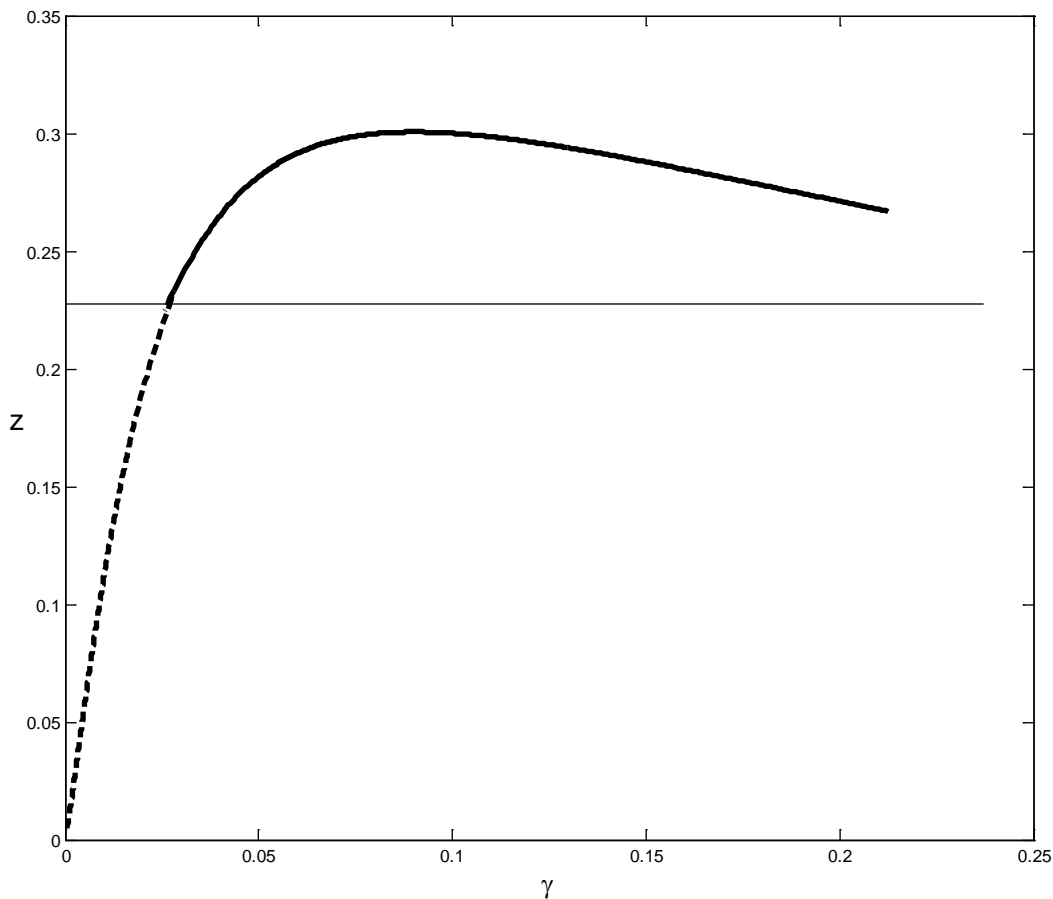
Figure 3 : Courbe des états stationnaires en fonction de l'efficacité de l'intermédiation



La *Figure 3*, qui décrit le lieu des états stationnaires lorsque le degré d'efficacité dans l'intermédiation varie, illustre la relation non linéaire entre la croissance et le « développement financier » (assimilé ici à l'augmentation de la part du secteur financier dans l'emploi, mais l'analyse pourrait tout aussi bien effectuée avec la fonction d'intermédiation financière $\Phi(z)$). Sur la trajectoire basse de croissance (courbes en pointillés), la croissance (γ) et développement financier (z) sont positivement associés à l'état stationnaire, tandis que sur la trajectoire haute de croissance (en traits pleins), l'association peut être négative (pour de « faibles » valeurs de θ - inférieures à 0,67 pour les simulations de la *Figure 3*) ou positive (pour de « fortes » valeurs de θ - supérieures à 0,67 dans la simulation). Cette non-linéarité s'explique par le fait que la part de l'emploi dans le secteur financier ne répond pas toujours dans le même sens aux augmentations de l'efficacité de l'intermédiation. Si l'intermédiation devient plus efficace, l'économie peut allouer plus de main d'œuvre au secteur financier (effet substitution), ou profiter de l'efficacité accrue du secteur financier pour réduire la part d'emploi dans ce secteur (effet revenu). Dans un premier temps (lorsque θ est faible), l'effet substitution domine l'effet revenu, tandis que passé un certain seuil (ici, $\theta = 0,67$), l'effet revenu domine l'effet substitution et la relation s'inverse.

La *Figure 4* ci-dessous reproduit l'association de long terme entre croissance et développement financier issue de la *Figure 3*, et montre clairement la non-linéarité de la relation.

Figure 4 : Relation entre développement financier et croissance



La *Figure 4* fait apparaître un effet de seuil exercé par le niveau de développement financier (z). En dessous d'une certaine valeur, localisée aux environs de 0,23 pour la part de la main d'œuvre affectée au secteur financier dans nos simulations, la relation entre croissance et développement financier est positive (l'économie se situe sur la trajectoire basse de croissance), tandis qu'au dessus de ce seuil, elle devient indéterminée (l'économie se situe sur la trajectoire haute de croissance). La section suivante tente de reproduire cet effet de seuil à l'aide d'un modèle empirique à transition lisse en panel.

