

IMPACT DES INÉGALITÉS SUR LA CROISSANCE : LE RÔLE DES RATIONNEMENTS FINANCIERS

Karim AZIZI*

***Résumé** - De nombreux travaux traitent des canaux de transmission par lesquels l'inégalité est susceptible d'affecter le taux de croissance de long terme. Parmi les explications avancées figurent la thèse de l'instabilité socio-politique et celle des choix d'éducation et de fécondité. Notre travail fait appel à un autre type de mécanisme : celui des rationnements financiers. Deux types d'estimations sont proposés : (i) un modèle en forme réduite qui révèle une relation négative entre inégalités et croissance, (ii) un modèle structurel à équations simultanées. Au moyen de ce dernier, nous montrons que l'approche par les rationnements financiers est une explication pertinente de la forme réduite.*

***Mots-clés** - INÉGALITÉS, CROISSANCE, RATIONNEMENTS FINANCIERS, INVESTISSEMENT EN CAPITAL HUMAIN.*

***Classification JEL** : C31, D31, O16, O40.*

L'auteur tient à remercier Jacques Mazier, Francisco Serrano et Arsène Rieber pour leurs commentaires et suggestions. Je reste néanmoins seul responsable des éventuelles erreurs ou insuffisances de cet article.

* CEPN - UMR 7115 CNRS, Université Paris XIII.

1. INTRODUCTION

La question des déterminants de la croissance occupe aujourd'hui une place centrale dans le débat économique. Rétrospectivement, on peut penser que les modèles de croissance endogène ont assez largement contribué à impulser le phénomène. Les travaux, tant théoriques qu'empiriques, se sont ainsi multipliés, occasionnant dans le même temps, une expansion sans précédent des variables mises en relation avec le taux de croissance de long terme. Capital humain, dépenses gouvernementales, recherche et développement comptent parmi les explications les plus fréquemment rencontrées. Plus récemment, une attention particulière a été portée à la distribution des revenus et richesses. Or, les premières conclusions de ces travaux sont venues mettre un terme à l'idée, jadis conventionnelle, suivant laquelle les inégalités étaient favorables à la croissance. Néanmoins, ces résultats ont rapidement fait place à la controverse. Certains auteurs concluent ainsi à l'existence d'une relation causale en forme réduite de signe positif (Forbes, 2000 ; Barro, 2000), alors que de nombreux "surveys" militent plutôt en faveur d'une relation négative (Bénabou, 1996 ; Saint-Paul et Verdier, 1996 ; Bourguignon, 1998 ; Aghion et alii, 1999 ; Verdier, 1999), se faisant ainsi l'écho de travaux plus anciens (Persson et Tabellini, 1994 ; Alesina et Rodrik, 1994 ; Clarke, 1995).

Ces contradictions montrent à quel point il importe d'attacher le plus grand soin à la modélisation de la forme réduite. A ce propos, nous verrons que les travaux où cette relation revêt un signe positif doivent leur résultat soit au choix, par ailleurs très controversé, des estimateurs soit à la qualité des données utilisées. Néanmoins, cela ne suffit pas à qualifier les résultats concurrents. Aussi, nous a-t-il paru nécessaire de tester cette relation et cela pour plusieurs raisons. En premier lieu, les données d'inégalité utilisées dans les travaux pionniers¹ ne sont pas homogènes. En effet, les critères qui président à leurs définitions recouvrent des notions fort différentes. Par exemple, l'unité d'observation peut alternativement se rapporter au ménage, à l'individu ou à la famille. Or, il se peut que le signe négatif de la relation en forme réduite soit imputable à ce phénomène. Par conséquent, il importe de s'en tenir à des données comparables. L'une des particularités de notre travail est justement de proposer une harmonisation des données d'inégalité². A cet effet, nous nous inspirons de la méthode de conversion des données de distribution proposée par Perotti (1994a). Fort de ces données, nous estimerons la forme réduite afin de conclure avec plus de rigueur quant à la question du signe de cette relation.

¹ Ces travaux concluent tous à une relation de signe négatif (Persson et Tabellini, 1994 ; Alesina et Rodrik, 1994 ; Clarke, 1995).

