



Document de travail de la série
Etudes et Documents
E 2004.09

**EFFET DU DEVELOPPEMENT FINANCIER SUR LES INEGALITES DE REVENUS
AU TRAVERS DES INVESTISSEMENTS PRODUCTIFS ET EDUCATIFS**

Florent BRESSON*

Première version: Septembre 2003

Version présente: Janvier 2004

24 p.

* CERDI - Centre d'Etudes et de Recherches sur le Développement International. Université d'Auvergne - 65 bd F. Mitterrand, 63 000 Clermont-Ferrand
Mail : florent.bresson@u-clermont1.fr

Remerciements : Jean-Louis Arcand, Jean-Claude Berthélemy, Jean-Louis Combes, Christophe Cottet, Béatrice D'Hombres, Roland Kpodar, Lionel Page pour leur aide et leurs commentaires.

Résumé

Un certain nombre d'auteurs se sont attachés à démontrer que les imperfections des marchés de crédit conduisaient à la formation ou l'entretien de situations d'inégalités de revenus persistantes. Selon les auteurs, les canaux d'investissement générateurs de revenus diffèrent ; alors que certains optent pour des investissements en capital physique, d'autres préfèrent les investissements éducatifs. Notre objectif a été de saisir les effets du développement financier transitant par ces deux canaux. Nos résultats, obtenus sur la base de 130 pays pour la période 1960-1999, confirment leur significativité dans la détermination des inégalités de revenus avec un impact variant selon le niveau de revenus de chaque pays. De fait, si le développement financier contribue globalement à l'accroissement des inégalités de revenus, et ce d'autant plus que le niveau de vie s'accroît, il existe un effet réducteur via la diminution des inégalités en matière d'éducation.

Mots clefs : inégalités de revenus, développement financier, rationnement du crédit, inégalités d'éducation

Abstract

Many authors have demonstrated that credit market imperfections lead to situations of permanent income inequalities. Depending on the authors, the channels of investment which are at the source of the income formation, differ; whereas some have chosen physical capital investment, the others have preferred human capital investment through education. Our goal was to shed light on the different effects of financial development through these two channels. Our results, based on data from 130 countries from 1960 to 1999, confirm their importance in determining the level of income inequalities but with effects varying with the level of income per capita. We find that, even if financial development globally contributes to the widening of income inequalities (increasingly with the level of income per capita), there is a narrowing effect through the diminution of educational inequalities.

Key-words : income inequalities, financial development, educational inequalities

Introduction

Au cours des années 90, un certain nombre d'auteurs (Aghion et Bolton (1992), Galor et Zeira (1993), Banerjee et Newman (1993), Piketty (1997), Matsuyama (2000), Mookerjee et Ray (2003),...) ont proposé des modèles permettant d'expliquer comment les imperfections des marchés du crédit conduisaient à des situations d'inégalités stationnaires. Tous ces modèles se basent sur une situation initiale commune. A chaque fois, on fait face à une population dont les membres ne se différencient que par le niveau initial de richesse et qui cherchent un financement pour leurs projets d'investissement. Le marché du crédit étant miné par des asymétries d'information qui conduisent les institutions financières à rationner le crédit, on aboutit à des écarts de rémunération entre les individus et donc à un niveau global d'inégalités de revenus essentiellement déterminé par la distribution initiale des richesses. Outre la manière dont se réalise le rationnement du crédit, ces modèles se distinguent par la nature des investissements proposés aux individus. D'un côté, on retrouve des modèles optant pour des investissements éducatifs (Galor et Zeira (1993), Durlauf (1996) par ex.); de l'autre il s'agit d'investissement en capital physique (Aghion et Bolton (1992), Piketty (1997) entre autre). Si ce choix ne présente finalement aucun intérêt lorsqu'il s'agit de conclure à une persistance des inégalités, il peut se révéler primordial lorsque l'on souhaite se pencher sur le degré d'inégalités créé par les imperfections de marchés et les leviers dont disposent les décideurs publics pour les réduire. L'objet de cet article consiste donc à isoler les effets du développement financier sur les inégalités au travers des investissements directement productifs et de l'éducation.

Dans une première partie, nous ferons état des travaux économétriques déjà réalisés ainsi que d'un certain nombre d'éléments théoriques. La seconde partie nous permettra d'introduire notre base de données ainsi que notre modèle économétrique et la logique qui le sous-tend. Les troisième et quatrième parties seront consacrées respectivement à l'étude des effets du développement financier et de l'éducation sur les inégalités de revenus et à l'estimation du rôle du premier sur les inégalités d'éducation. Dans une cinquième partie, nous essaierons enfin de synthétiser l'ensemble de ces résultats et les conclusions que l'on peut en tirer.

1. Quelques éléments de littérature

Développement financier et distribution des revenus

Lorsque l'on se penche sur la littérature relative aux inégalités de revenus, on note qu'un nombre particulièrement élevé d'auteurs ont mis en évidence l'importance du niveau de développement financier dans la genèse ou la persistance d'écart de revenus entre les différents individus d'une même population. La plupart des modèles réalisés (Aghion et Bolton (1992), Aghion et Bolton (1997), Piketty (1997), Matsuyama (2000), Mookerjee et Ray (2003)) sont caractérisés par la présence d'imperfections des marchés de crédit qui bloquent le processus d'accumulation du capital de certains ménages en leur interdisant la réalisation de certains investissements en capital physique. Selon les auteurs, on aboutit à des situations d'inégalités stationnaires ou à sentiers d'évolution de la distribution des revenus à la Kuznets (1955). L'article de Greenwood et Jovanovic (1990) se démarque de cette série d'articles. Il est en effet le seul à faire explicitement le lien entre développement financier et inégalités, tandis que les précédents se limitent au lien entre imperfections des marchés de crédit et distribution des revenus.

Malgré l'importance de cette littérature, les études économétriques menées jusqu'à présent ont été relativement rares, semblent avoir sous-exploité les résultats obtenus par le biais de ces modélisations et aboutissent à des conclusions contrastées. Fréquemment cité, l'article de Li, Squire et Zou (1998) conclut à une influence positive du développement financier (capté au travers du ratio M2/PIB) mais est entaché d'un certain nombre de défaillances techniques qui rendent les conclusions de ces auteurs très fragiles¹. Buliř (1998) s'intéresse aux effets de l'inflation sur les inégalités de revenus, mais inclue parmi ses variables de contrôle un ratio d'approfondissement financier qui se révèle avoir un impact positif et significatif, mais de relativement faible amplitude. Plus récemment Lopez (2003) conclut à une influence négative du développement financier sur la distribution des revenus. Plus intéressante est sans doute l'étude de Clarke, Xu et Zou (2003). Selon ces derniers l'influence du développement financier sur les inégalités dépend en grande partie de la structure de l'économie considérée. En cela, ils établissent un pont entre effets du rationnement du crédit et relation de Kuznets (1955). Rappelons que du point de vue de ce dernier, le processus de développement économique induit le passage progressif d'une grande partie de la population d'un secteur traditionnel caractérisé par de faibles revenus à un secteur moderne aux rémunérations plus fortes mais distribuées de manière moins égale. Au cours de cette évolution, les inégalités de revenus se creusent dans un premier temps puis, lorsqu'une part substantielle de la population a rejoint le secteur moderne, tendent à se réduire. On obtient donc en principe une relation en U inversé entre inégalités et développement économique. Clarke, Xu et Zou exploitent l'idée selon laquelle le secteur moderne est inégalitaire car

¹ Les régressions effectuées par Li, Squire et Zhou (98) sont réalisées en pooling avec deux variables constantes dans le temps. Celles-ci captent alors en partie des effets fixes et sont sans doute corrélées avec le terme d'erreur de l'équation s'il existe des variables omises relevant de l'effet spécifique pays.

donnant lieu à des perspectives de revenus importantes. Si la réalisation de ces dernières est conditionnée par un accès des individus au crédit, les auteurs concluent que les inégalités seront plus fortes dans les pays présentant à la fois un secteur moderne important et un fort développement financier. On obtient donc une version “augmentée” de la relation de Kuznets, le point de retournement du niveau de revenu évoluant avec le niveau de développement financier. Pour valider leur hypothèse, ils incluent dans leur régression, en plus des variables correspondant à chacun de ces deux éléments, une variable d’interaction entre approfondissement financier et taille du secteur moderne. Du point de vue des résultats, la confirmation de leur théorie apparaît comme dépendante de la variable retenue pour traduire le niveau de développement financier ainsi que de l’estimateur utilisé. Malgré cette faiblesse, l’approche économétrique de ces auteurs est intéressante car elle permet de mieux faire face à la forte hétérogénéité des panels utilisés dans ce genre d’étude en rompant avec l’hypothèse forte d’un effet du développement financier identique dans chaque type de pays.