3. Une illustration empirique de la non-linéarité à l'aide d'un modèle PSTR

Dans cette section, nous cherchons à mettre en évidence l'effet de seuil exercé par le développement financier sur la croissance, à partir de l'estimation des effets de seuils sur des données de panel à l'aide d'un modèle à transition lisse. Cette méthode, appelée PSTR (*Panel*

Smooth Threshold Regression), a été proposée et développée par González et al. (2005) et Fok et al. (2005). Elle consiste à réaliser une extension de la méthode PTR (*Panel Threshold Regression*) de Hansen (1999) aux transitions lisses entre deux régimes extrêmes situés à gauche et à droite d'un seuil déterminé de manière endogène. Nous estimons une équation non-linéaire entre le développement financier z et la croissance économique γ . Les variables de développement financier utilisées⁸ sont : (i) Le rapport du passif liquide de l'économie au PIB (LIQUID). Cet indicateur prend en compte la masse monétaire (M2) et le passif liquide des institutions financières. Il mesure la profondeur financière ou la taille globale du système financier. (ii) DEPOSIT est le ratio au PIB des avoirs des banques commerciales. (iii) Le troisième indicateur, PRIVATE est le rapport entre le montant de crédit accordé aux entreprises privées par les banques de second rang et le PIB. Il mesure le degré d'intermédiation de l'économie. (iv) Afin d'appréhender le secteur bancaire dans toute sa dimension et de tester la robustesse des résultats obtenus à partir des différents indicateurs, nous proposons ici un quatrième indicateur de développement financier qui est obtenu à partir de la moyenne arithmétique des trois précédents⁹. Le modèle PSTR se présente sous la forme suivante :

$$\gamma_{it} = \mu_i + \alpha_1 z_{i,t-1} + \alpha_2 z_{i,t-1} \Gamma(z_{i,t-1}; \pi, \bar{z}) + \alpha_3 X_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (15)$$

où μ_i représente les effets fixes individuels, ε_{it} le terme d'erreur qui est indépendant et identiquement distribué et X_{it} un vecteur de variables de contrôle (le niveau initial du PIB, le ratio au PIB des dépenses gouvernementales, le degré d'ouverture de l'économie mesuré par le ratio des exportations et des importations au PIB, le taux d'inflation calculé à partir de l'indice de prix à la consommation et le taux de croissance de la population). Afin de prendre en compte l'endogénéité du développement financier dans l'équation de croissance, nous utilisons la variable de développement financier retardée d'une période ($z_{i,t-1}$). Une démarche semblable a été utilisée par González et al. (2005). Le Tableau A1 (voir Annexe 3) présente les statistiques descriptives relatives aux différentes variables du modèle.

Nous supposons à l'instar de Granger et Teräsvirta (1993), puis González et al. (2005) une fonction de transition logistique $\Gamma(z_{i,t-1}; \pi, \bar{z})$ à un seuil¹⁰, de paramètre de lissage π et dont la

⁸ Les variables de développement financier sont tirées de la base de données élaborée par Beck, Demirgüç-Kunt, et Levine en 1999 et mise à jour en 2007, tandis que les autres variables proviennent de Penn World Table (pwt) 6.2.

⁹ Nous n'utilisons pas des indicateurs de développement des marchés boursiers, car cette variable n'est pas disponible sur longue période pour de nombreux pays en développement de notre échantillon.

¹⁰ Voir González et al. (2005) et Colletaz et Hurlin (2006) pour une généralisation à plusieurs seuils. Nous ne testons pas la possibilité de plusieurs seuils dans la fonction de transition en raison, d'une part, de nos résultats théoriques, qui

forme est :

$$\Gamma(z_{i,t-1}; \pi, \bar{z}) = \left[1 + \exp\left(-\pi(z_{i,t-1} - \bar{z})\right) \right]^{-1} \in [0; 1]. \quad (16)$$

Le paramètre π permet de caractériser la pente de la fonction de transition. Lorsque $\pi \rightarrow \infty$, la transition devient brutale et le modèle PSTR converge vers un PTR avec deux régimes (à gauche, respectivement à droite de \bar{z}). Par contre pour $\pi \rightarrow 0$, $\Gamma(\cdot) \rightarrow 1/2$ et l'estimation du PSTR rejoint celle d'un panel à effets fixes individuels. Pour des valeurs de π comprises entre ces deux extrêmes, la transition est lisse entre les deux régimes.

Par rapport à un modèle avec transition brutale (PTR), la méthode PSTR permet d'identifier une infinité de régimes, chacun décrivant un effet différent du développement financier sur la croissance économique, en fonction de $z_{i,t-1}$. L'effet du développement financier sur la croissance pour $z_{i,t-1} \ll \bar{z}$ est égal à α_1 , alors qu'il est de $\alpha_1 + \alpha_2$ pour $\bar{z} \ll z_{i,t-1}$. On retrouve ainsi les deux régimes extrêmes du PTR. Pour toute autre valeur de $z_{i,t-1}$ comprise entre ces deux extrêmes, l'impact du développement financier sur la croissance économique est donné par l'expression suivante :

$$\frac{d\gamma_{it}}{dz_{i,t-1}} = \alpha_1 + \alpha_2 \Gamma(z_{i,t-1}) + \alpha_2 \frac{\pi \exp\left(-\pi(z_{i,t-1} - \bar{z})\right)}{\left[1 + \exp\left(-\pi(z_{i,t-1} - \bar{z})\right)\right]^2} z_{i,t-1}. \quad (17)$$

La présente étude couvre la période de 1960 à 2006 et porte sur un panel constitué de 71 pays aussi bien développés qu'en développement¹¹. Les résultats de l'estimation de la relation entre le développement financier et la croissance économique sur PSTR sont présentés dans le Tableau 1. Les signes des variables de contrôle sont conformes aux prédictions théoriques. Ainsi, l'hypothèse de convergence est vérifiée compte tenu du coefficient négatif et significatif du PIB initial. De surcroît, le ratio au PIB des dépenses gouvernementales et le taux d'inflation ont un impact négatif sur la

n'aboutissent qu'à la mise en évidence d'un seul seuil ; et, d'autre part, des difficultés d'interprétation souvent associées aux fonctions à plusieurs seuils.