² Dans l'absolu, il serait souhaitable de s'en tenir aux seules données homogènes, mais ceci a pour conséquence de réduire drastiquement la taille de nos échantillons qui n'est alors plus pertinente.

Bien qu'une telle harmonisation paraisse nécessaire, elle s'avère insuffisante. En effet, les travaux précurseurs se fondent également sur des données de distribution dont la qualité est aujourd'hui contestée. Or, on ne saurait écarter le fait que les résultats obtenus peuvent être sensibles à cet aspect. Cette suspicion a d'ailleurs été le point de départ de nouveaux travaux, à commencer par la base de données mise au point dans Deininger et Squire (1996). L'une des innovations de ce travail réside dans la ventilation des données de distribution, qui se fonde sur une distinction des observations suivant leur qualité. Ce travail a toutefois suscité de vives réactions (Atkinson et Brandolini, 1999). Pour illustration, les données de la "Luxembourg Income Study", considérées de loin comme les plus fiables³, y sont référencées dans la catégorie des observations "non acceptées" ou peu fiables. Or, la plupart des travaux empiriques récents se fondent exclusivement sur la partie "fiable" de cette base de données, et recourent, par défaut, à des observations douteuses. Ce qui peut avoir d'importantes répercussions sur les résultats. Afin de nous affranchir de ce type de difficultés, nous utilisons, dans ce travail, une base de données plus récente qui présente, en outre, de nombreux avantages. Les observations disponibles y sont plus nombreuses et les données de la "Luxembourg Income Study" y figurent dans la partie dite "fiable". Par conséquent, dans le présent travail nous nous en tiendrons sur l'essentiel aux seules données fiables et, dans le cas particulier des pays de l'OCDE, aux données de la "Luxembourg Income Study" chaque fois que cela sera possible. Nous serons alors en mesure de qualifier avec plus d'objectivité et le signe et l'ordre de grandeur de la forme réduite.

Les précédents travaux traitent également des canaux de transmission par lesquels l'inégalité est susceptible d'affecter le taux de croissance. Parmi les explications avancées figurent la thèse de l'instabilité socio-politique, ainsi que l'approche par les choix d'éducation et de fécondité. Dans ce travail, nous faisons délibérément appel à un autre type d'explication, où l'accent est mis sur la présence de rationnements financiers. Notre propos ne vise pas, pour autant, à opposer ces différentes approches. Nous verrons d'ailleurs qu'il est actuellement impossible de dire si ces explications sont substituables ou complémentaires. De même, l'extrême rareté des données d'inégalités exclut toute possibilité de conclure quant à la plus ou moins grande pertinence d'une approche relativement aux autres. Aussi, nous a-t-il paru légitime d'invoquer la thèse des rationnements financiers. En effet, d'un point de vue empirique, cette thèse reste à confirmer. La non-disponibilité des données en matière de rationnements du crédit n'y est d'ailleurs pas étrangère. Fort d'une nouvelle base de données (Levine et alii, 1999), nous nous emploierons à vérifier cette approche.

Suivant cette thèse, les agents les plus pauvres sont financièrement rationnés et ne peuvent réaliser tous leurs projets d'investissement rentable ce

³ Tout au moins pour les pays de l'OCDE. Dans le cas des pays en développement un grand crédit est accordé à la méthodologie LSM.

qui, en retour, freine la croissance. L'une des particularités de notre travail est de nous intéresser à l'effet des rationnements financiers sur l'investissement en capital humain des individus et de délaissier les effets sur l'investissement en capital physique.

L'articulation de notre travail est la suivante. Dans la section deux qui suit, nous dressons l'inventaire des contributions théoriques et empiriques présentes dans la littérature. La section trois discute les données d'inégalités et présente la méthode de conversion qui permet l'harmonisation de ces dernières. La quatrième section se consacre à l'évaluation de la forme réduite. Les estimations y sont réalisées pour des échantillons mixtes (composés de pays développés et en développement), ainsi que pour des échantillons exclusivement composés d'économies en développement. Dans une cinquième section, nous estimons un modèle structurel à équations simultanées afin de tester la pertinence de l'approche par les rationnements financiers. Enfin, dans une sixième section, nous concluons.