Education et distribution des revenus

Aussi bien au niveau micro- que macro-économique, l’étude de l’influence de l’éducation sur le niveau de revenu semble souvent faire figure d’exercice de style tant le sujet a fait couler d’encre depuis Schultz (1961), Becker (1964) ou encore Mincer (1974). Malgré l’importance de la littérature et la diversité des approches, il existe un très fort consensus au sujet des effets supposés bénéfiques de l’éducation sur les revenus. Et si la relation est supposée juste en niveau, on peut raisonnablement émettre l’hypothèse qu’elle se vérifie du point de vue des distributions, autrement dit que les inégalités en matière d’éducation sont un déterminant des inégalités de revenus ².

Cette relation a déjà été mise en équation par un certain nombre d’auteurs (Loury (1981), Banerjee et Newman ³ (1993), Galor et Zeira (1993), Durlauf (1996), Ghatak et Jiang ³ (2002)) avec des conclusions similaires à celles obtenues dans les modèles cités précédemment. Il existe de manière systématique des individus qui souhaiteraient s’engager dans des activités mieux rémunérées mais qui ne peuvent réaliser l’investissement minimum nécessaire du fait de l’insuffisance de leurs fonds propres. On aboutit donc à nouveau vers des situations de ralentissement de la convergence des revenus ou d’inégalités permanentes. En filigrane de cette sous-production de l’éducation, on retrouve un dysfonctionnement des marchés de crédit. Si l’éducation est un élément du capital humain, conformément à la vision de Schultz, ce capital ne peut s’accroître, expérience mise au part, qu’au prix d’investissements qu’il convient de financer. Lorsque les ressources des individus viennent à faire défaut, ces derniers doivent en théorie faire appel au marché pour leur apporter les fonds manquants.

² Peu importe pour notre analyse que la corrélation observée entre éducation et revenus soit le fait d’un véritable apport de connaissances lors de la scolarisation ou bien que le système éducatif ait pour effet le tri des individus selon leurs qualités intrinsèques (théorie dite du filtre), seul compte l’idée selon laquelle la distribution des revenus est affectée par la distribution des facteurs de production, notamment le capital humain.

En cas d'imperfection, voire d'absence, des marchés du crédit, les individus doivent limiter leurs ambitions, ce qui conduit à une population caractérisée par une certaine hétérogénéité des niveaux d'éducation atteints alors même que les préférences des individus sont en général supposées identiques.

Ces modèles n'ont jamais fait l'objet d'une véritable étude économétrique, alors même que le lien entre éducation et inégalités a été souvent exploré (Psacharopoulos (1977), Knight et Sabot (1983), Ram (1989), de Gregorio et Lee (1999), Barro (1999), Checchi (2000)) tout comme l'influence des facteurs financiers sur le niveau d'éducation. Cette dernière a fait aussi bien l'objet de recherches micro- que macro-économiques. Sur le plan micro-économique, on peut ainsi citer les travaux de Carneiro et Heckman (2002) sur la scolarisation au niveau de l'enseignement supérieur aux USA. Selon ces derniers, la contrainte de crédit exerce un effet significatif sur la scolarisation, mais ne concerne qu'un petit dixième de leur échantillon (les auteurs rappellent toutefois que le secteur de l'éducation bénéficie de subvention conséquentes en l'absence desquelles la contrainte de crédit se ferait sans doute beaucoup plus forte). L'étude de Flug, Spilimbergo et Wachtenheim (1998) se positionne sur le plan macro-économique. L'objectif de ces auteurs est de démontrer que l'instabilité économique et les rationnements du crédit affectent non seulement les investissements en capital physique, mais aussi ceux en capital humain. Ils introduisent ainsi dans leurs régressions des taux de scolarisation secondaire une variable d'approfondissement financier qui se révèle avoir un effet positif et significatif sur la production d'éducation. Pour illustrer l'importance de cet effet, ils démontrent sur la base de leurs régressions que la contrainte de crédit explique à elle seule un tiers de la différence de scolarisation moyenne entre l'Amérique latine et les pays industrialisés.

Pour ce qui est des travaux empiriques relatifs aux effets de l'éducation sur la distribution des revenus, il nous semble intéressant de nous attarder sur les études de De Gregorio et Lee (1999) et Checchi (2000). Ces deux articles ont pour intérêt la prise en compte explicite des inégalités en matière d'éducation dans leur analyse tout en recherchant les déterminants de celles-ci, approche que nous avons adopté pour le présent travail.

S'appuyant sur Knight et Sabot (1983), De Gregorio et Lee (1999) soutiennent que l'éducation influe sur les inégalités de revenus non seulement par le biais de sa distribution mais au travers de son niveau moyen. Au niveau de ce dernier élément, l'effet attendu doit être nettement plus ambiguë du fait de l'influence contraire des effets de composition et de compression définis par Knight et Sabot. Selon ces derniers, lorsque l'éducation se développe, la composition de la force de travail se modifie, créant une modification de la distribution des salaires, l'échelle de ces derniers étant laissée inchangée. Il s'agit de l'effet de composition de l'éducation. L'effet de compression consiste à prendre en compte l'effet de l'évolution de cette échelle du fait du changement des offres de travail pour les différents niveaux de qualification, la composition de la force de travail étant cette fois maintenue à son niveau. Ainsi, lorsqu'un employé non qualifié investit dans l'éducation et accède à un emploi plus qualifié,

³ Pour ces deux articles, il n'est pas fait de référence explicite à l'éducation, mais les choix d'occupation auxquels font face les individus sont facilement assimilables à des choix de métiers nécessitant pour certains un investissement éducatif.

son revenu augmente, ce qui affecte directement la distribution globale des revenus. Toutefois, en libérant un poste non qualifié, il accroît la rémunération de celui-ci tout en contribuant à la baisse du salaire du nouveau type d'emploi qu'il occupe. L'écart de rémunération entre ces deux postes s'en trouve alors réduite, ce qui réduit l'effet de composition de son investissement éducatif⁴. L'effet de composition étant en général indéterminé, les auteurs ne parviennent à conclure sur l'effet global attendu d'un développement de l'éducation sur les inégalités de revenu. Pour valider cette théorie, De Gregorio et Lee effectuent des régressions de coefficients d'inégalités sur des mesures du nombre moyen d'années d'études et d'écart type de scolarisation tirées de la base de donnée de Barro et Lee (1996). Pour les deux, ils obtiennent de manière significative un signe négatif de la première et positif de la seconde, ce qui traduit au final une influence globale de l'éducation favorable à la réduction des inégalités. Pour ce qui est de la détermination de chacune de leurs variables d'éducation, les auteurs se limitent à expliquer l'une par l'autre tout en leur adjoignant aussi le niveau de revenu par habitant, le ratio des dépenses sociales au PIB et des muettes continentales. L'étude de Checchi (2000) s'inscrit dans la continuité mais se démarque essentiellement par la substitution d'un coefficient de Gini d'éducation à l'écart type des taux de scolarisation employé par De Gregorio et Lee. De plus, Checchi suppose qu'il existe une relation en U inversé entre inégalités d'éducation et de revenus, relation qui dérive de Kuznets (1955) et de l'hypothèse d'une relation décroissante et convexe entre niveau moyen et inégalités d'éducation, hypothèse par la suite confirmée par ses données. Au niveau des résultats, les hypothèses de Checchi semblent vérifiées mais dépendent de la manière dont est introduit le niveau moyen d'éducation dans ses régressions. Pour ce qui est de la détermination des inégalités d'éducation, l'auteur se contente par contre du niveau moyen d'éducation comme unique déterminant.

2. Les données et le modèle

Hypothèses sur les relations entre les différentes variables

Avant d'entamer l'analyse économétrique, il convient de préciser nos attentes quant à la manière dont nos variables de développement financier et d'éducation affectent les inégalités de revenus.