¹¹ L'échantillon étudié est composé de : 18 pays à revenu faible (Burkina Faso, Burundi, Côte d'Ivoire, Ethiopie, Gambie, Ghana, Haïti, Inde, Kenya, Madagascar, Népal, Niger, Nigeria, Pakistan, Rwanda, Sénégal, Sierra Leone, Togo) ; 30 pays à revenu moyen (Afrique du Sud, Argentine, Barbade, Bolivie, Chili, Colombie, Costa Rica, Egypte, Salvador, Equateur, Gabon, Guatemala, Honduras, Iran, Jamaïque, Malaisie, Maroc, Ile Maurice, Panama, République Dominicaine, Paraguay, Pérou, Philippines, Seychelles, Sri Lanka, Syrie, Thaïlande, Trinidad et Tobago, Uruguay, Venezuela) et 23 pays à revenu élevé (Australie, Autriche, Belgique, Canada, Chypre, Danemark, Etats-Unis, Finlande, France, Angleterre, Grèce, Islande, Irlande, Israël, Italie, Japon, Norvège, Nouvelle Zélande, Pays Bas, Portugal, Singapour, Suède, Suisse).

croissance tandis que l'effet du taux d'ouverture est positif. Par ailleurs, le coefficient du taux de croissance de la population est peu significatif.

Tableau 1 : Estimation des paramètres du modèle PSTR

	LIQUID	DEPOSIT	PRIVATE	INDICE
Paramètre α_1	2,789 (0,963) ^{***}	2,141 (0,478) ^{***}	2,763 (0,734) ^{***}	2,829 (0,946) ^{***}
Paramètre α_2	-1,624 (0,420) ^{***}	-2,279 (0,452) ^{***}	-2,684 (0,612) ^{***}	-2,125 (0,546) ^{***}
Paramètre \bar{z}	3,215	3,497	3,529	3,346
Paramètre π	2,322	1,219	4,590	2,412
Coefficients des variables de contrôle				
PIB initial	-0,987 (0,403) ^{**}	-0,865 (0,382) ^{**}	-0,922 (0,358) ^{**}	-0,916 (0,339) ^{**}
Dépenses gouvernementales	-2,499 (0,498) ^{***}	-2,718 (0,843) ^{***}	-2,673 (0,561) ^{***}	-2,728 (0,627) ^{***}
Taux d'ouverture	1,235 (0,585) ^{**}	1,211 (0,588) ^{**}	1,256 (0,601) ^{**}	1,187 (0,486) ^{**}
Taux d'inflation	-3,705 (0,921) ^{***}	-3,217 (1,028) ^{***}	-2,998 (0,934) ^{***}	-3,631 (0,904) ^{***}
Taux de croissance de la population	-0,240 (0,122) [*]	-0,268 (0,122) ^{**}	-0,235 (0,124) [*]	-0,164 (0,131)
LM _F nullité	12,349 [0,00]	23,472 [0,00]	24,221 [0,00]	19,934 [0,00]
Observations	3266	3266	3266	3266

Notes : *** significatif à 1% ; ** significatif à 5% et * significatif à 10%. Les écarts-types sont reportés entre parenthèses. Ecart-type entre parenthèses et les *p-values* entre crochets. Les écarts-types des coefficients sont corrigés du biais d'hétéroscédasticité à l'aide de la méthode de White.

Le test LM_F présenté dans le Tableau 1 rejette pour les quatre variables de développement financier, l'hypothèse nulle d'absence d'effet non-linéaire. En particulier, l'effet du développement financier sur la croissance économique d'un pays dépend du niveau de développement financier de ce pays.

Les résultats présentés dans le Tableau 1 montrent que les coefficients α_1 sont positifs et significatifs alors que les coefficients α_2 sont négatifs. Ainsi, la relation entre le développement financier et la croissance économique est d'abord positive, mais peut se retourner au-delà d'un certain seuil de développement financier (voir la *Figure 5*). De manière générale, l'accroissement du développement financier affecte négativement la sensibilité de la croissance par rapport au développement financier : cette sensibilité sera plus forte dans les économies financièrement sous développées que dans les économies financièrement développées. Elle pourrait même devenir

négligable dans certaines configurations. Autrement dit, le développement financier affecterait davantage la croissance économique dans les pays peu développés financièrement. Ce résultat confirme ceux obtenus précédemment à travers le modèle théorique qui suggère que la relation entre le développement financier et la croissance économique est non-linéaire.

L'analyse des pentes des fonctions de transition révèle que la structure des PSTR est bien adaptée pour la modélisation de la non linéarité lorsque la transition est assurée par les variables de développement financier, compte tenu des faibles valeurs de π .

Cette souplesse au niveau de l'évolution de l'élasticité en fonction des variables de développement financier est bien décrite au niveau de la *Figure 5* qui présente la sensibilité du taux de croissance par rapport au développement financier en fonction des indicateurs du développement financier. Elle apparaît de manière particulièrement claire pour la variable DEPOSIT (avoirs des banques commerciales en % du PIB, *Figure 5b*), pour laquelle on remarque que la transition est très progressive, et que les données font apparaître un bon équilibre entre les valeurs positives et les valeurs négatives de l'élasticité.

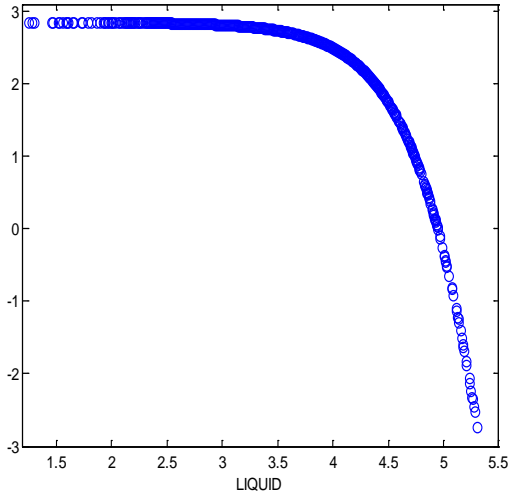
La *Figure 5* montre que la sensibilité de la croissance est une fonction décroissante de la variable de développement financier. De surcroît, des niveaux de développement financier élevés sont souvent associés à des élasticités négatives. Pour de faibles ratios de développement financier, l'élasticité de la croissance est forte et demeure constante, autour d'une valeur comprise entre 2 et 3,2 selon l'indicateur de développement financier utilisé¹². A partir d'un certain seuil, que nous pouvons situer à 30% environ¹³, pour les variables LIQUID, PRIVATE et INDICE, le modèle PSTR met en évidence un changement de pente dans la relation entre le développement financier et la croissance économique. A partir de ce seuil, la sensibilité de la croissance commence à s'infléchir, avant de s'abaisser considérablement. Au-delà de cette valeur, le signe de la relation entre le développement financier et la croissance devient indéterminé. Effectivement, la sensibilité de la croissance décroît très vite et peut même devenir négative pour des valeurs élevées du développement financier (au-delà de 100%). En ce qui concerne la variable DEPOSIT, le seuil de changement de la pente est plus incertain, compte tenu de la transition plus lisse.