2. UNE REVUE DE LA LITTÉRATURE

Nous l'avons vu plus haut, un vif regain d'intérêt s'est fait jour pour la question des interactions entre inégalités et développement économique. La multiplication récente des thèses explicatives en fournit une fidèle illustration : modèles d'économie politique, thèse des rationnements financiers, arbitrage éducation/fécondité... En pratique, chacune de ces thèses contribue au rejet de l'idée, hier encore consensuelle, selon laquelle les inégalités seraient favorables à la croissance (Kaldor, 1956 ; Mirlees, 1971 ; Okun, 1975). Certaines exceptions notables doivent cependant être mentionnées. Ainsi, les estimations en données de panel avec effets fixes réalisées par Forbes (2000) font état d'une relation positive entre inégalités et croissance. Dans le même ordre d'idées, Barro (2000) trouve, sur données de panel, une relation positive lorsque l'on s'en tient exclusivement aux pays développés. Nous verrons plus loin que ces résultats doivent être nettement relativisés. Les modèles théoriques récents concluent largement à l'existence d'une relation causale négative entre le niveau initial des inégalités et le taux de croissance de long terme. Une exception est Saint-Paul et Verdier (1993) ; voir également Bertola (1993). Il importe donc de confronter enseignements théoriques et observation empirique. A cet effet, nous présentons différentes thèses explicatives⁴ et les confrontons aux résultats des estimations.

Quatre grandes approches sont ainsi distinguées, mais il ne s'agit en aucun cas de les opposer. En effet, parmi les explications qui sont corroborées par les estimations, il est impossible de dire si l'une d'elle est plus pertinente que les

⁴ Nous ne prétendons pas ici à une parfaite exhaustivité. Deux mécanismes non considérés ici sont ainsi invoqués dans la littérature : l'un repose sur des externalités de demande (Murphy, Shleifer et Vishny, 1989), l'autre sur l'idée que les inégalités occasionnent une forte instabilité macroéconomique néfaste pour la croissance (Breen et Garcia-Penãlosa, 1999).

autres. Il faudrait pour cela estimer un modèle à équations simultanées dans lequel interviendraient, en plus de l'équation de croissance, autant de relations qu'il y a d'approches dans la littérature. Un tel système comporterait de nombreuses variables explicatives. Or, compte tenu de la rareté des données d'inégalités, nous ne disposerions que d'un nombre extrêmement limité d'observations. Il serait alors illusoire de vouloir estimer un tel système. Il nous est, pour les mêmes raisons, impossible de dire si ces approches sont substituables ou complémentaires. De fait, la stratégie adoptée dans ce travail vise plutôt à présenter l'ensemble de ces approches, et à juger de leur pertinence en les confrontant aux résultats des estimations.

2.1. Les modèles d'économie politique

La particularité des modèles "d'économie politique" (Alesina et Rodrik, 1994 ; Bertola, 1993 ; Persson et Tabellini, 1994 ; Saint-Paul et Verdier, 1993) tient au fait qu'ils endogénéisent les politiques redistributives. Pour apprécier le signe de la forme réduite, il reste alors à préciser la nature des relations inégalités-redistribution et taxation⁵-croissance. Deux types de mécanismes sont donc à l'œuvre dans ces modèles ; le premier stipulant que les montants redistribués sont déterminés par le niveau initial des inégalités ; le second, que la redistribution se répercute alors sur le taux de croissance.