Au niveau de l'influence directe du développement financier, nous nous inscrivons dans la lignée de Clarke, Xu, Zou (2003) en postulant que l'impact de cette variable dépend de la structure de l'économie. Toutefois, alors que ces auteurs employaient dans leur étude la part du secteur moderne dans le PIB, il nous semble plus pertinent de recourir directement au PIB par habitant. Cette spécification semble meilleure dans la mesure où la vision de ces auteurs s'inspire directement de la relation de Kuznets que l'on teste traditionnellement par l'emploi du PIB par habitant et de son carré. Si l'on souhaite rester dans cette logique, il semble donc cohérent d'ajouter une variable interactive

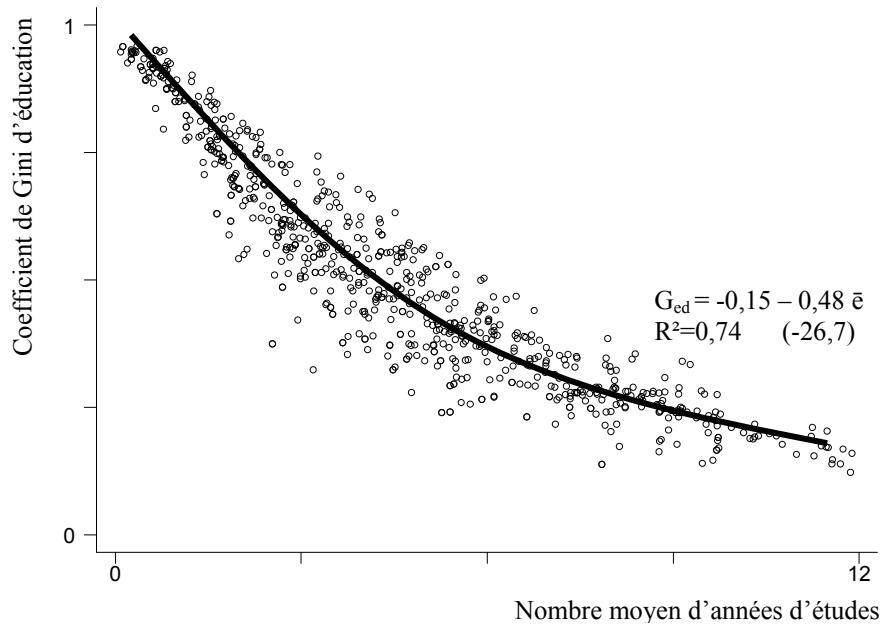
⁴ Dans cette analyse les demandes de travail sont considérées comme fixes. Leur théorie ne prend pas non plus en compte l'existence d'une certaine part de la population en situation de chômage.

entre le développement financier et le niveau de revenu pour capter cette sensibilité de la réduction de la contrainte de crédit à la structure de l'économie. En recourant à la part du secteur industriel dans l'économie pour leur variable multiplicative, Clarke, Xu et Zou sont contraints d'inclure dans leur régression cette part du secteur moderne en variable simple alors même qu'ils contrôlent déjà pour l'effet du niveau de développement. Autrement dit, on observe une certaine redondance dans les variables employées. Il existe néanmoins une seconde justification à l'emploi du revenu pour la construction de la variable multiplicative. En effet, les variables employées pour mesurer l'activité des institutions financières ne captent pas seulement le relâchement de la contrainte de crédit pour les individus et les entreprises. On peut penser en particulier qu'au fil du développement financier, les instruments d'épargne se multiplient et permettent aux individus d'améliorer la rentabilité de leur épargne. L'attractivité de l'épargne augmentant, une masse plus importante de monnaie circule donc au sein du système bancaire, ce qui lui permet d'accroître ses activités et doit donc se traduire par un niveau de développement financier plus important. Si l'on émet l'hypothèse que la capacité des individus à profiter de ces instruments d'épargne à meilleur rendement augmente avec le revenu (soit parce qu'ils disposent ou peuvent s'offrir une meilleure information, soit parce que ces instruments sont caractérisés par une épargne minimale relativement élevée), l'effet de la réduction de la contrainte de crédit sur la baisse des inégalités sera donc réduit de manière croissante par cet effet épargne au fur et à mesure de la progression du revenu. Autrement dit, on s'attend à ce que le signe de notre variable de développement financier soit négatif et celui de la multiplicative de cette même variable et du PIB par habitant positif⁵. Toutefois, il est possible que le signe de la première variable soit positif si le relâchement de la contrainte de crédit ne se fait pas au profit des plus démunis. Dans un univers où la technologie et l'imperfection du marché de crédit seraient telles que les individus soient systématiquement rationnés en crédit, il se peut que tout assouplissement de la contrainte bénéficie en priorité aux individus les plus aisés, contribuant ainsi à l'accroissement des inégalités de revenus.

Du point de vue de l'éducation, il nous semble inutile d'employer à la fois des mesures en moyenne et en distribution du fait de la très forte corrélation qui existe entre les deux types de variables ainsi que l'on peut l'observer sur le graphique 1. Cette corrélation s'explique d'autant plus facilement qu'elle est mathématique ainsi que le précise Berthélemy (03)⁶. Le risque de multicollinéarité est donc trop fort pour que l'on puisse recourir à la fois à des mesures du niveau moyen d'éducation et de sa distribution si l'on souhaite exploiter les coefficients obtenus.

⁵ En raisonnant à partir d'un coefficient de Gini comme variable expliquée

⁶ En effet, il faut avoir en tête que l'éducation, mesurée en nombre d'années d'étude, est une variable bornée. Dès lors qu'il existe des individus qui ont atteint, le niveau maximal d'éducation, toute augmentation du nombre d'années d'étude dans le reste de la population donne nécessairement lieu à une augmentation de l'éducation moyenne et à une réduction de la distribution de l'éducation puisque les individus les mieux éduqués ne peuvent progresser davantage.

Graphique 1: relation entre moyenne et distribution de l'éducation

Note: régression en MCO du coefficient de Gini sur le nombre moyen d'années d'études après passage des deux variables en logarithme népériens.

Les raisons de cette préférence ne sont pas seulement techniques. En effet dans le cadre de la théorie de Knight et Sabot, on s'aperçoit que les effets décrits par ces auteurs portent sur la distribution de l'éducation et non sur son niveau moyen. L'emploi d'une variable de nombre moyen d'années d'études paraît donc peu pertinent.

Au niveau de la spécification, il nous semble à nouveau important de prendre en compte l'hétérogénéité de notre panel en laissant le coefficient de notre variable évoluer selon le type de pays. Les écarts constatés fréquemment au niveau micro-économique quant au rendement de l'éducation entre les individus, nous permettent de penser que ce même phénomène puisse apparaître au niveau macro-économique pour les variations des inégalités d'éducation. En particulier, on peut penser qu'au niveau des pays développés, de plus grandes possibilités de valorisation de l'éducation sont offertes aux individus. De fait, l'impact des inégalités d'éducation dans la formation des inégalités de revenus serait d'autant plus important que le niveau de développement est élevé. Pour tester cette hypothèse, nous serons de nouveau amené à utiliser une variable multiplicative de la distribution de l'éducation et du niveau de revenu.

Le modèle testé dans la première partie du présent article est donc de la forme :

$$G_{r,i,t} = \alpha + \beta_1.y_{i,t} + \beta_2.y_{i,t}^2 + \beta_3.cred_{i,t} + \beta_4.cred_{i,t}.y_{i,t} + \beta_5.G_{ed,i,t} + \beta_6.G_{ed,i,t}.y_{i,t} + \delta.X_{i,t} + u_i + \varepsilon_{i,t}$$

où G_r désigne la variable de distribution des revenus, y le niveau de revenu par habitant, $cred$ la variable de développement financier, G_{ed} la variable de distribution de l'éducation⁷, X un ensemble de variables de contrôle et ε le terme d'erreur. Enfin i et t se rapportent au pays et à la période considérés. Parmi les variables de contrôle employées, on retrouvera un ensemble de variables muettes permettant de cerner les différences observées dans notre variable expliquée et que l'on peut attribuer aux différentes méthodes employées pour mesurer les inégalités de revenus⁸.

Pour distinguer l'influence directe du développement financier de celle transitant par les inégalités éducatives, il suffirait de procéder à une première estimation de notre modèle avec les variables d'éducation, puis une seconde sans ces dernières. La différence observée au niveau des coefficients relatifs au développement financier constituerait l'effet de celui-ci passant par l'éducation. Cette solution n'est toutefois possible que si nos variables de développement financier ne sont pas déterminées par nos variables d'éducation, autrement dit, s'il n'existe pas de problème de double causalité entre ces variables. Or, il semble raisonnable de penser que la rentabilité des projets d'investissement des individus dépend fortement de leur niveau de capital humain. De fait, lorsque des individus ne disposent pas d'un niveau d'éducation suffisant, il est fort probable que les banques refusent de financer leur projet, non parce que les individus ne disposent pas de garanties suffisantes, mais simplement parce que la rentabilité du projet n'est pas assez élevée par rapport aux conditions du marché. Il n'y a pas alors de rationnement du crédit pour cette partie de la population, mais le niveau global de crédit accordé sera sans doute plus faible que si le capital humain était plus largement distribué. Ceci nous contraint donc de changer d'approche au profit d'une méthode en trois étapes. Dans un premier temps, nous procéderons à une estimation de notre modèle complet et, dans un second, nous étudierons l'influence du développement financier sur les inégalités éducatives. Enfin, à partir des estimations réalisées, nous pourrions établir la l'influence respective des différents effets du développement financier dans un troisième temps.