¹² Les valeurs des variables de développement financier présentées sur la *Figure 5* sont en logarithmes.

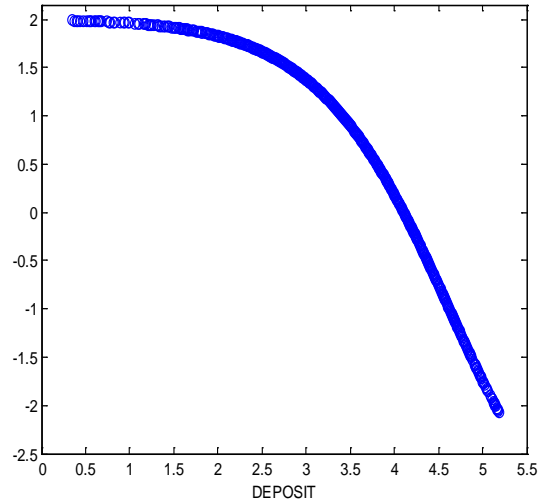
¹³ Les données sont directement exprimées en pourcentage, le seuil de 3,4 en échelle logarithmique correspond donc à un seuil de 30% ($3,40 = \text{Log}(30)$).

Figure 5 : Elasticité $d\gamma/dz$ en fonction des variables de développement financier

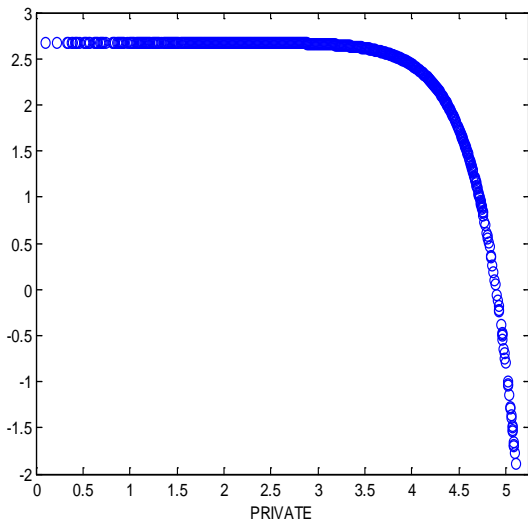
a/ Elasticité $d\gamma/dz$ en fonction de LIQUID



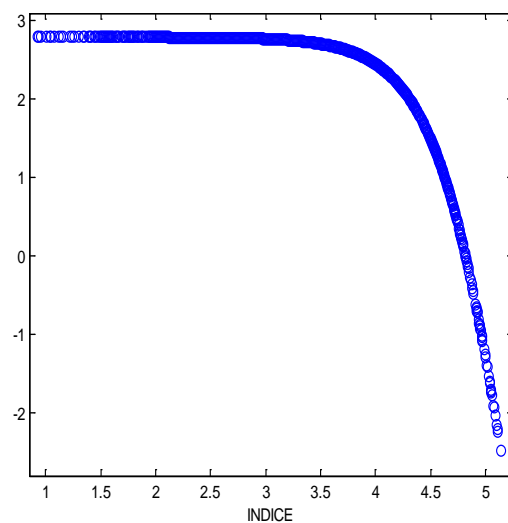
b/ Elasticité $d\gamma/dz$ en fonction de DEPOSIT



c/ Elasticité $d\gamma/dz$ en fonction de PRIVATE



d/ Elasticité $d\gamma/dz$ en fonction de INDICE



Ces résultats vont dans le même sens que les prédictions de notre modèle théorique et suggèrent une possible indétermination du signe de la relation entre la croissance et le développement financier au-delà d'un certain seuil de développement financier. Ces résultats pourraient fournir des éléments d'explication aux controverses dans la littérature concernant la relation entre le développement financier et la croissance économique. La section suivante utilise la

méthode des moments généralisés pour examiner la non linéarité entre le développement financier et la croissance économique.

4. Examen de la non-linéarité à l'aide de la méthode des moments généralisés

Dans cette section, nous testons la robustesse des résultats précédents en estimant à nouveau une équation de croissance non linéaire en fonction du développement financier à l'aide de la méthode des moments généralisés (GMM) sur panel dynamique (Arellano et Bond, 1991, Arellano et Bover, 1995, et Blundell et Bond, 1997). Cette méthodologie présente entre autres l'avantage de contrôler les biais d'endogénéité liés aux indicateurs de développement financier et aux autres variables de contrôle. En contrepartie, elle ne permet plus de représenter une transition lisse.

Cependant, les résultats du modèle théorique suggérant un effet positif du développement financier sur la croissance au niveau de l'équilibre bas, contre un effet tendant à devenir négatif au niveau de l'équilibre haut, peuvent être approximés par une relation quadratique entre la croissance et le développement financier. L'équation de la régression se présente alors sous la forme suivante :

$$\gamma_{it} = \mu_i + \theta_1 z_{it} + \theta_2 z_{it}^2 + \theta_3 X_{it} + v_{it}, \quad (18)$$

v_{it} représente le terme d'erreur, les autres variables étant définies précédemment. On utilisera dans cette section des données moyennes sur un intervalle de 5 ans (l'utilisation de données annuelles conduirait à une sur-identification du modèle, compte tenu du grand nombre d'instruments). L'équation (17) contient la variable de développement financier au carré, qui permet de prendre en compte la non linéarité dans l'équation de croissance. Cette spécification permet également de faire dépendre l'effet marginal du secteur financier sur la croissance du niveau de développement financier.