Afin de rendre compte du premier mécanisme, la littérature invoque une règle de décision majoritaire, plus communément appelée "théorème de l'électeur médian" (Meltzer et Richard, 1981 ; Romer, 1975), dont le fonctionnement est le suivant. Dans un contexte où les pouvoirs publics prélèvent un impôt proportionnel au revenu et où ils redistribuent leurs ressources de manière forfaitaire, l'électeur médian – qui est aussi l'électeur politiquement décisif – optera pour un taux de prélèvement d'autant plus élevé que son niveau de pauvreté relatif⁶ est important. Puisque ce niveau de pauvreté constitue une approximation du niveau des inégalités, on obtient mécaniquement une relation positive entre inégalités et redistribution. Le second mécanisme, quant à lui, relie négativement les montants redistribués au taux de croissance en raison, cette fois, des phénomènes désincitatifs occasionnés par la taxation. De fait, la relation entre le niveau initial des inégalités et le taux de croissance de long terme ne peut manquer d'être négative ; de même, les estimations structurelles doivent-elles faire état de signes respectivement positifs et négatifs pour les relations inégalités-redistribution et taxation-croissance. Enfin, le signe négatif de la forme réduite doit être essentiellement observé dans les démocraties, là où s'applique le théorème de l'électeur médian.

⁵ Dans un contexte où le budget de l'État est équilibré, la taxation et les montants redistribués coïncident nécessairement.

⁶ Celui-ci désigne l'écart entre les niveaux de revenu des électeurs médian et moyen.

Les résultats des travaux empiriques viennent infirmer l'ensemble des précédentes conclusions. Ainsi, le signe de la relation taxation-croissance apparaît significativement positif, y compris lorsque l'on envisage différents outils de taxation. Les taux de prélèvement moyens et marginaux sont ainsi positivement reliés au taux de croissance (Perotti, 1996). Ce résultat, précédemment reporté dans la littérature par Easterly et Rebelo (1993), n'est d'ailleurs pas imputable à une relation causale inversée, qui traduirait une forme de loi de Wagner selon laquelle la redistribution serait un bien de luxe. Afin d'en rendre compte, Perotti (1996) évalue un modèle à équations simultanées, où le taux de croissance et le taux de prélèvement sont les deux variables expliquées. Puisque le taux de croissance et le produit intérieur brut par tête font également partie des variables explicatives du taux de prélèvement, l'hypothèse d'une relation causale inversée doit être écartée.

D'autre part, la relation inégalités-redistribution n'est pas significative. En outre, son signe varie d'une étude à l'autre, en raison non seulement des nombreuses spécifications retenues dans la littérature, mais également parce que les auteurs utilisent différentes mesures de la redistribution (Bénabou, 1996).

Enfin, le signe négatif de la forme réduite doit exclusivement être observé dans les démocraties. Sur ce point, les conclusions des travaux empiriques contrastent vivement. Par exemple, Alesina et Rodrik (1994) ou Clarke (1995) montrent que la relation négative entre inégalités et croissance vaut également pour les économies non démocratiques. La spécification retenue dans ces travaux ajoute à la liste des régresseurs traditionnels une variable croisée, calculée comme le produit des termes inégalités et démocratie. La non-significativité de cette variable illustre alors le fait que la relation inégalités-croissance s'applique indépendamment de la nature du régime politique. Au contraire, chez Perotti (1996), cette relation s'observe exclusivement dans les démocraties. Dans ce cas, la méthodologie consiste à estimer la forme réduite traditionnelle pour deux échantillons distincts : l'un composé exclusivement d'économies démocratiques, l'autre de pays qui ne le sont pas. En l'état, cela signifie que cette question est non résolue. Quoiqu'il en soit, les estimations des relations inégalités-redistribution et taxation-croissance viennent infirmer les modèles d'économie politique. Il nous faut donc expliquer l'origine du signe négatif de la forme réduite.

2.2. La thèse de l'instabilité socio-politique

La non-concordance des faits avec la prédiction des modèles d'économie politique a rapidement conduit les observateurs à proposer de nouveaux mécanismes de transmission. Parmi les explications avancées figure la thèse dite de "l'instabilité socio-politique". Suivant cette approche, dans un contexte de fortes inégalités, donc de vif mécontentement social, les agents les plus défavorisés tendent à multiplier leurs revendications, dont les manifestations,

assassinats politiques et autres actions violentes sont une forme d'expression (Benhabib et Rustichini, 1996 ; Perotti, 1996 ; Alesina et Perotti, 1996 ; Acemoglu, 1995 ; Grossman et Kim, 1996 ; Tornell et Velasco, 1992). Leur sentiment de non-appartenance au "système" les conduit également à poursuivre leur intérêt sur des marchés parallèles, en recourant à des transactions illégales. L'instabilité socio-politique ainsi occasionnée, non seulement parce qu'elle désorganise les activités de marché, mais aussi, en raison des incertitudes concernant l'environnement socio-politique, réduit donc l'incitation à investir. Les conclusions qui peuvent être faites concernant le taux de croissance sont alors évidentes.

