

# CROISSANCE ET FINANCE \*

**Philippe Aghion \*\***

*Harvard University, Cambridge, États-Unis*

*Research Fellow à l'OFCE*

*De nombreuses et récentes contributions ont cherché à expliquer pourquoi des différences de productivité persistaient entre les pays riches et les pays pauvres et pourquoi certains pays s'éloignent de la frontière technologique mondiale, que ce soit en termes de PIB par tête ou de croissance, tandis que d'autres au contraire la rejoignent.*

*Dans cet article, nous analysons l'impact des imperfections du marché du crédit sur la performance relative de croissance d'un pays et sur la convergence ou la divergence des économies, suivant l'observation de Lucas selon laquelle les flux de capitaux ne vont pas des pays riches vers les pays pauvres alors que le rendement marginal du capital est plus élevé pour ces derniers. Nous analysons également l'interaction entre les imperfections du marché du crédit et les politiques macroéconomiques.*

*Nous montrons que l'interaction entre le développement financier et les variables macroéconomiques comme la productivité ou la volatilité macroéconomique dans des régressions reliant croissance et finance est riche en conclusions empiriques, par exemple sur la convergence et la divergence ou sur les effets sur la croissance des politiques macroéconomiques contra-cycliques.*

**Mots clés :** Croissance. Finance. Frontière technologique. Productivité. Imperfections du marché du crédit. Convergence. Divergence. Politique macroéconomique.

\* Cet article est la traduction du chapitre 3 (« Interaction Effects in the Relationship between Growth and Finance ») de l'ouvrage *European Financial Markets and Institutions*, édité par Freixas et al., Oxford University Press, 2007.

\*\* L'auteur tient tout particulièrement à remercier Xavier Freixas pour ses commentaires très précieux, Edmund Phelps pour ses conseils et ses encouragements, et le Center on Capitalism and Society de l'Université de Columbia et la Fondation Kauffman, pour avoir soutenu financièrement ce projet.

© Oxford University Press 2007.

[paghion@fas.harvard.edu](mailto:paghion@fas.harvard.edu)

## I. Introduction

De nombreuses et récentes contributions ont cherché à expliquer pourquoi des différences de productivité persistaient entre les pays riches et les pays pauvres et pourquoi certains pays s'éloignent de la frontière technologique mondiale, que ce soit en termes de PIB par tête ou de croissance, tandis que d'autres au contraire la rejoignent. Dans cet article, nous analysons l'impact des imperfections du marché du crédit sur la performance relative de croissance d'un pays et sur la convergence ou la divergence des économies, suivant l'observation de Lucas (1990) selon laquelle les flux de capitaux ne vont pas des pays riches vers les pays pauvres alors que le rendement marginal du capital est plus élevé pour ces derniers. Nous analysons également l'interaction entre les imperfections du marché du crédit et les politiques macroéconomiques.

Dans son excellente revue de littérature, dans le *Handbook of Economic Growth*, Ross Levine (2005) résume ainsi la recherche actuelle sur la finance et la croissance : « Globalement, l'ensemble des recherches actuelles suggèrent que (1) les pays dont les banques et les marchés fonctionnent mieux se développent plus rapidement; (2) le biais de simultanéité ne semble pas affecter ces conclusions, et (3) une efficacité accrue des systèmes financiers réduit les contraintes qui pèsent sur le financement externe des entreprises, indiquant qu'il s'agit là d'un des mécanismes par lequel le développement des marchés financiers influence la croissance ».

En fait, la plupart des publications actuelles sur le sujet reposent sur des régressions en coupe, par pays, par secteur ou en panel, dans lesquelles la croissance est expliquée par le niveau du développement financier (mesuré par exemple par le ratio crédit privé sur PIB) et d'autres variables de contrôle (variables de politiques économiques, éducation, stabilité politique, revenu initial par habitant, etc.). Ces études empiriques, que nous passons brièvement en revue dans la section suivante, se distinguent selon les points suivants : (i) l'utilisation de données en coupe par pays (voir notamment King et Levine, 1993, et les travaux ultérieurs de Levine *et al.*), de données en coupe par secteurs (voir notamment Rajan et Zingales, 1998), de données en coupe par régions (voir notamment Guiso, Sapienza et Zingales, 2002) ou de données par entreprises (voir notamment Demirgüç-Kunt et Maksimovic, 1998); (ii) la définition de l'indicateur du niveau de développement financier : crédit bancaire sur PIB, indicateurs de développement des marchés boursiers, ou recours au financement externe du secteur productif (voir Rajan et Zingales, 1998) ; (iii) l'utilisation de données en

coupe ou en panel; (iv) l'utilisation de variables instrumentales pour le niveau de développement financier.

Dans la seconde partie de cet article, nous contribuons à cette littérature en intégrant des variables d'interaction entre le niveau de développement financier et des variables technologiques ou macroéconomiques. Après une brève synthèse de l'étude de Levine sur les principales contributions empiriques sur le lien entre finance et croissance dans la section 2, nous étudions, dans la section 3, l'interaction entre le développement financier et le revenu initial par rapport à la frontière actuelle (c'est-à-dire la distance initiale du pays par rapport à la frontière technologique), et nous montrons que : (i) les pays qui sont proches initialement de la frontière technologique ou bien dont le niveau de développement financier est suffisamment élevé convergent vers la frontière en taux de croissance comme en PIB par habitant, alors que (ii) les pays qui sont éloignés de la frontière et dont le niveau de développement financier est faible s'en éloignent. Cette interaction entre le développement financier et le revenu induit une distribution bimodale du revenu et des taux de croissance sur le long terme. Dans la section 4, nous étudions l'interaction entre le développement financier et la volatilité macroéconomique, et nous montrons que : (i) la volatilité réduit davantage la croissance dans les pays financièrement moins développés; (ii) une politique budgétaire plus contra-cyclique stabilise davantage la croissance dans les pays dont le niveau du développement financier est faible; (iii) les pays où le niveau de développement financier est faible sont plus favorisés par un système de taux de change fixe si, comme on l'observe généralement, le taux de change est la principale source de volatilité macroéconomique. Enfin, nous présentons nos conclusions dans la section 5.

## 2. La revue de littérature de Levine en deux mots

Cette section propose une synthèse de la revue de littérature empirique de Levine (2005) sur les liens entre finance et croissance. Le lecteur pourra se référer à son analyse théorique tout aussi exhaustive proposée dans la section 2 du même article. Mentionnons également l'analyse de Banerjee et Duflo (2005) publiée dans le même *Handbook of Economics Growth*. Banerjee et Duflo revisitent le mystère de la « non-convergence » de Lucas dans la dimension interne aux pays, à savoir : pourquoi les pays ou secteurs les plus pauvres et où le capital est rare, et donc où la productivité marginale du capital est élevée, n'attirent pas les investissements qui leur permettraient de converger vers le pays ou le secteur à la frontière technologique? Ils avancent notamment l'idée que l'explication la plus directe des différences intersectorielles de rendements et de taux d'investissement dans un pays

tel que l'Inde réside dans les imperfections du marché du crédit et dans les rendements croissants au niveau de l'entreprise<sup>1</sup>. Nous y reviendrons à la fin de cette section, lorsqu'il sera question de régressions sur des échantillons d'entreprises.