L'idéal aurait été de calculer l'estimateur des PSTR à l'aide de la méthode des moments généralisés. Toutefois, les propriétés statistiques d'un tel estimateur ne sont pas encore connues avec certitude. La méthode d'instrumentation reposera donc ici sur l'utilisation des variables retardées. Puisque le niveau de développement financier peut être considéré comme endogène, nous utilisons les valeurs retardées à partir de la deuxième période (soit 10 ans) comme instruments, tandis que les autres variables supposées être faiblement exogènes (au sens de Arellano et Bond, 1991) seront instrumentées par les retards à partir de la première période¹⁴.

¹⁴ Une autre méthode d'instrumentation consisterait à utiliser des variables institutionnelles caractérisant les systèmes financiers. Par exemple on utilise souvent l'origine légale dans les analyses menées en coupe transversale (voir Levine et

L'expression de l'élasticité du taux de croissance par rapport au développement financier est :

$$\frac{d\gamma_{it}}{dz_{it}} = \theta_1 + 2\theta_2 z_{it}. \quad (18)$$

L'effet marginal du développement financier sur la croissance est linéaire dans le modèle quadratique ; ce qui traduit une perte d'information comparativement au modèle PSTR, où l'élasticité est une fonction non linéaire du développement financier. Les résultats de l'estimation de l'équation de croissance à l'aide de l'estimateur des GMM *System* sont présentés dans le Tableau 2.

Tableau 2 : Estimation des paramètres du modèle à l'aide de l'estimateur des GMM *System*

	LIQUID	DEPOSIT	PRIVATE	INDICE
Paramètre θ_1	2,452 (0,879)***	1,878 (0,634)***	1,634 (0,601)***	1,927 (0,862)**
Paramètre θ_2	-0,275 (0,123)*	-0,232 (0,094)**	-0,189 (0,061)**	-0,214 (0,086)**
PIB initial	-1,181 (0,519)**	-1,278 (0,624)**	-1,205 (0,654)*	-1,128 (0,541)**
Dépenses gouvernementales	-2,128 (1,116)*	-1,859 (0,859)**	-1,926 (1,081)*	-2,207 (1,103)**
Taux d'ouverture	1,957 (0,921)**	1,768 (0,834)**	1,621 (0,805)**	1,892 (0,911)**
Taux d'inflation	-1,475 (0,716)**	-1,478 (0,637)**	-1,329 (0,651)**	-1,412 (0,623)**
Taux de croissance de la population	-0,530 (0,291)*	-0,371 (0,169)*	-0,212 (0,157)	-0,249 (0,131)*
Constante	1,189 (0,516)*	1,515 (0,496)**	0,972 (0,338)**	1,218 (0,484)**
AR2 (<i>p-value</i>)	0,742	0,813	0,605	0,559
Test de Sargan (<i>p-value</i>)	0,581	0,603	0,474	0,587
Observations	639	639	639	639

Notes : Les estimations ci-dessus sont réalisées à partir des données moyennes calculées sur des intervalles d'amplitude 5 ans. La statistique AR2 d'autocorrélation d'ordre 2 des résidus et le test de suridentification de Sargan permettent d'accepter l'hypothèse nulle de validité des instruments. *** significatif à 1% ; ** significatif à 5% et * significatif à 10%. Les écarts-types sont reportés entre parenthèses. Les variables dummy temporelles sont prises en compte dans l'équation de régression.

Le coefficient θ_1 est positif et significatif, alors le coefficient θ_2 est négatif pour tous les indicateurs de développement financier. Ce qui suggère l'existence d'une relation en cloche entre le développement financier et la croissance. Le développement financier affecterait donc plus

al., 2000). Cependant, l'origine légale, comme la plupart des variables institutionnelles, ne varie que très peu dans le temps et ne peut donc pas être utilisée comme instrument du développement financier dans les analyses en panel.

favorablement la croissance économique dans les pays disposant d'un secteur financier peu développé. La présente spécification permet par ailleurs de mettre en évidence un seuil de développement financier compris entre 55 et 90% (selon l'indicateur de développement financier)¹⁵ au-delà duquel l'amélioration des indicateurs de développement financier affecterait négativement la croissance économique. Ces résultats confirment les prédictions du modèle théorique et vont dans le même sens que ceux obtenus à partir des estimations réalisées sur PSTR.

Les différents seuils de changement de signe dans la relation entre le développement financier et la croissance, traduisant le passage d'une relation positive à une relation négative, sont présentés dans le Tableau 3, en fonction du modèle testé. Comme on peut le remarquer, les seuils de renversement de signe sont différents, compte tenu de la contrainte de linéarité que le modèle quadratique impose au niveau de l'effet marginal. La perte d'information liée à cette contrainte fait que le seuil de renversement observé au niveau du modèle GMM est nettement inférieur à celui du modèle PSTR, puisque l'effet marginal est fortement non-linéaire dans ce modèle (voir la Figure 4), à l'exception de la variable DEPOSIT, pour laquelle l'écart entre les deux seuils est plus faible. Cependant, de façon globale, ces résultats suggèrent qu'au-delà d'un seuil de développement financier, la croissance économique est négativement associée à une amélioration du développement financier.

Tableau 3 : Valeurs des seuils dans les modèles PSTR et GMM

	LIQUID	DEPOSIT	PRIVATE	INDICE
Seuil de renversement du signe (PSTR) en %	141,174	66,686	134,289	121,510
Seuil de renversement du signe (GMM) en %	86,330	57,249	75,395	90,227

La prise en compte de la non-linéarité de l'élasticité par la méthodologie PSTR a donc deux avantages : d'une part, elle permet de détecter les changements de pente dans la relation entre le développement financier et la croissance, avant que ne se produise un changement de signe dans cette relation, et d'autre part, elle permet de préciser la valeur du seuil à partir de laquelle ce changement se produit.