Ainsi, s'attend-on à ce que la relation en forme réduite soit de signe négatif. Les estimations structurelles doivent, pour leur part, faire état de signes respectivement positif et négatif pour les relations inégalités-instabilité et instabilité-croissance. Le résultat des estimations proposées par Alesina et Perotti (1996) vient corroborer l'ensemble des précédentes conclusions. Ainsi, les coefficients estimés sont tous significatifs ; en outre, leur signe concorde avec la prédiction des précédents modèles théoriques. La méthodologie employée consiste à estimer un modèle à équations simultanées où les variables expliquées sont le taux de croissance et un indicateur d'instabilité socio-politique. En effet, suivant cette approche, un accroissement des inégalités doit engendrer une augmentation de l'instabilité socio-politique impliquant, en retour, un plus faible taux de croissance. Afin de construire leur indicateur d'instabilité socio-politique, Alesina et Perotti (1996) recourent à une analyse en composante principale, dans laquelle sont utilisés différents indices relatifs au mécontentement social, ainsi que la variable démocratie. Le résultat de leurs estimations révèle une relation négative et significative entre instabilité et croissance. Enfin, la relation inégalités-instabilité est significative et de signe positif. La thèse de l'instabilité socio-politique est donc corroborée. D'autres explications pertinentes peuvent néanmoins être invoquées, afin d'expliquer le signe négatif de la forme réduite.

2.3. L'arbitrage éducation-fécondité⁷

Certains arguments⁸ théoriques laissent à penser que les inégalités ont un effet important sur les choix d'éducation et de fécondité. Les modèles de croissance endogène où ces choix sont déterminés de manière simultanée (Becker et Barro, 1988) ; Becker, Murphy et Tamura (1990) fondent l'essentiel de la démonstration proposée par Perotti (1996). A cet effet, il convient de postuler que les dotations en capital humain des différentes dynasties sont inégalement réparties. Dans ce cas, un accroissement du stock de capital humain

⁷ La présentation des arguments ci-après s'inspire de Perotti (1996).

⁸ On notera qu'il n'existe pas de modèle théorique reliant les inégalités à la croissance par les choix d'éducation et de fécondité. Une exception est Galor et Zang (1993) mais, dans ce modèle, les choix de fécondité ne sont pas endogènes ; en outre, on invoque l'existence de rationnements financiers qui relèvent d'une autre approche.

des parents présente deux effets : un effet revenu, qui implique une plus forte volonté de procréer, parce que le coût imputable à l'éducation des enfants devient plus facilement supportable ; un effet substitution, parce que le fait d'élever des enfants implique de renoncer à une fraction de son temps qui, autrement, aurait pu être consacrée à se former. Les parents sont donc confrontés à un coût d'opportunité qui vient tempérer leur "ardeur". Aussi, sont-ils conduits à opérer un arbitrage entre éducation et fécondité.

Lorsque le stock de capital humain des parents est faible, le coût direct imputable à l'éducation des enfants est supérieur au coût d'opportunité. Un accroissement du stock de capital humain des parents implique donc que l'effet revenu l'emporte sur l'effet substitution. En revanche, lorsque le stock de capital humain des parents est important, le coût d'opportunité contribue de manière prépondérante au coût total d'éducation des enfants. Cette fois, c'est l'effet substitution qui l'emporte sur l'effet revenu.