Les données

La base de données utilisée pour les régressions présentées dans les paragraphes suivants est composée de 130 pays dont 109 pays en développement. Chaque série est établie en moyennes quinquennales sur la période 1960-1999, soit huit observations par pays lorsque la série est complète. Du point de vue des inégalités de revenu, nous avons travaillé à partir des observations collectées au

⁷ Pour le reste de l'article, nous nous sommes permis de parler directement de Gini d'éducation afin de simplifier la lecture.

⁸ L'emploi de ces coefficients de Gini tirés de la base WIDER ou bien de Deininger et Squire (1996) et qui se caractérisent par le recours à des unités de référence (ménages ou individus) et des concepts économiques différents (revenus ou consommation), ne soulève pas de problème lorsque l'on émet l'hypothèse que la variance de chacun de ces types d'instrument de mesure est identique. Sans cette hypothèse, les coefficients de chacune de nos variables sont sensibles au type de coefficient de Gini employé, ce qui tend à accroître leurs écarts types et donc à réduire leur significativité lorsque plusieurs types sont utilisés simultanément. Les corrections

sein de la base WIDER (seules les données labellisées OKIN⁹ ont été retenues). Pour le niveau de développement financier, nous avons retenu la variable de crédit privé rapporté au PIB de Beck, Levine et Demirgüç-Kunt (1999). Celle-ci recense dans chaque pays le niveau de crédit accordé aux acteurs privés par le système bancaire. Cette mesure nous a paru meilleure que les ratios d'agrégats monétaires (M2 ou M3 rapportés au PIB) utilisés régulièrement comme indicateurs de développement financiers dans la mesure où il ne prend pas en compte le crédit accordé au secteur public, la dépense publique pouvant avoir un effet propre sur la distribution des revenus. L'utilisation de ce type de variables repose sur l'hypothèse que le degré de développement financier est négativement corrélé au degré d'imperfection du marché de crédit. Autrement dit, une augmentation du crédit distribué dans l'économie doit impliquer une diminution du rationnement du celui-ci. Les coefficients de Gini d'éducation ont été établis à partir des données de Barro et Lee (2000) (voir annexe A pour plus de détails). Enfin, les autres variables ont été tirées des WDI 2002 et des IFS 2001.

3. Influence directe du développement financier et des inégalités d'éducation

Les résultats de notre modèle, estimé en effets fixes, sont présentés dans le tableau 1. Nos variables de développement financier et d'éducation¹⁰ font apparaître des effets significatifs au seuil de 5% et en majeure partie conformes à ceux attendus lorsque le modèle est correctement spécifié (régression 4). Seule la variable d'interaction entre le revenu par habitant et le Gini d'éducation présente un signe négatif alors même que l'on pensait observer un effet positif. Ceci signifie que les inégalités éducatives deviennent au fur et à mesure de la progression du niveau de revenu un déterminant de plus en plus faible des inégalités de revenus.

Conformément aux résultats obtenus traditionnellement, le niveau de PIB par habitant et son carré apparaissent de manière significative et valident la relation en U inversé de Kuznets. On est toutefois dans une version plus élaborée de cette relation puisque le seuil de retournement dépend pour chaque pays de ses niveaux de développement financier et d'inégalités d'éducation. D'après nos résultats, il semble que le développement financier d'une économie contribue à élever ce seuil de retournement, tout comme une réduction des inégalités d'éducation.

Enfin, le modèle se révèle relativement stable à l'ajout de variables de contrôle (régressions 5 à 8) telles que les dépenses publiques, l'inflation, l'ouverture commerciale ou encore la part de la

préconisées alors par un certain nombre d'auteurs pour corriger ex ante les différences liées au mode de calcul ne sont alors plus pertinentes.

⁹ Il s'agit de données essentiellement tirées de l'échantillon "high quality" de la base de données de Deininger et Squire (1996) et qui respectent un certain nombre de critères comme la bonne représentation de la population et qui peuvent de fait être considérées comme fiables

¹⁰ On pourra nous reprocher le fait que notre Gini d'éducation des plus de 15 ans comporte un nombre d'individus en proportion variable qui n'ont pas terminé leur scolarité, ce qui tend à surestimer les inégalités éducatives. Il nous a toutefois semblé plus pertinent d'utiliser cette variable à celle correspondant aux seuls individus de plus de 25 ans dans la mesure où dans de nombreux pays la plupart des individus concernés par ces dix années d'écart sont entrés dans la vie active et perçoivent de ce fait des revenus. Des estimations ont toutefois été réalisées avec

population de moins quinze ans. Parmi celles-ci, seule cette dernière, utilisée pour obtenir l'effet de la structure par âge de la population, donne lieu à un effet significatif sur notre échantillon.

Tableau 1: Déterminants du niveau d'inégalités de revenus (1960-1999)

Régression	1	2	3	4	5	6	7	8
Variables								
PIB/h.	0,242 (1,38)	0,598 (2,89)	0,606 (2,59)	0,903 (3,55)	1,038 (3,61)	0,922 (3,43)	0,966 (3,72)	0,803 (3,05)
(PIB/h.) ²	-0,022 (-2,19)	-0,055 (-3,74)	-0,050 (-3,31)	-0,079 (-4,24)	-0,090 (-4,14)	-0,079 (-4,15)	-0,081 (-4,36)	-0,069 (-3,48)
Crédit privé	0,078 (4,06)	-0,301 (-2,82)	0,082 (4,42)	-0,274 (-2,58)	-0,388 (-2,57)	-0,263 (-2,39)	-0,279 (2,65)	-0,199 (1,68)
Crédit privé*PIB/h.		0,048 (3,59)		0,045 (3,37)	0,058 (3,16)	0,043 (3,08)	0,046 (3,44)	0,035 (-1,58)
Inégalité d'éducation	-0,053 (-1,06)	-0,073 (-1,51)	1,00 (-1,51)	0,876 (3,06)	0,974 (3,31)	0,888 (3,02)	0,570 (1,95)	0,790 (2,71)
Inégalité d'éducation*PIB/h.			-0,118 (-3,35)	-0,106 (-3,32)	-0,117 (3,53)	-0,107 (-3,26)	(-0,076) (-2,39)	-0,096 (-2,93)
Inflation					-0,002 (-0,59)			
Ouverture commerciale						0,006 (0,21)		
Part de la population de moins de 15 ans							-0,102 (-2,04)	
Dépense publique (% du PIB)								-0,062 (-1,55)
Constante	2,79 (3,88)	2,07 (2,90)	1,77 (2,05)	1,19 (1,42)	0,87 (0,97)	1,07 (1,20)	2,41 (2,71)	1,53 (1,78)
R ²	0,31	0,36	0,34	0,39	0,4	0,39	0,4	0,39
nb observations	252	252	252	252	247	246	252	248

Note: t de Student entre parenthèse. Les coefficients relatifs au mode de calcul des coefficients de Gini ne sont pas reportés. Toutes les régressions ont été effectuées après passage des variables en logarithmes et avec une correction de White. Le R² ne tient pas compte du pouvoir explicatif des effets fixes.

Pour faire face à un éventuel problème d'endogénéité, nous avons par la suite procédé à une instrumentation des variables de notre modèle. Une instrumentation simple des variables de développement financier par les valeurs retardées n'ayant pas été possible (celles-ci semblaient être corrélées avec le terme d'erreur de notre modèle), nous avons opté pour la méthode des indicateurs multiples¹¹ (plus de précisions sur cette technique rarement employée en annexe B). En plus du niveau de crédit accordé au secteur privé rapporté au PIB, nous avons retenus comme autres indicateurs fréquemment utilisés les ratios M2 et M3 sur PIB ainsi que la part des actifs liquides du secteur bancaire dans le revenu. Pour le niveau de revenu comme pour le Gini d'éducation et la variable

le Gini d'éducation des plus de 25 ans et ont donné des résultats en tous points similaires à ceux présentés dans cet article.

multiplicative qui lui est associée, nous avons procédé à une instrumentation classique par leurs valeurs retardées. Dans le tableau 2, on retrouve notre modèle avec une instrumentation du niveau de développement financier par la méthode des instruments multiples, chacun étant tour à tour instrumenté par les autres afin d'évaluer la stabilité des coefficients. De ce point de vue, les résultats sont très satisfaisants puisque les différences entre chaque coefficient ne sont pas significatives. Les tests de suridentification réalisés nous permettent de croire en la fiabilité de notre instrumentation.