¹⁵ Par exemple pour la variable LIQUID, à partir de l'équation (17), le seuil est de 86% qui est obtenu en calculant $\exp[2,452/(2*0,275)]$.

5. Conclusion

Dans cet article, nous proposons un modèle simple de croissance endogène et une évaluation empirique de la relation non-linéaire entre le développement financier et la croissance économique. Le modèle repose sur l'hypothèse selon laquelle le système financier rend des services d'intermédiation, permettant d'accroître le montant d'épargne disponible pour l'investissement. Pour ce faire, néanmoins, il prélève des ressources sur le secteur réel, ce qui permet d'endogénéiser les services d'intermédiation. L'interaction entre les secteurs réel et financier fait apparaître des équilibres multiples, qui peuvent produire une non-linéarité de la relation entre croissance et développement financier. En particulier, deux équilibres peuvent coexister : un premier équilibre où le développement financier et la croissance économique sont faibles, et un second équilibre où le système financier est développé et la croissance économique forte. De plus, on observe une indétermination de la relation entre le développement financier et la croissance au-delà d'un seuil donné. Ces prédictions théoriques sont testées sur un panel de 71 pays sur la période 1960-2006 à l'aide de la méthodologie des PSTR et de la méthode des GMM *System* sur panel dynamique. Les estimations confirment les résultats et suggèrent l'existence d'un continuum de régimes entre le développement financier et la croissance. De plus, la croissance serait plus sensible au développement financier dans les pays dotés d'un système financier peu performant que dans les économies disposant déjà d'un secteur financier développé.

Cette conclusion pourrait suggérer alternativement que le rendement du développement financier est décroissant, ou que l'instabilité associée à l'extension des marchés financiers, allant souvent de pair avec le développement financier, pourrait nuire à la croissance. Ces deux propositions seront testées dans de futures recherches.

Références bibliographiques

- ACEMOGLU, D. et ZILIBOTTI, F. [1997], « Was Prometheus Unbound by Chance? Risk, Diversification and Growth », *Journal of Political Economy* Vol. 105, p. 709-775.
- ARELLANO, M. et BOND, S. [1991], « Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations », *Review of Economic Studies* Vol. 58, p. 277-297.
- ARELLANO, M. et BOVER, O. [1995], « Another Look at the Instrumental-Variable Estimation of Error Components Models », *Journal of Econometrics* Vol. 68, p. 29-52.
- BECK T., DERMIRGÜC-KUNT A., et LEVINE R. [1999], « A New Database on Financial Development and Structure ». World Bank, Policy Research Working Paper N°2146.
- BENCIVENGA, V. et SMITH, B. [1991], « Financial Intermediation and Endogenous Growth », *Review of Economic Studies* Vol. 58, p. 195-209.
- BENCIVENGA, V. et SMITH, B. [1998], « Economic Development and Financial Depth in a Model with Costly Financial Intermediation », *Research in Economics* Vol. 52, p. 363-386.
- BERTHLEMY, J.C. et VAROUDAKIS, A. [1994], « Intermédiation Financière et Croissance Endogène », *Revue Economique* Vol. 3, p. 737-750.
- BLACKBURN, K. et HUNG, V. [1998], « A Theory of Growth, Financial Development and Trade », *Economica* Vol. 65, N°257, p. 107-124.
- BLUNDELL, R. et BOND, S. [1997], « Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models », *Journal of Econometrics* Vol. 87, 115-143.
- COLLETAZ, G. et HURLIN, C. [2006], « Threshold Effects of the Public Capital Productivity: an International Panel Smooth Transition Approach ». LEO, Université d'Orléans, WP N°1/2006.
- DEIDDA, L. ET FATTOUH, B. [2002], « Non-linearity between Finance and Growth », *Economics Letters* Vol. 74, p. 339-345.
- DEIDDA, L. et FATTOUH, B. [2008], « Banks, Financial Markets and Growth », *Journal of Financial Intermediation* Vol. 17, p. 6-36.
- EGGOH, C.J. [2009], « Croissance Economique et Développement Financier : éléments d'analyse théorique et empirique », Thèse de Doctorat en Sciences Economique, Université d'Orléans, 421 p.
- EGGOH, C.J. et VILLIEU, P. [2010], « Croissance, Intermédiation et Indétermination », *Economies et Sociétés* Vol. 44, N°5, p. 795-828.
- FOK, D., VAN DIJK, D. et FRANSES, P. [2005], « A Multi-Level Panel STAR Model for US Manufacturing Sectors ». *Journal of Applied Econometrics* Vol. 20, N°6, p. 811-827.
- GONZÁLEZ, A., TERASVIRTA, T. et VAN DIJK, D. [2005], Panel Smooth Transition Regression Models. Series in Economics and Finance, WP N°604, Stockholm School of Economics. Government Finance Statistics.