## 2.1. Données en coupe internationale et inter-régionale

Pour Levine (2005), la première analyse empirique du lien entre finance et croissance remonte à Goldsmith (1969). Goldsmith s'appuie sur des données en coupe internationale sur la période 1860 à 1963 pour régresser la croissance moyenne sur le développement financier, défini par la taille du secteur d'intermédiation financière (mesurée par la valeur de ses actifs sur le PIB). Il trouve une corrélation positive entre le développement financier et la croissance. Comme l'explique clairement Levine, cette étude a des limites : pas de variables de contrôle dans la régression ; pas de variables instrumentales pour traiter les problèmes potentiels de causalité, la variable expliquée est la croissance de la production alors que la croissance de la productivité ou celle de la croissance par tête auraient été plus appropriées, et l'échantillon ne compte que 36 pays. Ces limites sont levées par King et Levine dans leur étude pionnière de 1993.

King et Levine (1993) étudient un échantillon plus large, de 77 pays, et sur une période allant de 1960 à 1989. Ils régressent la croissance du PIB par habitant et la croissance de la productivité globale des facteurs, sur le développement financier et un grand nombre de variables de contrôle. Parmi les variables de contrôle figurent : le revenu initial par habitant, des indicateurs d'éducation, des indices de stabilité politique et des indicateurs de politique économique. Le développement financier est mesuré de trois manières différentes : (i) le ratio entre le passif liquide (passif hors fonds propres) du système financier, et non l'actif comme dans Goldsmith (1969), et le PIB ; (ii) le ratio du crédit des banques commerciales sur le crédit bancaire plus les actifs nationaux des banques centrales (cet indicateur produit des résultats moins satisfaisants que les autres) ; (iii) le ratio du crédit aux entreprises privées sur le PIB. La moyenne de chacune de ces mesures est calculée sur la période 1960 à 1989. La régression internationale montre une corrélation élevée et significative entre la croissance de la productivité et le développement financier, mesuré selon la méthode indiquée ci-dessus. Afin d'être sûrs de saisir la relation causale de la finance vers la croissance, et non la relation inverse, King et Levine reproduisent le même exercice de régression, en utilisant cette fois-ci les valeurs initiales

---

1. Une méthode possible consisterait à adapter simplement le modèle de la section 3 ci-dessous pour aboutir à un modèle de convergence et divergence inter-sectorielle au sein d'un pays.

de 1960 des indicateurs du développement financier plutôt que leur moyenne sur la totalité de la période. Cette régression montre une corrélation positive et significative entre le développement financier et la croissance, qui suggère que « le développement financier en 1960 est un bon indice de la croissance économique des trente années suivantes ».

Par la suite, Levine et Zervos (1998) se concentrent sur la nature des secteurs financiers, notamment sur l'importance du développement des marchés boursiers et de leur « liquidité ». Levine et Zervos s'intéressent à ce qu'ils appellent le « taux de rotation », c'est-à-dire la valeur totale des actions échangées sur une période rapportée à la valeur totale des actions cotées. Sur la base d'une régression internationale portant sur 42 pays sur la période 1976 à 1993, ils montrent que le niveau initial du crédit des banques et le niveau initial de ce taux de rotation en 1976 présentent une corrélation positive et significative avec la croissance moyenne de la productivité sur la période 1976 à 1993.

On pourrait émettre bien des critiques quant aux indicateurs de développement financier utilisés par Levine et ses coauteurs ; cependant, leur approche reste la plus sophistiquée en coupe internationale.

La principale critique demeure la question de la causalité : qu'est-ce qui nous dit que ces corrélations positives découlent de ce que le développement financier est nécessaire à la croissance, ou bien plutôt qu'une troisième variable, par exemple le développement « institutionnel » (approximé, par exemple, par la force des droits de propriété) est à la source à la fois de la croissance et du développement financier ?

Afin de régler ce problème d'endogénéité, Levine (1998, 1999) et Levine, Loayaza et Beck (2000) utilisent les indicateurs du système légal de La Porta *et al.* (1998) comme instruments dans la régression utilisant le développement financier. Ainsi, la première étape de l'analyse économétrique consiste à régresser le développement financier sur des indicatrices de la nature du système légal (*common law* anglo-saxonne, code civil français, allemand ou scandinave). Dans une seconde étape, la croissance de la productivité est régressée sur le développement financier expliqué par la première régression et les autres variables de contrôle. Levine *et al.* (2000) obtiennent une corrélation positive forte et significative entre le développement financier expliqué et la croissance de la productivité sur la période 1960 à 1995.

Levine *et al.* (2000) vont plus loin en réalisant des régressions en coupe internationale et temporelle, en divisant la période 1960 à 1995 en sous-périodes de cinq ans. La croissance de la productivité sur chaque sous-période est expliquée par le développement financier courant et passé, en introduisant des effets fixes par pays. Ils obtiennent à nouveau des corrélations positives et significatives entre

le développement financier (courant et passé) et la croissance de la productivité au cours de la sous-période.

Parce qu'ils utilisent des données par région pour un pays (l'Italie) au lieu de données par pays, Guiso, Sapienza et Zingales (2002), GSZ dans ce qui suit, peuvent construire des indicateurs plus fins du développement financier. Ils montrent que le développement financier, tel qu'ils le mesurent, est un facteur important de la convergence entre les régions. Plus précisément, GSZ fondent leur indicateur régional de développement financier en estimant un modèle probit où ils régressent la probabilité que les individus se voient refuser l'accès au crédit (l'accès au crédit est connu par une enquête sur le revenu et la richesse des ménages, pour lesquels on connaît également la région dans laquelle ils résident) par rapport aux variables indicatrices des régions, et un ensemble de variables de contrôle. Les coefficients des variables indicatives des régions sont des indicateurs de développement financier régional, que GSZ instrumentent à l'aide de la part régionale des agences bancaires dans le total national en 1936.<sup>2</sup>

## 2.2. Données en coupe inter-sectorielle

Rajan et Zingales (1998) ont été les premiers à aborder la question du lien entre finance et développement à partir de données plus micro-économiques, en comparant les secteurs productifs à l'intérieur des pays. Leur intuition est que des secteurs nécessitant plus de financement externe se développeront d'autant plus que le développement financier est avancé. Le problème est d'identifier les secteurs qui dépendent plus du financement externe que les autres.

Rajan et Zingales régressent la croissance de la valeur ajoutée d'un secteur  $k$  d'un pays  $i$  par rapport : (i) aux indicatrices nationales et sectorielles ; (ii) à la part du secteur  $k$  dans la production totale du pays  $i$  ; (iii) à l'interaction entre le développement financier (mesuré par la capitalisation boursière plus le crédit national rapportés au PIB) du pays  $i$  et la dépendance du secteur  $k$  au financement externe (mesurée par la part des dépenses en investissement qui ne sont pas autofinancées par ce même secteur aux États-Unis). L'idée sous-jacente est que les entreprises ne sont pas financièrement contraintes aux États-Unis, de sorte que cette mesure de la dépendance externe peut être considérée comme indépendante du développement financier, et découler uniquement de facteurs technologiques. Rajan et Zingales n'incluent pas le développement financier comme variable explicative, pour éviter la colinéarité avec les variables indicatrices nationales.