Tableau 2: instrumentation des variables endogènes du modèle

Variables	Méthode	EF	EF-IM	EF-IM	EF-IM	EF-IM
PIB/h. *		0,903 (3,55)	1,112 (3,85)	1,536 (4,24)	1,083 (3,82)	1,156 (4,06)
(PIB/h.) ² *		-0,079 (-4,24)	-0,095 (-4,36)	-0,107 (-4,53)	-0,100 (-4,72)	-0,103 (-4,67)
Crédit privé (1)		-0,274 (-2,58)	-0,352 (-2,38)			
Crédit privé*PIB/h. (5)		0,045 (3,37)	0,053 (2,70)			
Actifs liquides (2)				-0,628 (-2,17)		
Actifs liquides*PIB/h. (6)				0,095 (2,50)		
M2 (3)					-0,489 (-2,76)	
M2*PIB/h. (7)					0,076 (3,36)	
M3 (4)						-0,434 (-2,37)
M3*PIB/h. (8)						0,066 (2,89)
Inégalité d'éducation *		0,876 (3,06)	1,070 (1,73)	1,281 (1,83)	1,443 (2,16)	1,526 (2,27)
Inégalité d'éducation*PIB/h. *		-0,106 (-3,32)	-0,137 (-2,08)	-0,167 (-2,30)	-0,179 (-2,53)	-0,187 (-2,64)
Constante		1,19 (1,42)	0,59 (0,63)	-1,64 (-1,15)	0,98 (1,04)	0,67 (0,73)
Instruments du développement financière			2,3,4	1,3,4	1,2,4	1,2,3
Instruments de la multiplicative financière			6,7,8	5,7,8	5,6,8	5,6,7
Test de Sargan (p-value)			0,33	0,44	0,47	0,25
R ²		0,39	0,22	0,16	0,2	0,21
nb observations		252	206	206	206	206

* instrumentation par les valeurs retardées

Note: t de Student entre parenthèse. EF: effets fixes; IM: indicateurs multiples. Les coefficients relatifs au mode de calcul des coefficients de Gini ne sont pas reportés. Toutes les régressions ont été effectuées après passage des variables en logarithmes naturels et avec une correction de White. Le R² ne tient pas compte du pouvoir explicatif des effets fixes.

¹¹ La méthodes des indicateurs multiples n'est utilisée que de façon marginale. On retrouve tout de même son emploi dans Pritschett (2001)

4. Le développement financier au travers de l'éducation

Afin de mieux saisir les effets du développement financier sur la distribution des revenus, il nous reste à cerner son influence sur les inégalités d'éducation. Si le développement financier traduit un accès plus large de la population au marché du crédit, on peut penser qu'il aura pour effet l'accroissement de la scolarisation des individus défavorisés et donc la contraction de la distribution de l'éducation. Néanmoins nous avons à nouveau émis l'hypothèse que l'influence de cette variable n'était pas fixe, mais dépendait du niveau de développement de chaque pays. Cette hypothèse semble réaliste dans la mesure où, au fur et à mesure de la progression du revenu, le niveau moyen d'éducation s'élève. Ceci signifie, que l'enseignement supérieur prend une importance croissante par rapport aux autres dans la réduction des inégalités éducatives (lorsque la scolarisation primaire est proche de 100%, elle ne peut plus servir de levier à la réduction de ces inégalités). Or, l'enseignement supérieur est souvent plus coûteux que les autres et moins bien subventionné par l'Etat. Il nécessite donc de la part des individus des investissements plus importants. Ceci nous amène à penser que le développement de la sphère financière exerce un effet réducteur de moins en moins important sur les inégalités d'éducation lorsque le niveau de revenu s'accroît. On obtient donc le modèle suivant:

$$G_{ed\ i,t} = \theta + \lambda_1.y_{i,t} + \lambda_2.cred_{i,t} + \lambda_3.cred_{i,t}.y_{i,t} + \lambda_4.Z_{i,t} + e_i + \mu_{i,t}$$

Z désignant un ensemble de variables complémentaires et μ le terme d'erreur.

L'estimation de cette équation a été effectuée en effets fixes sur la base des 1278 observations de notre base de données de Gini d'éducation pour la période 1960-2000. Les pays utilisés sont identiques à ceux retenus pour les régressions précédentes. Enfin, le niveau de revenu et de développement financier comme les autres variables de contrôle sont évaluées à partir des mêmes données.

Les résultats de ces estimations sont dévoilés dans le tableau 3. Dans un premier temps (régression 1) il apparaît qu'en l'absence de variable d'interaction avec le PIB/h., le développement financier n'exerce aucun effet sur le Gini d'éducation. Une fois cette variable introduite (régression 2), on retrouve l'effet escompté avec un coefficient négatif pour le développement financier et positif pour la multiplicative, toutes deux étant significatives au seuil de 5%. Pour s'assurer de la robustesse de ces résultats, nous avons inclus dans notre modèle un certain nombre de variables complémentaires. A ainsi été ajoutée la part de la population de moins de quinze ans qui permet de cerner l'influence des facteurs démographiques sur les inégalités éducatives et se révèle significatif. On peut s'étonner par contre que la distribution des revenus comme les dépenses publiques ne soient pas de bons déterminants des inégalités de revenus. Sans doute des efforts de spécification sont à réaliser en la matière. Nous avons aussi inclus dans la régression le nombre moyen d'années d'études afin de vérifier que l'intégralité des effets du développement financier sur les inégalités éducatives transite

bien par le niveau moyen d'éducation et non par un effet distributif pur¹². De fait, l'inclusion de cette variable rend non significative les autres variables du modèle. Ce résultat est logique dans la mesure où il semble très difficile d'agir sur la distribution de l'éducation autrement qu'au travers d'une variation du niveau moyen. Seuls des facteurs démographiques peuvent y contribuer (décès ou migration simultanée de personnes situées de telle manière dans la distribution que la moyenne reste inchangée) dans la mesure où, pour une population donnée, il n'est pas possible d'opérer une redistribution de l'éducation entre les individus. En effet, on ne peut prélever de l'éducation à un individu qualifié pour la distribuer à un autre qui l'est moins car l'éducation acquise n'est pas un élément cessible. L'accès des individus au crédit, qui doit permettre une production supplémentaire de capital humain, ne peut donc avoir d'effet sur les inégalités éducatives qu'au travers de l'accroissement du niveau moyen d'éducation.

Tableau 3: Déterminants des inégalités d'éducation

Régression Méthode	1 EF	2 EF	3 EF	4 EF	5 EF
Variables					
PIB/h.	-0,191 (-7,08)	-0,281 (-6,12)	-0,218 (-4,78)	-0,290 (-3,69)	-0,048 (-1,22)
Crédit privé	-0,002 (-0,15)	-0,155 (-2,50)	-0,231 (-3,50)	-0,264 (-2,52)	-0,013 (-0,24)
Crédit privé*PIB/h.		0,021 (2,37)	0,031 (3,35)	0,034 (2,35)	0,003 (0,44)
Dépenses publiques	0,002 (0,10)	0,006 (0,21)	0,015 (0,52)	0,014 (0,29)	0,025 (1,00)
Part de la population de moins de 15 ans			0,338 (3,70)	0,203 (1,36)	0,058 (0,85)
Inégalités de revenus				-0,069 (-0,75)	
Niveau moyen d'éducation					-0,308 (-13,96)
Constante	0,64 (3,42)	1,28 (4,34)	-0,46 (-0,90)	0,84 (0,84)	-0,32 (-0,79)
Test de Hausman (p-value)					
R ²	0,16	0,17	0,20	0,22	0,45
nb observations	526	526	526	284	526

Note: t de Student entre parenthèse. EF: effets fixes. Toutes les régressions ont été effectuées après passage des variables en logarithmes et avec une correction de White. Le R² ne tient pas compte du pouvoir explicatif des effets fixes.