Admettons, à l'instar de Perotti (1996), que le capital humain soit redistribué des riches vers les pauvres et que l'effet substitution soit prépondérant. Dans ce contexte, le rendement de l'investissement en capital humain des agents pauvres augmentera, alors que leur volonté de procréer diminuera. Au niveau agrégé, l'investissement en capital humain est donc censé progresser. Par conséquent, on s'attend à ce que de plus fortes inégalités se traduisent par un plus fort taux de fécondité et un plus faible taux d'investissement en capital humain, donc par un plus faible taux de croissance. Le résultat des estimations proposées par Perotti (1996) vient corroborer l'ensemble des précédentes conclusions. En effet, les coefficients estimés sont significatifs, et leur signe respectif conforme aux prédictions théoriques. Perotti estime ainsi un modèle à équations simultanées pour lequel il retient deux spécifications différentes. Dans la première, les variables expliquées sont le taux de croissance et le taux de fécondité. Dans ce cas, les résultats obtenus font état de signes respectivement positif et négatif pour les relations inégalités-fécondité et fécondité-croissance. Dans une seconde spécification, les variables expliquées sont le taux de croissance et l'investissement en capital humain. Cette fois, les résultats révèlent des signes respectivement négatif et positif pour les relations inégalités-investissement et investissement-croissance. L'approche par les choix d'éducation et de fécondité est ainsi confirmée.

2.4 Inégalités, imperfections du marché du crédit et rationnements financiers

Une dernière thèse met l'accent sur la présence de rationnements financiers, dont il s'agit d'appréhender l'incidence dans un contexte où les richesses sont inégalement réparties. Parce que de nombreux travaux ont essaimé dans cette direction (Galor et Zeira, 1993 ; Aghion et Bolton, 1997 ; Piketty, 1997), nous nous contentons d'en présenter les principaux mécanismes. L'idée

est la suivante. Sur le marché du crédit, l'imperfection de l'information engendre un phénomène d'aléa moral, faussant la perception que les créanciers peuvent avoir de leurs éventuels débiteurs. Afin de sécuriser leurs transactions, les créanciers sont donc conduits à exiger un certain nombre de garanties. Comme, en pratique, ces mécanismes prudeniels se traduisent par des phénomènes d'antisélection⁹, les agents les plus pauvres sont aussi ceux qui sont financièrement rationnés. Or, dans un contexte où ils ne peuvent satisfaire tous leurs projets d'investissement rentable, le volume agrégé d'investissement se contracte et implique une réduction de la croissance.

Dans ces conditions, il est clair que pour un niveau donné de rationnements financiers, un accroissement des inégalités de richesses¹⁰ doit se traduire par un plus faible taux de croissance. De même, pour une distribution donnée des richesses, une contrainte financière plus prononcée sera associée à une croissance moindre. Enfin, un plus fort niveau de rationnements financiers doit impliquer un impact plus important de la distribution des richesses sur la croissance.

Cette approche permet également d'expliquer le signe positif de la relation redistribution-croissance évoquée à l'occasion des modèles d'économie politique. En effet, à partir du moment où la présence de rationnements financiers est admise, la redistribution contribue à relaxer la contrainte financière des agents les plus pauvres. Elle est ainsi susceptible de stimuler la croissance, parce que ces agents sont également ceux qui ont la productivité marginale la plus forte. Or, une telle explication n'est possible que si l'on reconnaît l'existence de rationnements financiers.

Cette approche présente enfin le mérite d'insister sur le poids de la contrainte financière à laquelle sont sujets les agents les plus démunis. On s'attend, de fait, à ce que les inégalités jouent plus fortement là où la pauvreté est particulièrement importante ; en l'occurrence, dans les économies en développement. Cette thèse sera donc l'occasion de vérifier de manière systématique si l'incidence négative des inégalités sur la croissance vaut également pour les économies périphériques. Afin de mener à bien nos estimations, nous discutons, dans un premier temps, les données de distribution.

3. LES DONNÉES

En matière d'inégalités, la disponibilité, l'homogénéité et la qualité des données utilisées sont la source de problèmes récurrents. Les difficultés liées à la

⁹ En ce sens, les fonds alloués sont octroyés sous condition de ressources, ce qui correspond à l'idée populaire selon laquelle "on ne prête qu'aux riches".