---

2. L'année 1936 correspond à la promulgation d'une loi limitant l'entrée de nouveaux acteurs dans le secteur bancaire.

En utilisant un échantillon couvrant 36 secteurs dans 42 pays, Rajan et Zingales obtiennent un coefficient de corrélation positif et significatif au seuil de 1 % entre la dépendance au financement externe et leur indicateur du développement financier, ce qui tend à démontrer qu'un plus grand degré de développement financier favorise la croissance dans les secteurs les plus dépendants du financement externe.

À partir de la méthodologie de Rajan et Zingales, Beck *et al.* (2004) utilisent des données en coupe nationale et sectorielle pour étudier l'effet sur la croissance de la productivité de l'interaction entre le développement financier et la taille moyenne des entreprises du secteur correspondant aux États-Unis (en s'appuyant une nouvelle fois sur l'hypothèse implicite que seuls les facteurs technologiques, et non les frictions des marchés financiers, déterminent cette taille moyenne aux États-Unis). Ils concluent qu'un développement financier plus élevé stimule la croissance dans les secteurs composés d'une plus forte proportion de petites entreprises. Ce résultat est cohérent avec les précédents travaux de Bernanke, Gertler et Gilchrist (1999), qui montraient que les petites entreprises sont davantage contraintes dans l'accès au crédit que les grandes.

### 2.3. Données en coupe inter-entreprises

Demirgüç-Kunt et Maksimovic (2001), DM dans ce qui suit, analysent l'impact du financement par la dette à long terme et par les fonds propres sur la croissance des entreprises. Pour ce faire, ils calculent tout d'abord le taux de croissance des entreprises qui n'ont pas accès à la dette à long terme ni aux capitaux externes (c'est-à-dire le taux de croissance des entreprises qui ont uniquement recours aux bénéfices non distribués et à la dette à court terme) ; ils calculent ensuite la proportion des entreprises dont le taux de croissance est supérieur à celles qui ne bénéficient pas de financement externe long; ils interprètent ce ratio comme la fraction des entreprises qui dépend d'un financement externe et le calculent pour chaque pays  $f$  (ratio noté  $f_i$ ).

Ensuite, à partir d'un échantillon composé de l'ensemble des sociétés industrielles cotées dans chacun des 26 pays, DM régressent la proportion  $f_i$  d'entreprises dont le taux de croissance est supérieur au taux de croissance des entreprises sans financement externe long, par rapport au développement financier (mesuré par le ratio capitalisation boursière sur PIB, par le taux de rotation de Levine et Zervos *proxy* de la liquidité du marché boursier, ou par le ratio des actifs bancaires sur le PIB afin d'obtenir la taille du secteur bancaire) et en incluant des variables de contrôle. La principale conclusion de DM est que le taux de rotation et le ratio actifs bancaires sur PIB sont positivement et significativement corrélés avec  $f_i$ .

Banerjee et Duflo (2004) mesurent la réaction financière des entreprises à un changement exogène de la politique de subvention au crédit, dans le but d'évaluer l'importance des contraintes de crédit auxquelles font face les entreprises. L'idée sous-jacente est qu'une société qui n'est soumise à aucune contrainte réagirait à un tel changement de politique en substituant simplement le crédit subventionné au crédit non subventionné, sans pour autant changer le niveau de l'investissement (déterminé alors par le taux de retour sur investissement). Le changement de politique consiste en une modification du seuil de l'investissement pour être éligible au crédit subventionné; ce seuil a été sensiblement augmenté en 1998 et ensuite diminué en 2000. Banerjee et Duflo montrent alors que les crédits bancaires et le chiffre d'affaires ont augmenté en 1998 puis diminué en 2000 pour les entreprises nouvellement éligibles au crédit subventionné, suggérant que ces entreprises étaient effectivement contraintes dans leur accès au crédit.

### 3. Interaction entre contraintes financières et développement technologique

Cette section, qui résume le travail d'Aghion, Howitt et Mayer-Foulkes (2005), AHM dans ce qui suit, explore l'interaction entre le développement financier et le revenu initial par habitant (ou, de façon équivalente, la distance initiale à la frontière technologique, mesurée habituellement par le ratio de la productivité d'un pays à celle du pays considéré comme étant la frontière technologique).

#### 3.1. L'idée maîtresse

La théorie d'AHM met en avant deux effets du retard technologique, défini comme le fait pour un pays d'avoir une productivité initiale très en deçà de celle de la frontière technologique : d'une part, un pays en retard réalise de plus grands bonds en avant technologiques lorsqu'il innove, ce qui est une force de convergence; d'autre part, un pays loin de la frontière technologique dispose de relativement peu de ressources à investir dans l'innovation; ceci représente une source de divergence. Davantage de contraintes financières accroît l'impact négatif d'un faible revenu initial par habitant en diminuant le taux d'innovation d'un pays et sa capacité à converger, en termes de taux de croissance ou de PIB par habitant, vers la frontière technologique. Ainsi, on peut s'attendre à ce que les pays qui divergent sont : (i) ceux qui sont initialement très éloignés de la frontière mondiale; (ii) ceux dont le niveau de développement financier est faible.



### 3.2. Ce que nous disent les données

Le modèle d'AHM conduit aux prédictions suivantes :

1. La probabilité qu'un pays converge vers le taux de croissance de la frontière augmente avec son niveau de développement financier, et
2. Dans un pays qui converge vers le taux de croissance de la frontière, le développement financier a un effet positif mais décroissant sur le PIB par habitant à long terme, et
3. Le taux de croissance de long terme d'un pays qui ne réussit pas à converger vers le taux de croissance de la frontière augmente avec son niveau de développement financier.

AHM testent ces prédictions sur données en coupe par pays sur le développement financier et la croissance/convergence. Ils testent l'effet du développement financier sur la convergence avec la régression suivante :

$$g_i - g_1 = \beta_0 + \beta_f F_i + \beta_y \cdot (y_i - y_1) + \beta_{fy} \cdot F_i \cdot (y_i - y_1) + \beta_x X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

où  $g_i$  correspond au taux de croissance moyen du PIB par habitant dans le pays  $i$  sur la période 1960 à 1995,  $F_i$  le niveau moyen de développement financier du pays,  $y_i$  le logarithme du PIB par habitant initial (1960),  $X_i$  d'autres variables explicatives, et  $\varepsilon_i$  un terme aléatoire. Le pays 1 est le leader technologique, supposé être les États-Unis.

On définit  $\hat{y}_i \equiv y_i - y_1$ , comme étant le PIB relatif initial par habitant du pays  $i$ . En prenant l'hypothèse que  $\beta_y + \beta_{fy} = 0$ , nous réécrivons (1) comme suit :

$$g_i - g_1 = \lambda_i \cdot (\hat{y}_i = \hat{y}_i^*)$$

Où la valeur à l'équilibre  $\hat{y}_i^*$  est déterminée en fixant le membre de droite de (1) à zéro :

$$\hat{y}_i^* = - \frac{\beta_0 + \beta_f F_i + \beta_x X_i + \varepsilon_i}{\beta_y + \beta_{fy} F_i} \quad (2)$$

et  $\lambda_i$  est un paramètre de convergence propre au pays :

$$\lambda_i = \beta_y + \beta_{fy} F_i \quad (3)$$

qui dépend du développement financier.