A nouveau, on peut soupçonner une endogénéité de certaines de nos variables, en particulier pour le développement financier. En effet, il n'y a rationnement du crédit que lorsque les individus ne

¹² A partir de la décomposition mathématique d'un coefficient de Gini d'éducation, Berthélemy (2003) affirme que les variations de celui-ci sont essentiellement dues à celles du nombre moyen d'années d'études. Une fois tenu compte de cette influence, il reste un effet purement distributif lié au rapport des taux de scolarisation de chaque cycle.

se voient pas accorder de financement alors même que leurs projets sont financièrement rentables aux conditions du marché. Si l'on émet l'hypothèse que la qualité d'un projet est fonction croissante de l'éducation de l'individu qui souhaite le réaliser, on peut penser que l'offre de crédit peut être quelques-fois limitée par le nombre de projets rentables. De fait, les inégalités d'éducation peuvent ralentir le développement financier d'un pays lorsque celles-ci traduisent le fait qu'une part importante de la population ne dispose pas d'une éducation suffisante pour rendre financièrement attractifs ses projets d'investissement. Dans la régression 6 du tableau 3, on retrouve donc une estimation de notre modèle en doubles moindres carrés ordinaires, en recourant à nouveau à la méthode des instruments multiples. Les résultats présentés ne diffèrent pas de ceux obtenus précédemment. Les tests de suridentification réalisés laissent supposer que nos instruments sont de nouveaux fiables

Tableau 4: Instrumentation des déterminants endogènes des inégalités d'éducation

Variables	Méthode	EF	EF-IM	EF-IM	EF-IM	EF-IM
PIB/h. *		-0,218 (-4,78)	-0,230 (-3,29)	-0,099 (-2,22)	-0,275 (-3,24)	-0,255 (-3,23)
Crédit privé (1)		-0,231 (-3,50)	-0,216 (-1,99)			
Crédit privé*PIB/h. (5)		0,031 (3,35)	0,030 (1,97)			
Actifs liquides (2)				-0,430 (-2,44)		
Actifs liquides*PIB/h. (6)				0,058 (2,26)		
M2 (3)					-0,316 (-2,25)	
M2*PIB/h. (7)					0,042 (2,02)	
M3 (4)						-0,280 (-2,25)
M3*PIB/h. (8)						0,034 (1,94)
Dépense publique *		0,015 (0,52)	-0,123 (-2,06)	-0,084 (-1,37)	-0,086 (-1,42)	-0,087 (-1,41)
Ratio de dépendance		0,338 (3,70)	0,411 (4,35)	0,381 (4,15)	0,396 (4,07)	0,361 (3,84)
Constante		-0,46 (-0,90)	-0,27 (-0,44)	-1,21 (-1,89)	0,055 (0,08)	0,113 (0,17)
Instruments du développement financière			2,3,4	1,3,4	1,2,4	1,2,3
Instruments de la multiplicative financière			6,7,8	5,7,8	5,6,8	5,6,7
Test de Sargan (p-value)			0,38	0,65	0,62	0,51
R ²		0,20	0,22	0,24	0,24	0,25
nb observations		526	427	427	427	427

* instrumentation par les valeurs retardées

Note: t de Student entre parenthèse. EF: effets fixes; IM: instruments multiples. Toutes les régressions ont été effectuées après passage des variables en logarithmes et avec une correction de White. Le R² ne tient pas compte du pouvoir explicatif des effets fixes. Les coefficients relatifs au mode de calcul des coefficients de Gini ne sont pas reportés.

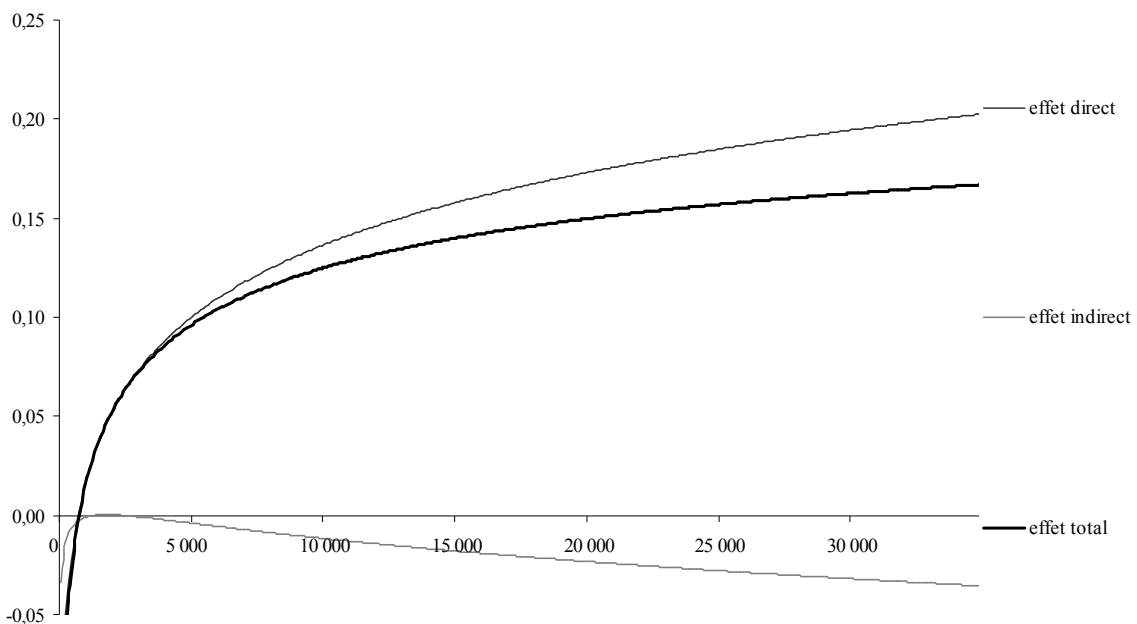
5. Effets directs et indirects du développement financier¹³

A partir de ces résultats, il devient possible de distinguer correctement les effets du développement financier transitant par l'accumulation de capital physique ou de capital humain. Si l'on substitue les inégalités d'éducation par ses déterminants, on retrouve alors l'effet global du développement financier. D'après nos formulations précédentes, on obtient:

$$E(G_r) = (\alpha + \beta_5 \cdot \theta) + y \cdot (\beta_1 + \beta_5 \cdot \lambda_1 + \beta_6 \cdot \theta) + y^2 \cdot (\beta_2 + \beta_6 \cdot \lambda_1) + \text{cred.} \cdot (\beta_3 + \beta_5 \cdot \lambda_2) + \text{cred.} \cdot y \cdot (\beta_4 + \beta_5 \cdot \lambda_3 + \beta_6 \cdot \lambda_2) + \text{cred.} \cdot y^2 \cdot (\beta_6 \cdot \lambda_3) + Z \cdot (\beta_5 \cdot \lambda_4) + Z \cdot y \cdot (\beta_6 \cdot \lambda_4) + \delta \cdot X$$

L'effet total du développement financier s'exprime donc comme une fonction du PIB/h. et de son carré soit: $\beta_3 + \beta_5 \cdot \lambda_2 + y \cdot (\beta_4 + \beta_5 \cdot \lambda_3 + \beta_6 \cdot \lambda_2) + y^2 \cdot (\beta_6 \cdot \lambda_3)$. Celui-ci se décompose en un effet direct équivalent à $\beta_3 + y \cdot \beta_4$ et un effet indirect via la réduction des inégalités d'éducation de $\beta_5 \cdot \lambda_2 + y \cdot (\beta_5 \cdot \lambda_3 + \beta_6 \cdot \lambda_2) + y^2 \cdot (\beta_6 \cdot \lambda_3)$. On remarquera que la décomposition présentée permet de visualiser le lien qui peut exister entre développement financier et la théorie de Kuznets. Sur le graphique 2 sont représentés l'évolution des différents effets en fonction du niveau de revenu.

Graphique 2: évolution du coefficient du développement financier en fonction du PIB/h.



Note: les courbes présentées sont obtenues à partir des régressions 2 des tableaux 2 et 4.

En premier lieu¹⁴, il convient de noter que l'effet global du développement financier devient rapidement positif (selon nos calculs, au delà d'un seuil de 800 \$), autrement dit qu'il contribue à

¹³ Les résultats de cette partie diffèrent de ceux présentés dans la première version de cet article et qui étaient entachés d'une erreur de calcul nuisant à la bonne interprétation des coefficients obtenus.

l'aggravation des inégalités de revenus pour une grande partie des observations de notre échantillon (163 sur les 206 utilisées pour les régressions du tableau 2), et ce d'autant plus que le niveau de revenu augmente. Ceci s'explique par un effet direct positif au delà de ce même seuil de revenu, résultat qui semble corroborer l'idée d'un effet épargne sur la distribution des revenus et/ou l'accapuration par les plus aisés des nouveaux crédits issus du système bancaire. D'après nos estimations, il existe toutefois un effet réducteur des inégalités au travers de l'influence du développement financier sur la distribution de l'éducation. Le second résultat important concerne l'importance relative de ces deux effets. Il apparaît en effet que les effets indirects du développement financier aient, en valeur absolue, un effet nettement plus faible sur la distribution des revenus, même si leur importance semble croître avec l'augmentation de la richesse nationale (Au seuil de 5 000 \$, le rapport est de 10 alors qu'il n'est plus que de 6 vers 30 000 \$). Le relâchement de la contrainte de crédit pour le financement de l'éducation a donc un impact relativement plus élevé dans les pays industrialisés que dans les pays en développement. Ce résultat semble confirmer l'hypothèse émise précédemment selon laquelle la probabilité de valoriser l'éducation serait plus forte dans les pays développés que dans les PVD. Toutefois, cette part relativement marginale de l'effet indirect peut sans doute s'expliquer par le fait que les individus ne supportent en général pas l'intégralité des coûts liés à l'éducation du fait des subventions accordées au secteur de l'enseignement, ce qui est nettement moins rare lors d'investissements en capital physique. Il est donc probable que l'effet de réduction des inégalités éducatives du développement financier soit sous-estimé par rapport à ce qu'il serait en l'absence de subventions de l'Etat.