- GRANGER, C. et TERASVIRTA, T. [1993], *Modelling Nonlinear Economic Relationships*, Oxford University Press.
- HANSEN, B. [1999], « Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference », *Journal of Econometrics* Vol. 93, p. 345-368.
- HUANG, H. et LIN, S. [2009], « Non-Linear Finance-Growth Nexus: A Threshold with Instrumental Variable Approach », *Economics of Transition* Vol. 17, N°3, p. 439-466.
- HUANG, H-C., LIN, S-C., KIM, D-H. et YEH, C-C. [2010], « Inflation and the Finance-Growth Nexus », *Economic Modelling* Vol. 27, p. 229-236.
- KING, R. et LEVINE, R. [1993a], « Finance and Growth: Schumpeter Might Be Right? », *The Quarterly Journal of Economics* Vol. 108, p. 717-737.
- LEVINE, R., LOAYZA, N. et BECK, T. [2000], « Financial Intermediation and Growth: Causality and Causes », *Journal of Monetary Economics* Vol. 46, N°1, p. 31-77.
- MAC KINNON, R. [1973], *Money and Capital in Economic Development*, The Brookings Institution, Washington, D.C.
- PAGANO, M. [1993], « Financial Market and Growth: An Overview », *European Economic Review* Vol. 37, 613-622.
- RIOJA, F. et VALEV, N. [2004], « Finance and the Sources of Growth at Various Stages of Economic Development », *Economic Inquiry* Vol. 42, p. 127-140.
- ROMER, P. [1986], « Increasing Returns and Long-Run Growth », *Journal of Political Economy* Vol. 94, N°5, p. 1002-1037.
- ROUBINI, N. et SALA-I-MARTIN, X. [1992], « Financial Repression and Economic Growth », *Journal of Development Economics* Vol. 39, p. 5-30.
- ROUBINI, N. et SALA-I-MARTIN, X. [1995], « A Growth Model of Inflation, Tax Evasion, and Financial Repression », *Journal of Monetary Economics* Vol. 35, p. 275-301.
- ROUSSEAU, P. et WACHTEL, P. [2002], « Inflation Thresholds and the Finance-Growth Nexus », *Journal of International Money and Finance* Vol. 21, N°6, p. 777-793.
- SAINT-PAUL, G. [1992], « Technological Choice, Financial Markets and Economic Development », *European Economic Review* Vol. 36, N°4, p. 763-781.
- SHAW, E. [1973], *Financial Deepening in Economic Development*, New York: Oxford University Press.
- SHEN, C. et LEE, C. [2006], « Same Financial Development yet Different Economic Growth-Why? », *Journal of Money Credit and Banking* Vol. 38, p. 1907-1944.
- ZILIBOTTI, F. [1994], « Endogenous Growth and Intermediation in an 'Archipelago' Economy », *Economic Journal* Vol. 104, N°423, p. 462-473.

Annexe 1 : Résolution du programme du ménage

Le programme de maximisation de l'agent représentatif est le suivant :

$$\max_{(c_t, z_t)} U_0 = \int_0^{+\infty} \frac{c_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} \exp(-\rho t) dt,$$

$$s/c$$

$$\dot{k}_t = \frac{1}{\theta} z_t^\theta \left[A \bar{k}_t^{1-\alpha} k_t^\alpha (1-z_t)^{1-\alpha} - c_t \right].$$

Le Hamiltonien courant associé à ce programme est :

$$H_c \equiv \frac{c_t^{1-\sigma} - 1}{1-\sigma} + \lambda_t \left[\frac{1}{\theta} z_t^\theta \left[A \bar{k}_t^{1-\alpha} k_t^\alpha (1-z_t)^{1-\alpha} - c_t \right] \right].$$

Les conditions de premier ordre sont :

$$\frac{\partial H_c}{\partial c} = c_t^{-\sigma} - \lambda_t \frac{1}{\theta} z_t^\theta = 0, \quad (A1)$$

$$\frac{\partial H_c}{\partial z} = z_t^{\theta-1} \left[(1-z_t)^{1-\alpha} A \bar{k}_t^{1-\alpha} k_t^\alpha - c_t \right] - \frac{1}{\theta} (1-\alpha) (1-z_t)^{-\alpha} z_t^\theta A \bar{k}_t^{1-\alpha} k_t^\alpha = 0, \quad (A2)$$

$$\dot{\lambda}_t = \rho \lambda_t - \lambda_t \frac{1}{\theta} \alpha A (1-z_t)^{1-\alpha} z_t^\theta \bar{k}_t^{1-\alpha} k_t^{\alpha-1}. \quad (A3)$$

La condition de transversalité est la suivante : $\lim_{t \rightarrow \infty} \lambda_t k_t \exp(-\rho t) = 0$.

En différenciant l'équation (A1) par rapport au temps, on obtient :

$$\frac{\dot{\lambda}_t}{\lambda_t} = -\sigma \frac{\dot{c}_t}{c_t} - \theta \frac{\dot{z}_t}{z_t}. \quad (A4)$$

De l'équation (A2), on peut déduire :

$$z_t^{\theta-1} \left[A \bar{k}_t^{1-\alpha} k_t^\alpha (1-z_t)^{1-\alpha} - c_t \right] = \left(\frac{1-\alpha}{\theta} \right) z_t^\theta A \bar{k}_t^{1-\alpha} k_t^\alpha (1-z_t)^{-\alpha}. \quad (A5)$$

Une première détermination du taux de croissance stationnaire, obtenue à partir du taux de croissance de la consommation, peut être calculée à l'aide de (A3 et A4) :

$$\frac{\dot{c}_t}{c_t} = \frac{1}{\sigma} \left[\frac{\alpha}{\theta} A \bar{k}_t^{1-\alpha} k_t^{\alpha-1} (1-z_t)^{1-\alpha} z_t^\theta - \rho - \theta \frac{\dot{z}_t}{z_t} \right].$$

D'où les relations (9) et (10) du texte. A l'équilibre ($\bar{k}_t = k_t$) on définira, comme dans le texte :

$$\frac{\dot{c}_t}{c_t} = \frac{1}{\sigma} \left[\frac{\alpha}{\theta} A (1-z_t)^{1-\alpha} z_t^\theta - \rho - \theta \frac{\dot{z}_t}{z_t} \right] \equiv F(z_t) - \frac{\theta}{\sigma} \frac{\dot{z}_t}{z_t}. \quad (A6)$$

De surcroît, la relation (A5), peut s'écrire, à l'équilibre :

$$\frac{c_t}{k_t} = A(1-z_t)^{1-\alpha} - \frac{1}{\theta} A(1-\alpha)(1-z_t)^{-\alpha} z_t \equiv J(z_t). \quad (\text{A7})$$

Enfin, combinée à l'équilibre du marché des biens et services (équation (6) du texte), cette dernière relation permet d'obtenir une seconde détermination du taux de croissance stationnaire, déterminée par l'accumulation du capital :

$$\frac{\dot{k}_t}{k_t} = \frac{1}{\theta^2} A(1-\alpha)(1-z_t)^{-\alpha} z_t^{\theta+1} \equiv G(z_t). \quad (\text{A8})$$