Un pays peut converger vers le taux de croissance de la frontière si et seulement si le taux de croissance de son PIB relatif par habitant dépend négativement de la valeur initiale  $\hat{y}_i$ ; c'est-à-dire si et seulement si le paramètre de convergence  $\lambda_i$  est négatif. Ainsi, la probabilité de convergence augmentera conjointement au développement financier, comme l'implique la théorie, si et seulement si :

$$\beta_{fy} < 0. \quad (4)$$

## 1. Croissance, développement financier et écart de PIB initial

Développement financier (F)	Crédit privé			Passifs liquides			Actifs bancaires		
	Sans	Politiques <sup>a</sup>	Toutes <sup>b</sup>	Sans	Politiques <sup>a</sup>	Toutes <sup>b</sup>	Sans	Politiques <sup>a</sup>	Toutes <sup>b</sup>
Variables explicatives (X)									
Coefficients estimés									
$\beta_1$	-0,015 (-0,93)	-0,013 (-0,68)	-0,016 (-0,78)	-0,029 (-1,04)	-0,03 (-0,90)	-0,027 (-0,90)	-0,019 (-1,07)	-0,020 (-1,03)	-0,022 (-1,12)
$\beta_2$	1,507 <sup>3</sup> (3,14)	1,193 <sup>1</sup> (1,86)	1,131 (1,49)	2,648 <sup>3</sup> (3,12)	2,388 <sup>2</sup> (2,39)	2,384 <sup>1</sup> (2,11)	1,891 <sup>3</sup> (3,57)	1,335 <sup>1</sup> (1,93)	1,365 (1,66)
$\beta_3$	0,061 <sup>3</sup> (-5,35)	-0,063 <sup>3</sup> (-5,10)	-0,063 <sup>3</sup> (-4,62)	-0,076 <sup>3</sup> (-3,68)	-0,077 <sup>3</sup> (-3,55)	-0,073 <sup>3</sup> (-3,55)	-0,081 <sup>3</sup> (-4,85)	-0,081 <sup>3</sup> (-4,85)	-0,081 <sup>3</sup> (-4,46)
Taille de l'échantillon	71	63	63	71	63	63	71	63	63

Notes : la variable expliquée  $g_t - g_t^*$  correspond au taux de croissance moyen du PIB réel par habitant aux États-Unis, 1960 à 1995. F est le développement financier moyen de 1960 à 1995 mesuré par trois indicateurs alternatifs : le crédit privé est la valeur des crédits accordés par les intermédiaires financiers au secteur privé, divisé par le PIB ; les passifs liquides correspondent aux devises plus les dettes portant intérêt des banques et des intermédiaires financiers non bancaires, divisé par le PIB ; et les actifs bancaires correspondent au ratio de tous les crédits des banques sur le PIB.  $y_t - y_t^*$  correspond au logarithme du PIB par habitant en 1960 aux États-Unis. L'estimation repose sur IV en utilisant L (origines légales) et L ( $y_t - y_t^*$ ) comme instruments de F et  $F(y_t - y_t^*)$ . Les nombres entre parenthèses sont des t de student. La significativité à 1 %, 5 % et 10 % est indiquée par 1, 2 et 3, respectivement.

a. L'ensemble des variables politiques de contrôle inclut le nombre moyen d'années d'instruction en 1960, le poids de l'État, l'inflation, la prime de marché noir et l'ouverture du commerce.

b. L'ensemble complet des variables de contrôle inclut l'ensemble des variables politiques de contrôle plus des indicateurs relatifs aux révolutions, coup d'État, assassinats politiques et diversité ethnique.

Les résultats de cette analyse de régression à partir d'un échantillon de 71 pays sont présentés dans le tableau 1, qui indique que le coefficient d'interaction  $\beta_{fy}$  est fortement négatif pour différents indicateurs du développement financier et différents ensembles de variables explicatives  $X$ . L'estimation utilise des variables instrumentales, comme la nature du système légal<sup>3</sup>, et la nature du système légal croisée avec l'écart de PIB initial ( $y_i - y_1$ ), utilisés comme instruments de  $F_i$  et  $F_i(y_i - y_1)$ . Les données, les méthodes d'estimation et le jeu de variables explicatives sont tirés directement de Levine, Loayza et Beck (2000), qui ont montré l'existence d'un effet positif et significatif de l'intermédiation financière sur la croissance à court terme avec une régression identique à (1), mais sans l'interaction croisée  $F_i(y_i - y_1)$ , cruciale, selon laquelle la convergence dépend du niveau de développement financier.

AHM obtiennent les résultats du tableau 1 qui sont robustes aux différentes techniques d'estimation, à l'exclusion des valeurs aberrantes et aux effets croisés entre le retard initial du PIB par tête et les autres variables explicatives de l'équation (1).

## 4. Interaction entre développement financier et volatilité macroéconomique

Dans cette partie, nous explorons les interactions entre le développement financier, la volatilité macroéconomique et la politique macroéconomique dans leur lien avec la croissance. La théorie dominante de la macroéconomie stipule qu'il n'existe pas de telles interactions, puisque la politique macroéconomique n'est censée avoir des effets que dans le court terme, alors que le niveau de développement financier et les autres caractéristiques structurelles de l'économie sont les seuls éléments qui déterminent le taux de croissance à long terme.

### 4.1. L'idée principale

De nouveau, la théorie schumpetérienne de la croissance fournit les intuitions quant à la source de l'interaction que nous recherchons. Pour Schumpeter, l'analyse de la volatilité et de la croissance repose sur la purge que permet la récession. Cette purge permet de se débarrasser des organisations inefficaces et d'inciter les entreprises à innover, réorganiser ou réallouer les ressources sur de nouveaux marchés. La purge provoquée par la récession permet également d'éliminer les

3. Voir La Porta et al., 1998, pour une explication détaillée des origines légales et leur pertinence en tant qu'instrument du développement financier.

entreprises incapables de se réorganiser ou d'innover. Schumpeter résumait son point de vue de la manière suivante : « (Les récessions) ne sont que temporaires. Ce sont des occasions pour construire à nouveau le système économique et le faire gagner en efficacité ». Partant, si les entreprises pouvaient emprunter pour réorganiser leurs activités ou réallouer leurs ressources à de nouveaux marchés, et s'il en allait de même pour les travailleurs s'adaptant d'un emploi à un autre, alors le mieux serait de recommander aux gouvernements de ne pas intervenir dans le cycle économique et de laisser jouer le marché.