Conclusion

Par le biais de cet article, nous avons tenté d'enrichir une littérature empirique encore trop restreinte sur le lien entre finance et inégalités de revenus. L'essentiel de notre contribution a consisté à effectuer une décomposition des effets du développement financier entre les différents canaux identifiés au sein de la littérature théorique qui lui est consacrée. De ce point de vue, nos résultats ne confortent pas les principaux résultats théoriques puisque, de manière générale, l'accroissement du volume de crédit au sein d'une économie contribue, au delà d'un seuil de revenu relativement faible, à l'accroissement des inégalités de revenus et non à leur réduction. Du fait de la grande hétérogénéité de notre panel, nous avons dû recourir un certain nombre de fois à l'utilisation de variables multiplicatives du développement qui ont démontré l'influence du niveau de développement économique d'un pays sur l'impact de ce développement financier sur les inégalités de revenus. Il reste toutefois que notre variable de développement financier n'est sans doute pas une bonne mesure du degré de rationnement du marché du crédit et porte donc d'autres effets comme la diversité des instruments d'épargne. Il serait donc utile de chercher de nouveaux indicateurs afin d'affiner cette

¹⁴ Rappelons que les coefficients calculés correspondent à une variable d'approfondissement financier exprimée en logarithme.

décomposition des effets du développement financier. Au niveau de la modélisation, il semble aussi nécessaire d'ouvrir le corpus théorique à des situations où l'accroissement du niveau de crédit distribué par les intermédiaires financiers donne lieu à un renforcement des inégalités de revenus.

Annexes

A. Le Gini d'éducation

Les coefficients de Gini sur la distribution de l'éducation au sein de chaque pays ont été élaborés à partir de la version réactualisée de la base de donnée de Barro et Lee (2000). Contrairement aux indices de Gini calculés habituellement pour apprécier la distribution des revenus, un indice pour l'éducation présente un certain nombre de particularités qu'il convient de préciser (on trouvera une revue plus détaillée de ces particularités dans Thomas, Wang et Fan (2000)). Premièrement, l'éducation des individus est appréciée à partir du nombre d'années d'études de chacun. Nous sommes donc amené à raisonner sur une variable discrète. Deuxièmement, il existe dans la plupart des pays où la scolarisation obligatoire est relativement récente, une part non négligeable d'individus dont la dotation éducative est nulle, ce qui se traduit graphiquement par des courbes de Lorenz non reliées à l'origine. Enfin, les données individuelles en matière d'éducation sont insuffisantes et ne permettent donc pas la constitution d'un indice pour un grand nombre de pays et de périodes. Pour résoudre ce dernier problème, nous avons, à l'instar de Thomas, Wang et Fan (2000), Checchi (2000) et Castelló, Doménech (2002)¹⁵ recouru aux données de Barro et Lee indiquant la part la population de plus d'un certain âge ayant atteint ou complété chaque cycle d'études. On dispose alors d'une décomposition de la population en sept catégories: sans éducation, primaire partiel, primaire complet, secondaire partiel, secondaire complet, supérieur partiel et supérieur complet. En associant ces données aux durées des cycles d'études, on peut générer une courbe de Lorenz de forme polygonale qui approche avec une marge d'erreur relativement faible la distribution réelle des années d'études dans la mesure où seuls les données sur les cycles partiellement réalisés doivent faire l'objet d'ajustement (pour plus de détails sur les constructions de coefficients de Gini à partir de quelques points, se référer à Cowell (1977)). De fait, à la formule traditionnelle des coefficients de Gini, on substitue la formule suivante :

$$G_{ED} = \frac{1}{2\bar{y}} \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n p_i \cdot p_j \cdot |y_i - y_j|$$

où G_{ED} désigne le Gini d'éducation, \bar{y} le nombre moyen d'années d'études de la population, y_i le nombre d'années d'études du groupe i , p_i la part de la population qu'il représente et n le nombre de groupes. Thomas, Wang et Fan (2000) conseillent de multiplier cette formule par un facteur $N/(N-1)$, N représentant la taille de la population lorsque l'on fait face à des populations de faible taille. Dans la mesure où nous travaillons sur des pays dans le cadre de cet article, cette correction n'a pas été adoptée.

Le principal problème rencontré réside dans les données relatives à la durée des cycles d'études. Dans Thomas, Wang et Fan (2000), les auteurs ont considéré celles-ci comme invariantes

dans le temps. Or celles-ci ont dans bien des cas variées considérablement ce qui conduit certaines fois à des variations purement factices de leurs estimations. De plus, les différentes bases de données auxquelles il est possible d'accéder (*Annuaire Statistique de l'UNESCO*, *Edstats de la Banque Mondiale*) ne s'accordent pas toujours sur les durées de ces cycles. La démarche la plus pertinente semble sans doute celle préconisée par Checchi qui utilise en plus des données précédentes de Barro et Lee le nombre moyen d'année d'études de chaque cycle afin de retrouver la durée de chacun. Cette approche est d'autant plus cohérente qu'elle permet de retrouver les durées de cycles utilisées par Barro et Lee dans le calcul de leurs variables et que la dernière mouture de leur base de donnée contient des données corrigées des variations des durées de cycle ainsi qu'un décalage temporel destiné à adapter les données à la population étudiée (les plus de 15 ou de 25 ans en l'occurrence; pour plus de détail voir Barro et Lee (2000)). Pour la durée du cycle supérieur, nous avons opté pour la même valeur arbitraire de quatre années retenue par Barro et Lee. Enfin pour les groupes d'individus n'ayant pas terminé leur cycle, nous avons émis l'hypothèse qu'ils ont mis fin à leurs études en milieu de cycle.

Il en résulte une base de données de 1278 observations pour 142 pays entre 1960 et 2000 par périodes quinquennales pour la population de plus de 15 ans. Pour les plus de 25 ans, on obtient 1269 observations pour 141 pays. Les données obtenus se distinguent de celles des auteurs précédemment cités par un plus grand nombre d'observation, une meilleure prise en compte des problèmes posés par la variation des cycles d'études et un nombre de catégories d'individus plus élevés (par rapport à Checchi (2000) et Castelló et Doménech (2002)). Si les formules employées par Castelló et Doménech diffèrent légèrement de celles employées pour le calcul de nos indices, les résultats ne doivent guère différer.

B. Instrumentation par la méthode des indicateurs multiples

Cette partie s'inspire largement du chapitre 5 de Wooldridge (2002) qui préconise cette solution lorsque l'endogénéité d'une variable est liée à des erreurs de mesures ou à l'omission de certaines variables. L'idée, en apparence hérétique, consiste à instrumenter une variable par un ou plusieurs autres indicateur de cette même variable, les termes d'erreurs de chacun étant supposés non corrélés.

Pour préciser la logique de cette méthode, partons d'un problème classique de variable omise. Le modèle à estimer est le suivant:

$$y = \beta_0 + \beta_1.x_1 + \dots + \beta_k.x_k + \delta.q + \varepsilon$$

où q représente notre variable omise. En sa présence, aucune des variables x n'est corrélée avec le résidu ε . On suppose par contre que certaines variables x sont corrélées avec q . En l'absence de q , les coefficients des variables x seront donc biaisés.

¹⁵ A cette liste, il nous faut aussi ajouter Li et Zhang (02) qui utilisent aussi des coefficients de Gini d'éducation de leur cru mais ne précisent malheureusement ni les données sources ni les méthodes de calcul utilisées.