Annexe 2 : Etude de la stabilité dynamique des deux équilibres stationnaires

La forme réduite du modèle peut s'exprimer à l'aide d'un système dynamique à deux variables c_t et k_t , donné par les relations (A6) et (A8), avec $z_t = z(c_t, k_t)$ dans (A7). Cependant, il existe une manière plus simple de procéder, en formulant la forme réduite du modèle par une seule équation en z_t . En différenciant la relation (A7) par rapport au temps, il vient en effet :

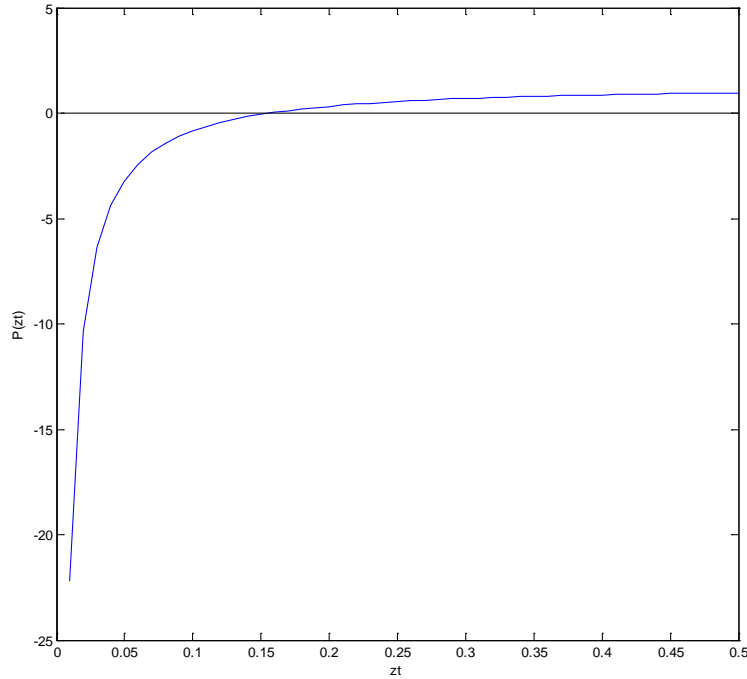
$$\dot{z}_t = \Psi(z_t) \frac{c_t}{k_t} \begin{pmatrix} \dot{k}_t \\ \dot{c}_t \end{pmatrix}, \text{ avec } \Psi(z_t) \equiv \left\{ \left[\frac{1+\theta-(1+\theta-\alpha)z_t}{\theta(1-z_t)} \right] A(1-\alpha)(1-z_t)^{-\alpha} \right\}^{-1}.$$

Puisque $\frac{\dot{c}_t}{c_t} \equiv F(z_t) - \frac{\theta}{\sigma} \frac{\dot{z}_t}{z_t}$ dans (A6), $\frac{c_t}{k_t} \equiv J(z_t)$ dans (A7) et $\frac{\dot{k}_t}{k_t} \equiv G(z_t)$ dans (A8), la forme réduite du modèle peut être résumée par l'équation :

$$\dot{z}_t = \Psi(z_t) J(z_t) \left(G(z_t) - F(z_t) + \frac{\theta}{\sigma} \frac{\dot{z}_t}{z_t} \right),$$

soit : $\dot{z}_t = \Omega(z_t) (G(z_t) - F(z_t))$, où $\Omega(z_t) \equiv \frac{\Psi(z_t) J(z_t)}{P(z_t)}$ avec : $P(z_t) = 1 - \frac{\theta \Psi(z_t) J(z_t)}{\sigma z_t}$. La fonction $P(z_t)$ est telle que $P'(z_t) > 0$ et $P(\tilde{z}) = 0$ pour $\bar{z}_B < \tilde{z} < \bar{z}_H$. On a donc $P(\bar{z}_B) < 0$ et $P(\bar{z}_H) > 0$, pour l'ensemble des simulations que nous avons effectuées, sur des intervalles très larges pour les différents paramètres. Par exemple, dans notre simulation centrale, la fonction $P(z_t)$ a la forme suivante :

Figure A1 : Evolution $P(z_t)$ en fonction de z_t



Comme $F(\bar{z}) = G(\bar{z})$ à l'état stationnaire, un équilibre stationnaire sera localement stable si $\Omega(\bar{z})(G'(\bar{z}) - F'(\bar{z})) < 0$. Puisque $J(\bar{z}) > 0$, $\Psi(\bar{z}) > 0$ ¹⁶, on a $\Omega(\bar{z}_B) < 0$ et $\Omega(\bar{z}_H) > 0$. Un simple examen de la *Figure 1* montre que : $G'(\bar{z}_B) < F'(\bar{z}_B)$ alors que $G'(\bar{z}_H) > F'(\bar{z}_H)$. On a donc $\Omega(\bar{z}_i)(G'(\bar{z}_i) - F'(\bar{z}_i)) > 0$, $\forall i = H, B$. Les deux équilibres stationnaires sont donc localement instables. Cependant, la variable z est une variable *forward*, qui peut sauter. Les deux équilibres peuvent donc être atteints par un saut instantané de z , qui est la seule solution permettant de déterminer la « trajectoire d'ajustement ». Les deux équilibres stationnaires sont donc localement déterminés.

¹⁶ $\Psi(\bar{z}) > 0$ puisque $\bar{z} < \hat{z} \equiv \theta / (1 + \theta + \alpha)$.

Annexe 3

Tableau A1 : Statistiques descriptives

Variables	Moyenne	Ecart-type	Minimum	Maximum	Nb. pays
Taux de croissance du PIB	1,904	1,382	-1,321	4,779	71
Liquid	42,388	24,466	8,728	137,660	71
Deposit	39,244	26,658	6,410	132,203	71
Private	31,960	23,416	4,634	126,666	71
Indice	37,864	24,161	7,712	131,308	71
PIB initial	4566	3819	400,08	15253	71
Dépenses gouvernementales	17,888	5,804	7,361	36,258	71
Taux d'ouverture	64,090	42,604	15,280	325,009	71
Taux d'inflation	14,296	15,431	2,144	94,785	71
Taux de croissance de la population	1,791	0,925	0,290	3,572	71