Cependant, les imperfections du marché du crédit peuvent empêcher les entreprises d'innover et de se réorganiser lors des récessions. En particulier, supposons que les entreprises puissent choisir entre un investissement en capitaux à court terme et des investissements en R&D à long terme (c'est la condition de l'arbitrage de l'investissement en R&D). Pour innover, les entreprises doivent d'abord survivre aux chocs à court terme de trésorerie (la R&D est un investissement de long terme). Ensuite, elles doivent pouvoir couvrir le coût de leur trésorerie par les recettes à court terme et leur capacité d'emprunt. Supposons de plus que la croissance est le fruit d'innovations successives, le taux de croissance des connaissances (ou de la productivité globale des facteurs) étant proportionnel au flux d'entreprises innovantes dans l'économie. En l'absence de contrainte sur le crédit, et si la valeur de l'innovation est assez élevée, la volatilité n'affectera ni l'innovation ni la croissance, car les entreprises pourront toujours emprunter jusqu'à la valeur courante nette de leurs futurs profits afin de couvrir le coût de la trésorerie à court terme. Mais supposons que la capacité d'emprunt des entreprises soit proportionnelle à leurs profits courants (le facteur de proportionnalité est le multiplicateur de crédit, un multiplicateur élevé reflétant un niveau supérieur de développement financier au sein d'une économie). Lors d'une récession, les profits courants sont moindres, et donc la capacité des entreprises à emprunter pour innover est également amoindrie. Ainsi, moins le système financier est développé, plus la perspective d'une récession dissuade les investissements en R&D, d'autant que ces investissements sont décidés avant que ne soient connus les effets des chocs (les entreprises considèrent comme plus probable que leur investissement en R&D ne sera pas rentable, puisque qu'elles ne survivront pas aux difficultés de trésorerie à court terme).

À partir de données en panel sur plusieurs pays, pour la période 1960-2000, Aghion *et al.* (2005a) montrent que l'interaction entre développement financier et volatilité est effectivement positive. En théorie, on pourrait imaginer un effet contraire de la volatilité sur la croissance, à savoir qu'une volatilité plus forte induirait des profits plus élevés lors des booms de croissance, et donc une plus grande capacité pour les entreprises à innover. Les travaux empiriques dans AABM,

Ramey et Ramey (1995) ou ci-dessous suggèrent que cet effet est de second ordre.

## 4.2. Les effets d'une politique contra-cyclique sur la croissance

Après avoir montré que la volatilité macroéconomique limitait d'autant plus la croissance que le système financier était faiblement développé, une conjecture s'impose naturellement : plus les contraintes de crédit sont fortes, plus l'intervention de l'État pourra jouer un rôle positif, en particulier lorsqu'il s'agit de réduire les coûts des difficultés de trésorerie que connaissent les entreprises soumises à des contraintes d'accès au crédit. Que l'intervention gouvernementale puisse améliorer la production agrégée dans une économie sujette à des contraintes de crédit et à des chocs macroéconomiques a déjà été noté par Holmström et Tirole (1998). Pourtant, cela n'a jamais été observé dans le cadre d'un modèle de croissance, pas plus que les conséquences empiriques et en termes de politique économique n'ont été explorées. Cette partie est une première tentative<sup>4</sup> pour combler cette lacune, en analysant plus précisément l'interaction entre le développement financier et les effets sur la croissance des divers types de politiques conjoncturelles.

Dans la mesure où dans une économie présentant de fortes contraintes de crédit, une récession force nombre d'entreprises à réduire leurs investissements d'innovation pour survivre aux difficultés de trésorerie idiosyncratiques, une politique budgétaire contra-cyclique peut favoriser l'innovation et la croissance, et atténuer les dommages provoqués par une récession (ou d'un choc agrégé fortement négatif) sur les investissements d'innovation. Par exemple, le gouvernement peut décider d'accroître l'investissement public, soutenant la demande adressée aux entreprises. Alternativement, le gouvernement peut subventionner les entreprises privées, accroissant ainsi leurs actifs liquides et permettant ainsi de mieux absorber les difficultés de trésorerie, sans sacrifier la R&D ou d'autres types d'investissements nécessaires à la croissance de long terme. En suivant notre analyse de la partie précédente, on avancerait spontanément que moins le système financier est développé, c'est-à-dire plus les contraintes d'accès au crédit sont fortes, plus les politiques contra-cycliques favorisent la croissance.

Les travaux récents de Aghion et Marinescu (2006), AM dans ce qui suit, analysent les effets de politiques conjoncturelles contra-cycliques sur la croissance, en exploitant les données de panel annuelles pour 17 pays de l'OCDE, entre 1965 et 2001; ils limitent notamment leur analyse à

4. Les informations de cette sous-partie sont extraites du travail de Aghion, Barro et Marinescu sur les politiques budgétaires cycliques et la croissance de la productivité.

un sous-ensemble de pays « raisonnables » pour lesquels Easterly (2005) avance que les politiques conjoncturelles n'ont pas d'effet. Sur cet échantillon, AM procèdent à une régression en deux étapes où :

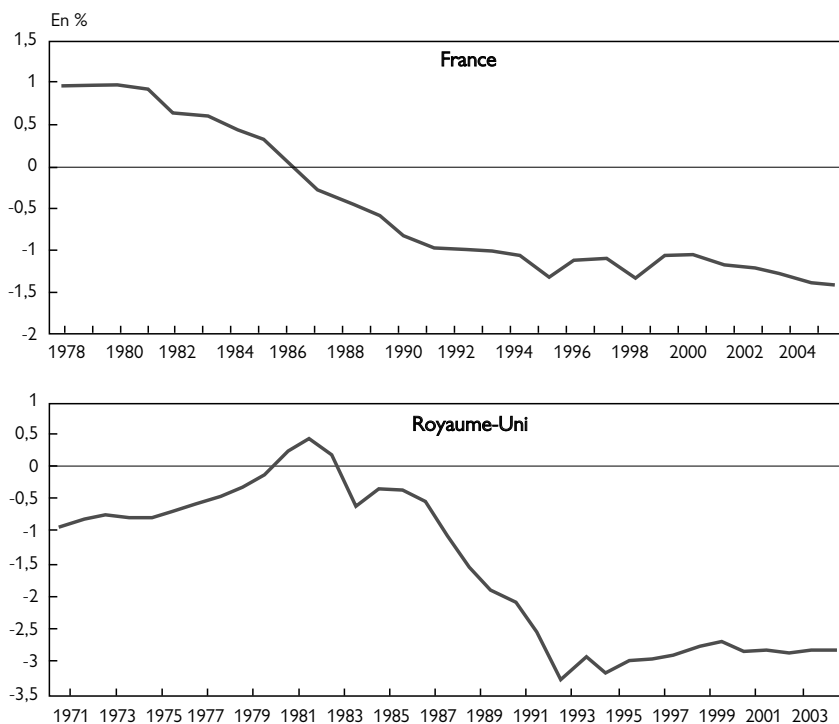
1. La première étape évalue, pour chaque année, les corrélations entre : (i) dans le membre de gauche des variables telles que la dette publique, le déficit budgétaire primaire, l'investissement public, la consommation publique, les dépenses de défense, les dépenses de sécurité sociale, les subventions directes aux entreprises privées ; (ii) dans le membre de droite de l'équation (a) l'écart de production (mesuré par la différence entre PIB réel et PIB potentiel, c'est-à-dire le PIB défini par le niveau d'emploi non inflationniste pour un stock de capital donné) ; (b) l'écart à la tendance des dépenses publiques, et la dette publique en point de PIB retardée (qui traduit la part des dépenses publiques pour faire face à la charge de la dette). Le graphique 1 résume les résultats de la première étape de régression avec le déficit public primaire comme variable expliquée pour la France et le Royaume-Uni. Contrairement à la France, le déficit public primaire est nettement plus contra-cyclique au Royaume-Uni, au cours des deux dernières décennies.
2. La deuxième étape de régression consiste à estimer le taux de croissance annuel du PIB par habitant comme une fonction : (i) du coefficient de « cyclicité » retardé, coefficient obtenu dans la première étape, que nous noterons  $l_{cycl}$  ; (ii) du développement financier retardé,  $l_{pc}$ , que nous mesurons de nouveau par le ratio du crédit privé au PIB ; (iii) l'interaction  $l_{cycl}l_{pc}$ , entre ces deux variables. Nous prédisons que le coefficient de  $l_{cycl}$  doit être négatif (une politique budgétaire procyclique est mauvaise pour la croissance dans un pays sans accès au crédit) alors que le coefficient d'interaction sur  $l_{cycl}l_{pc}$  doit être positif (une politique budgétaire procyclique nuira moins à la croissance si le système financier est développé).