Supposons maintenant que l'on dispose de deux indicateurs q_1 et q_2 permettant d'apprécier cette variable omise q (le cas classique consiste à utiliser le résultat de tests pour apprécier les capacités intellectuelles des individus lorsque l'on souhaite tester l'influence de l'éducation sur le niveau de salaire des individus). On aura :

$$q_1 = \rho_0 + \rho_1 \cdot q + u_1$$

$$q_2 = \pi_0 + \pi_1 \cdot q + u_2$$

On suppose à chaque fois que les termes d'erreur u ne sont corrélés ni avec q , ni avec les variables x , ni même entre eux. En substituant q_1 à q dans notre modèle, on obtient:

$$y = \beta_0' + \beta_1 \cdot x_1 + \dots + \beta_k \cdot x_k + (\delta/\rho_1) \cdot q_1 + \varepsilon'$$

où $\varepsilon' = \varepsilon + u_1 \cdot (\delta/\rho_1)$. Ainsi spécifiée, le modèle peut être estimé en utilisant q_2 comme instrument de q_1 . On profite alors du fait que q_2 ne soit corrélé avec aucun élément du terme d'erreur. En effet, ε n'est, par hypothèse, pas corrélé à q (absence de problème d'endogénéité lorsque toutes les variables sont incluses dans le modèle); ce sera donc aussi le cas de q_1 comme de q_2 . De plus, q_2 n'est pas corrélé avec u_1 puisque ce dernier ne l'est ni avec q , ni avec u_2 . Il apparaît ainsi que q_2 peut être utilisé comme instrument de q_1 . L'avantage de la méthode est qu'elle n'oblige pas à rechercher quelles variables x sont à l'origine de ce problème d'endogénéité et à trouver des instruments valides pour le résoudre. Lorsque l'on recourt aux instruments multiples, les variables x sont leurs propres instruments (à moins que ne se posent des problèmes d'endogénéité supplémentaires). L'inconvénient majeur de la méthode est l'hypothèse faite, qu'une fois pris en compte les effets de la variable omise, le résidu de l'équation n'est plus corrélé avec aucune variable.

Références

P. Aghion, P. Bolton (1992): "Distribution and growth in models with imperfect capital markets", *European Economic Review* n° 36, p.603-611

P. Aghion, P. Bolton (1997): "A theory of trickle-down growth and development", *Review of Economic Studies* vol. 64, n° 2, p. 151-172

R. J. Barro (2000): "Inequality and growth in a panel of countries", *Journal of Economic Growth* vol. 5, p.5-32

A. Banerjee, A. Newman (1993): "Occupational choice and the process of development" *Journal of Political Economy* vol. 101, n° 2, p.274-298

T. Beck, A. Demigüç-Kunt, R. Levine (1999): "A new database on financial development and structure", *World Bank working paper* n° 2123, 22 p.

G. Becker (1964): "Human capital: a theoretical and empirical analysis with special reference to education" *University of Chicago Press*, 412 p.

R. Benabou (1996): "Inequality and growth" *NBER* n° 5658, 54 p.

J. C. Berthélemy (2003): "To what extent are African education policies pro-poor ?" *working paper*

- A. Buliř (1998): "Income inequality: does inflation matter ?", IMF working paper, wp/98/7, 34 p.
- A. Castelló, R. Doménech (2002): "Human capital inequality and economic growth: some new evidence" *Economic Journal* vol. 112, n° 478, p. 187-200
- P. Carneiro, J. J. Heckman (2002): "The evidence on credit constraints in post-secondary schooling", *Economic Journal* vol. 112, n° 482, p. 705-734
- D. Checchi (2000): "Does educational achievement help to explain income inequality ?" UNU World Institute for Development Economics Research Working Paper n° 208
- G. Clarke, L. C. Xu, H. Zou (2003): "Finance and income inequality: test of alternative theories" World Bank Policy Research Working Paper n° 2984, 24 p.
- F. A. Cowell (1977): "Measuring inequality" Philip Allan Publishers, 193 p.
- J. De Gregorio, J. W. Lee (1999): "Education and income distribution: new evidence from cross country data" Harvard Institute for International Development Discussion Paper n° 714, 27 p.
- K. Deininger, L. Squire (1996): "Measuring income inequality: a new data base", *World Bank Economic Review* vol 10, p.565-91
- S. Durlauf (1996) : "A theory of persistent income inequality", *Journal of Economic Growth* vol.1, n° 1, p.75-93
- K. Flug, A. Spilimbergo, E. Wachtenheim (1998): "Investment in education: do economic volatility and credit constraints matter ?" *Journal of Development Economics* vol. 55, n° 2, p. 465-481
- J. K. Galbraith, H. Kum (2002): "Inequality and economic growth: data comparison and econometric tests", University of Texas Inequality Project working paper n° 21, 19 p.
- O. Galor, J. Zeira (1993): "Income distribution and macroeconomics", *Review of Economic Studies* n° 60, p.35-52
- M. Ghatak, N. N.-H. Jiang (2002): "A simple model of inequality, occupational choice and development" *Journal of Development Economics* vol. 69, n° 1, p. 205-226
- G. Glomm, B. Ravikumar (1992): "Public versus private investment in human capital: endogenous growth and income inequality" *Journal of Political Economy* vol. 100, n° 4, p. 818-834
- J. Greenwood, B. Jovanovic (1990): "Financial development, growth and the distribution of income", *Journal of Political Economy* vol. 98, n° 5, p.1076-1107
- M. Higgins, J. Williamson (1999): "Explaining inequality the world round: cohort size, Kuznets curves and openness"
- J. Knight, R. Sabot (1983): "Educational expansion and the Kuznets effect", *American Economic Review* vol. 73, n° 5, p. 1132-1136
- S. Kuznets (1955): "Economic growth and income inequality", *American Economic Review* n° 43, p.1-28
- H. Li, L. Squire, H. Zou (1998): "Explaining international and intertemporal variations in income inequality", *The Economic Journal* n° 108, p.26-43
- T. Li, J. Zhang (02): "International Inequality and convergence in Educational Attainment, 1960-1990", *Review of Development Economics* n° 6, vol. 3, p.383-392

- J. A. Litchfield (1999): "Inequality: methods and tools" World Bank's web site on inequality, poverty and socio-economic performance" www.worldbank.org/poverty/inequal/index.htm
- H. Lopez (2003): "Macroeconomics and inequality", Macroeconomic Challenges in Low Income Countries Workshop, 28 p., www.imf.org
- G. Loury (1981): "Intergenerational transfers and the distribution of earnings", *Econometrica* vol. 49, n° 4, p. 843-867
- C. H. Ma, B. D. Smith (1996): "Credit market imperfections and economic development: theory and evidence", *Journal of Development Economics* vol. 48, p.351-387
- K. Matsuyama (2000): "Endogenous inequality", *Review of Economic Studies* vol. 67, n° 4, p.743-759
- B. Milanovic (1994): "Determinants of cross-country income inequality: an 'augmented' Kuznets hypothesis", World Bank policy research working paper n° 1246
- J. Mincer (1974): "Schooling, experience and earnings" NBER n° w0053, 26 p.
- D. Mookerjee, D. Ray (2003): "Persistent inequality", *Review of Economic Studies* vol. 70, n° 2, p.369-394
- T. Piketty (1997): "The dynamics of the wealth distribution and the interest rate with credit rationing", *Review of Economic Studies* n° 64, p.173-189
- L. Pritchett (2001): "Where has all the education gone ?", *World Bank Economic Review* vol. 15, n° 3, p. 367-391
- M. Sarel (1997): "How macroeconomic factors affect income distribution: the cross country evidence", IMF working paper, wp/97/152, 24 p.
- A. Savvides, T. Stengos (2000): "Income inequality and economic development: evidence from the threshold regression model", *Economic Letters* n° 69, p.207-212
- T. Schultz (1961): "Investment in human capital", *American Economic Review* n°51, p.1-17
- R. Solow (1956): "A contribution to the theory of economic growth", *Quarterly Journal of Economics* n° 70, p. 65-94
- J. Stiglitz, A. Weiss (1981): "Credit rationing in markets with imperfect information", *American Economic Review*, vol. 71, i. 3, p. 393-410
- L. Tianyou, J. Zhang (2002): "International inequality and convergence in educational attainment, 1960-1990", *Review of Development Economics* n° 6, vol. 3, p.383-392
- P. Vanhoudt (2000): "An assessment of the macroeconomic determinants of inequality", *Applied Economics* n° 32, p.877-883
- WIDER (2000): "World income inequality database: user guide and data sources", 51 p. disponible sur www.wider.org
- J. Wooldridge (2002): "Econometric analysis of cross-section and panel data" MIT Press, 752 p.
- World Bank (2001): "Finance for growth: policy choices in a volatile world", World Bank policy research report, Oxford Press, 212 p.