Les résultats de la seconde étape de régression à partir du déficit primaire montrent qu'un déficit primaire procyclique nuit à la croissance (le coefficient sur  $l_{cycl}$  est négatif, égal à 0,008 si nous considérons tout l'échantillon de pays, et égal à 0,015 si nous restreignons notre étude à des pays où les variations du coefficient  $l_{cycl}$  dans une estimation VC (Vapnik-Chervonenkis) pour la première étape ne sont pas égales à zéro).

Après avoir démontré que les déficits budgétaires contra-cycliques pouvaient être favorables à la croissance, l'étape suivante est de décomposer les dépenses publiques. AM proposent les catégories suivantes : (i) investissements publics ; (ii) dépenses de défense, qui sont une part de (i) ; (iii) subventions directes aux entreprises privées ; (iv) consommation publique ; (v) dépenses de sécurité sociale.

Pour chacune de ces catégories, AM appliquent la première étape de régression en régressant sur l'écart de production pour chaque pays, ce qui donne le coefficient de cyclicité; ensuite, dans la deuxième étape, la croissance de la productivité est régressée sur ce coefficient, le développement financier et l'interaction entre les deux, en introduisant des effets fixes par pays, années ou les deux (pays et années).

### 1. Résultats des régressions de première étape



Nous ne montrons que les résultats pour les investissements et la consommation publics pour lesquels la différence est frappante. D'une part, comme indiqué dans le tableau 2, des investissements publics contra-cycliques favorisent la croissance pour de faibles niveaux de développement financier, avec des corrélations négatives et significatives entre la croissance de la productivité et le coefficient retardé de la « cyclicité » de l'investissement public (coefficients négatifs, significatifs à 5 % tous les deux, en introduisant une tendance temporelle linéaire ou des effets fixes annuels), alors que les coefficients d'interaction sont positifs et significatifs à 5 % ou 1 % lorsqu'on introduit des effets fixes annuels. D'autre part, lorsque la variable expliquée est la consommation du gouvernement au tableau 3, rien ne ressort significativement.

## 2. Investissements publics (croissance du PIB par habitant)

	Aucun effet annuel	Tendance temporelle linéaire	Effets fixes annuels
Retardé			
— « cyclicité » des investissements publics	- 0,082 (0,054)	- 0,077 (0,054)	- 0,072 (0,035) <sup>b</sup>
— Crédit privé/PIB	- 0,013 (0,007) <sup>a</sup>	- 0,015 (0,007) <sup>b</sup>	- 0,012 (0,005) <sup>b</sup>
— « cyclicité » des investissements publics x crédit privé/PIB	0,071 (0,034) <sup>b</sup>	0,080 (0,034) <sup>b</sup>	0,082 (0,025) <sup>c</sup>
PIB par habitant relatif	0,001 (0,004)	0,032 (0,013) <sup>b</sup>	0,038 (0,021) <sup>a</sup>
Année		0,001 (0,001) <sup>b</sup>	
Constante	0,039 (0,017) <sup>b</sup>	- 2,441 (0,973) <sup>b</sup>	0,225 (0,115) <sup>a</sup>
Observations	453	453	453
R2	0,06	0,07	0,42

## 3. Consommation du gouvernement (croissance du PIB par habitant)

	Aucun effet annuel	Tendance temporelle linéaire	Effets fixes annuels
Retardé			
— « cyclicité » de la consommation publique	- 0,005 (0,028)	- 0,005 (0,027)	0,007 (0,021)
— Crédit privé/PIB	- 0,006 (0,008)	- 0,008 (0,008)	- 0,006 (0,006)
— « cyclicité » de la consommation publique x crédit privé/PIB	- 0,008 (0,032)	- 0,007 (0,032)	- 0,004 (0,023)
PIB par habitant relatif	0,002 (0,004)	0,028 (0,013) <sup>b</sup>	0,028 (0,022)
Année		0,001 (0,001) <sup>b</sup>	
Constante	0,037 (0,017) <sup>b</sup>	- 2,101 (1,000) <sup>b</sup>	0,168 (0,116)
Observations	453	453	453
R2	0,05	0,06	0,41

Notes : Toutes les régressions tiennent compte des effets fixes par pays ; les écart-types robustes sont entre parenthèses.

a. significatif à 10 %.

b. significatif à 5 %.

c. significatif à 1 %.

L'étude des autres éléments des dépenses publiques indique : (a) que les dépenses de défense contra-cycliques favorisent la croissance lorsque le développement financier est peu élevé (coefficient direct négatif important sans effet fixe annuel ou tendances temporelles linéaires), mais le coefficient d'interaction n'est jamais significatif ; (b) que les coefficients pour la dépense de sécurité sociale ne sont pas significatifs (hormis le coefficient d'interaction dans la régression avec des effets fixes annuels, significatif à 10%) ; et que les coefficients directs et d'interaction pour les subventions aux entreprises sont très significatifs lorsqu'on introduit des effets fixes annuels, simplement significatifs lorsqu'on n'introduit pas des effets fixes annuels ou une tendance temporelle linéaire, et non



significatifs lorsqu'on introduit uniquement une tendance temporelle linéaire. À chaque fois, on introduit des effets fixes par pays.

Jusqu'ici, nous avons considéré principalement la politique budgétaire. On peut reproduire l'exercice avec M2/PIB, utilisé par Easterly (2005), ou avec les taux d'intérêt réels à court terme associés à la politique monétaire. Dans le cadre de cet article, nous avons retenu la première de ces variables. La deuxième étape de la régression est résumée dans le tableau 4.

#### 4. Masse monétaire M2/PIB (croissance du PIB par habitant)

	Aucun effet annuel		Tendance temporelle linéaire		Effets fixes annuels	
Retardé						
— « cyclicité » de M2/PIB	0,001	(0,004)	-0,005	(0,003)	-0,003	(0,004)
— Crédit privé/PIB	-0,006	(0,007)	-0,002	(0,002)	-0,008	(0,006)
— « cyclicité » de M2/PIB x crédit privé/PIB	0,001	(0,004)	-0,007	(0,002) <sup>c</sup>	0,005	(0,003)
PIB par habitant relatif						
Constante	0,003	(0,005)	0,001	(0,001)	0,029	(0,019)
PIB par habitant relatif	0,038	(0,019) <sup>b</sup>	0,028	(0,004) <sup>c</sup>	0,172	(0,099) <sup>a</sup>
Année	0,002	(0,004)	0,028	(0,013) <sup>b</sup>	0,028	(0,022)
Observations	453		458	0,001	458	
R2	0,06		0,37	(0,001) <sup>b</sup>	0,41	

Note : Les écart-types robustes sont entre parenthèses.

a. significatif à 10 %.

b. significatif à 5 %.

c. significatif à 1 %.

Contrairement aux variables budgétaires, les coefficients ne sont pas très significatifs sauf lorsqu'on introduit une tendance linéaire; la régression à effets fixes annuels donne un coefficient d'interaction significatif seulement à 15 %. Il est préférable que la politique monétaire, représentée par M2/PIB, soit contra-cyclique, mais ceci est bien moins significatif que l'investissement public.

Finalement, que pouvons-nous dire de l'interaction entre les politiques budgétaires contra-cycliques et les réformes structurelles comme la libéralisation du marché du travail ou du marché des produits? Le tableau 5<sup>5</sup> montre que les deux sont complémentaires : plus le

5. Libéralisation du marché des produits par l'indice OCDE *pmin3*, ce qui correspond, pour chaque pays de l'OCDE, au niveau moyen de déréglementation à l'entrée pour tous les secteurs du pays en question. Cette variable est établie à partir des données recueillies par Giuseppe Nicoletti et Stefano Scarpetta. La variable dépendante *lnGDPcap* n'est que le taux de croissance du PIB par habitant, et la variable *igaa* est la valeur des investissements fixes du gouvernement, pour lesquels des données annuelles pour tous les pays de l'OCDE sont disponibles de 1960 à 2005. Les calculs à caractère cyclique pour *igaa* ont été faits, comme pour les tableaux précédents, au moyen d'une estimation des coefficients évoluant dans le temps dans les régressions de première étape des investissements gouvernementaux sur l'écart de production, pour chaque pays pris séparément. La première colonne n'introduit que des effets fixes par pays. La seconde colonne introduit des effets fixes par pays et des effets fixes annuels.

marché du travail ou des produits est libéralisé, plus l'effet positif d'une politique budgétaire contra-cyclique est positif. Une explication d'une telle complémentarité consiste à dire que la politique de soutien à l'activité aide les entreprises à préserver leurs investissements en innovation à long terme pour pénétrer sur un nouveau marché, développer une nouvelle activité ou améliorer les méthodes de gestion. Mais des coûts d'entrée sur des marchés ou des obstacles à la mobilité du travail réduisent la capacité des entreprises à entrer sur de nouveaux marchés ou à embaucher de nouveaux salariés, avec ou sans politique de soutien à l'activité. Ceci va à l'encontre du point de vue commun selon lequel les réformes structurelles réduisent la nécessité de politiques de régulation macroéconomiques.

#### 5. Libéralisation du marché des produits (croissance du PIB par habitant)

	Effets fixes annuels	Effets fixes annuels et par pays
— « Cyclicité » investissements publics	- 0,048 (0,025) <sup>a</sup>	- 0,033 (0,047)
— Libéralisation du marché des produits	- 0,011 (0,008)	0,002 (0,019)
— « Cyclicité » des investissements publics x libéralisation du marché des produits	0,126 (0,057) <sup>b</sup>	0,134 (0,077) <sup>a</sup>
Constante	0,024 (0,003) <sup>c</sup>	0,035 (0,008) <sup>c</sup>
Observations	352	352
R2	0,33	0,39

Note : Les écart-types robustes sont entre parenthèses.

a. significatif à 10 %.

b. significatif à 5 %.

c. significatif à 1 %.

### 4.3. Régimes de taux de change

La littérature théorique sur les taux de change et la macroéconomie ouverte ne traite pas de croissance à long terme. Partant de l'idée que la croissance dans les pays où le système financier est peu développé bénéficie plus de politiques de stabilisation macroéconomique et que les variations du taux de change constituent un élément majeur de la volatilité macroéconomique, Aghion *et al.* (2005b), ABRR dans ce qui suit, énoncent que dans les économies à faible niveau de développement financier, un régime de taux de change flexible entraîne une appréciation excessive de la monnaie qui rend les entreprises (y compris les plus performantes) plus vulnérables aux chocs, c'est-à-dire accroît le besoin de trésorerie pour les investissements de long terme (qui améliorent la productivité). Par conséquent, cela désincite à faire des investissements dans l'innovation.

Ainsi, plus le développement financier est faible, plus un pays gagnera à avoir un régime de taux de change fixe. D'un autre côté, dans des économies caractérisées par un système financier très développé, la flexibilité des taux de change peut améliorer la croissance à long terme en éliminant les entreprises les moins innovantes, tout en favorisant celles qui le sont le plus. Cette prédiction est vérifiée par les données. En particulier, avec l'utilisation d'un estimateur GMM sur données de panel pour 83 pays sur une séquence de cinq sous-périodes entre 1961 et 2000, ABRR régressent le taux de croissance de la production par travailleur sur le régime de change et son interaction avec le développement financier. Les résultats sont résumés dans le tableau 6. Les effets directs de la flexibilité du taux de change sur la croissance sont négatifs et significatifs, alors que le terme croisé de développement financier et du régime de change présente un coefficient positif et significatif.

Ainsi, comme annoncé par ABRR, plus le niveau de développement financier est élevé, moins la flexibilité du taux de change a un impact négatif sur la croissance.

Ce résultat a des implications politiques intéressantes. Par exemple, cela peut jeter des doutes sur la stratégie des pays qui souhaitent rejoindre la zone monétaire de l'euro. Compte tenu de leur niveau de développement financier, doivent-ils se lier les mains en adoptant l'euro au lieu de préserver la flexibilité de leur régime de taux de change? Ce résultat peut également appeler d'autres modifications organisationnelles au sein de la zone euro, pour que cette dernière ressemble davantage à un seul pays doté d'un taux de change flexible par rapport au reste du monde.

6. Effets sur la croissance de la flexibilité du régime de taux de change : le rôle du développement financier

	[2,1]	[2,2]
Degré de flexibilité du change (Classification de Reinhart et Rogoff)	- 0,1912 (0,3493)	- 1,1352 <sup>a</sup> (0,5794)
Développement financier (Crédit intérieur privé/PIB, en log)	0,6843 <sup>b</sup> (0,3471)	0,1845 (0,1597)
Production initiale par travailleur (log)	- 0,1498 (0,4181)	- 0,1170 (0,4473)
Flexibilité x développement financier		0,3029 <sup>b</sup> (0,1459)

Notes : La variable expliquée est le taux de croissance de la production par travailleur. Estimation GMM (Generalized Method of Moments) en 2 étapes, avec la correction robuste de Windmeijer pour les petits échantillons, et des effets temporels. Les écart-types sont entre parenthèses. Période : 1961–2000. Unité d'observation : moyennes sur cinq ans sans chevauchement.

a. significatif à 10 %.

b. significatif à 5 %.

## 5. De nouvelles voies de recherche

Dans cet article, nous avons montré que l'interaction entre le développement financier et les variables macroéconomiques comme la productivité ou la volatilité macroéconomique dans des régressions reliant croissance et finance était riche en conclusions empiriques, par exemple sur la convergence et la divergence ou sur les effets sur la croissance des politiques macroéconomiques contra-cycliques.

La prochaine étape, dans un travail avec Peter Howitt, consistera à explorer la relation entre finance et croissance en économie ouverte. Dans quelle mesure la relation entre épargne intérieure et croissance reste déterminante une fois que l'on accepte les mouvements de capitaux? L'importance de la corrélation entre épargne intérieure et croissance ne dépend-elle pas de la distance du pays par rapport à la frontière technologique et/ou son niveau de développement financier?

Une autre voie de recherche serait d'explorer à partir de micro-données les effets des contraintes de crédit sur l'entrée de nouvelles firmes, et leur croissance une fois qu'elles sont entrées. Aghion, Fally et Scarpetta (2006), AFS dans ce qui suit, travaillent sur cette approche. À partir de données de panel annuelles sur plusieurs secteurs couvrant quatorze pays de l'OCDE plus cinq pays d'Amérique latine et quatre économies de transition sur la période 1990-2009, AFS montrent : (i) que les contraintes de crédit réduisent le flux d'entrée d'entreprises et la croissance des entreprises entrantes; (ii) que les contraintes de crédit dominant la réglementation du marché du travail quand il s'agit d'expliquer les freins à l'entrée pour les petites entreprises, alors que la réglementation du marché du travail l'emporte pour les grandes entreprises; (iii) que les contraintes de crédit dominant la réglementation du marché du travail lorsqu'il s'agit d'expliquer la croissance des entreprises entrantes. Ceci, et d'autres développements, devraient stimuler de nouvelles études passionnantes sur la finance et la croissance.

### Références bibliographiques

- AGHION P. et A. BANERJEE, 2005 : *Volatility and Growth*, Clarendon Lectures, Oxford: Oxford University Press.
- AGHION P., A. BANERJEE et T. PIKETTY, 1999 : « Dualism and macroeconomic volatility », *Quarterly Journal of Economics*, 114, pp. 1359-97.
- AGHION P., T. FALLY et S. SCARPETTA, 2006 : « Credit constraints as a barrier to the entry and postentry growth of firms: lessons from firm-level cross country panel data », Harvard University, *mimeo*.

- AGHION P., P. HOWITT et D. MAYER-FOULKES, 2005 : « The effect of financial development on convergence », *Quarterly Journal of Economics*, 120, pp. 173-222.
- AGHION P. et I. MARINESCU, 2006 : « Cyclical budgetary policy and economic growth: what do we learn from OECD panel data? », Harvard University, *mimeo*.
- AGHION P., M. ANGELETOS, A. BANERJEE et K. MANOVA, 2005a : « Volatility and growth: the role of financial development », Harvard University, *mimeo*.
- AGHION P., P. BACCHETTA, R. RANCIERE et K. ROGOFF, 2005b : « Productivity growth and exchange rate regime », Harvard University, *mimeo*.
- BANERJEE A. et E. DUFLO, 2004 : « Do firms want to borrow more? Testing credit constraints using a directed lending program », *BREAD Working Paper 2003-5*.
- BANERJEE A. et E. DUFLO, 2005 : « Growth theory through the lens of development economics », in P. Aghion and S. Durlauf (eds.), *Handbook of Economic Growth*, vol. iA, Amsterdam: North-Holland, pp. 473-552.
- BECK T., A. DEMIRGÜÇ-KUNT, L. LAEVEN et R. LEVINE, 2004 : « Finance, firm size, and growth », World Bank, *mimeo*.
- BERNANKE B. et M. GERTLER, 1989 : « Agency costs, net worth and business fluctuations », *American Economic Review*, 79, pp. 14-31.
- BERNANKE B., M. GERTLER et S. GILCHRIST, 1999 : « The financial accelerator in a quantitative business cycle framework », in J. Taylor and M. Woodford (eds.), *Handbook of Macroeconomics*, Amsterdam: North-Holland, pp. 1341-93.
- DEMIRGÜÇ-KUNT A. et V. MAKSIMOVIC, 2001 : « Law, finance, and firm growth », *Journal of Finance*, 53: pp. 2107-37.
- EASTERLY W., 2005 : « National policy and economic growth: a reappraisal », in P. Aghion and S. Durlauf (eds.), *Handbook of Economic Growth*, vol. iA, Amsterdam: North-Holland, pp. 1015-59.
- GOLDSMITH R., 1969 : *Financial Structure and Development*, New Haven: Yale University Press.
- GUIO L., P. SAPIENZA et L. ZINGALES, 2002 : « Does local financial development matter », *NBER Working Paper n° 8922*.
- HOLMSTRÖM B. et J. TIROLE, 1998 : « Private and public supply of liquidity », *Journal of Political Economy*, 106, pp. 1-40.
- KING R. et R. LEVINE, 1993 : « Finance and growth: Schumpeter might be right », *Quarterly Journal of Economics*, 108, pp. 717-38.
- LA PORTA R., F. LÓPEZ-DE-SILANES, A. SHLEIFER et R. VISHNY, 1998 : « Law and finance », *Journal of Political Economy*, 106, pp. 1113-55.

- LEVINE R., 1998 : « The legal environment, banks, and long-run economic growth », *Journal of Money, Credit, and Banking*, 30, pp. 596-613.
- LEVINE R., 1999 : « Law, finance, and economic growth », *Journal of Financial Intermediation*, 8, pp. 36-67.
- LEVINE R., 2005 : « Finance and growth: theory and evidence », in P. Aghion and S. Durlauf (eds.), *Handbook of Economic Growth*, Amsterdam: North-Holland, pp. 866-934.
- LEVINE R., N. LOAYZA et T. BECK, 2000 : « Financial intermediation and growth: causality and causes », *Journal of Monetary Economics*, 46, pp. 31-77.
- LEVINE R et S. ZERVOS, 1998 : « Stock markets, banks, and economic growth », *American Economic Review*, 88, pp. 537-58.
- LUCAS R., 1990 : « Why doesn't capital flow from rich to poor countries? » *American Economic Review Papers and Proceedings*, 80, pp. 92-6.
- RAJAN R. et L. ZINGALES, 1998 : « Financial dependence and growth », *American Economic Review*, 88, pp. 559-86.
- RAMEY G. et V. RAMEY, 1995 : « Cross-country evidence on the link between volatility and growth », *American Economic Review*, 85, pp. 1138-51.
- TIROLE J., 2006 : *The Theory of Corporate Finance*, Princeton: Princeton University Press.