¹⁰ Dans le cadre de cette thèse, il est question de distribution des richesses et non de distribution des revenus. En effet, dans ces modèles, ce sont les dotations des agents qui importent parce que les montants "empruntables" dépendent du niveau de ces dotations.

disponibilité des données s'expliquent par l'extrême rareté des séries de distribution des richesses. Or, l'un des objectifs est ici de tester la thèse des rationnements financiers. Puisque cette approche met l'accent sur les inégalités de richesse, et que ces dernières sont étroitement corrélées aux inégalités de revenu (Perotti, 1996), dans le présent travail, nous utilisons à l'instar de la littérature des données se rapportant à la distribution des revenus comme "proxy" des inégalités de richesse (Persson et Tabellini, 1994 ; Clarke, 1995 ; Fishlow, 1995 ; Perotti, 1996 ; Alesina et Perotti, 1996).

Nous utilisons le coefficient de Gini¹¹ comme indicateur des inégalités. Les données de distribution auxquelles nous nous référons proviennent toutes de la "World Income Inequality Database" (UNDP, 1999) dont on présentera les caractéristiques plus loin. Comme il s'agit de vérifier une relation de causalité entre inégalités et croissance, il importe que les données d'inégalités soient exogènes. C'est pourquoi nous ne retenons que les données les plus proches de l'année de départ, soit l'année 1960, puisque la période sur laquelle le taux de croissance est observé est 1960-1985.

Un second problème important concerne l'homogénéité des données, fait qui a été assez largement éludé dans la littérature, à l'exception notable de Perotti (1994a et 1996). En effet, les estimations de la relation inégalités-croissance portent sur des données d'inégalités qui ne sont pas pleinement comparables. De fait, la concordance des diverses estimations en forme réduite proposées dans la littérature, tant pour ce qui est de leur signe que de leur ordre de grandeur, a été très vite interprétée comme un signe de robustesse (Bourguignon, 1998). Il se peut néanmoins que l'ensemble des précédents résultats incombe à la non-homogénéité des données. Afin de nous en assurer, nous reprenons la méthodologie proposée dans Perotti (1994a et 1996). En effet, les données d'inégalités diffèrent à plusieurs égards : l'unité d'observation peut faire référence au ménage, à la famille ou à l'individu ; la couverture de la population peut être totale, urbaine ou rurale ; le revenu de référence peut désigner le revenu brut, le revenu net, il peut encore s'agir des gains. La plupart des données retiennent le ménage pour unité d'observation. Afin d'accroître la taille de notre échantillon, nous procédons de la façon suivante. Dans un premier temps, nous calculons, pour tous les pays et toutes les années¹² disponibles, la moyenne du coefficient de Gini des données dont l'unité d'observation est l'individu. En réitérant le même calcul pour les données par ménage, nous obtenons deux coefficients

¹¹ Nous avons également testé chacune des spécifications retenues dans ce travail à l'aide d'un autre indicateur d'inégalités construit comme le ratio rapportant la part du revenu perçue par les 20 % les plus riches à la part du revenu perçue par les 40 % les plus pauvres. Les résultats obtenus sont demeurés très semblables à ceux présentés ici.

¹² Idéalement, il faudrait calculer la moyenne des observations pour tous les pays et pour la seule et unique année où le coefficient à convertir est observé. Or, la rareté des données d'inégalités nous prive de cette possibilité. Aussi, nous calculons cette moyenne pour tous les pays et toutes les années disponibles.

moyens $avg(GINI_{IND})$ et $avg(GINI_{HSLD})$. Il s'agit alors de calculer un coefficient multiplicatif permettant de convertir les données par individu en données par ménage soit :

$$X = \frac{avg(GINI_{HSLD})}{avg(GINI_{IND})}$$

Afin d'obtenir une estimation des données par ménage pour les pays où sont seulement disponibles des données par individu, il suffit de calculer le produit suivant :

$$est(GINI_{HSLD,i}) = X * GINI_{IND,i}$$

Nous appliquons cette méthode de conversion à l'ensemble des données pour lesquelles les précédents critères (unité d'observation, revenu, couverture de la population, couverture géographique) ne sont pas conformes aux définitions de référence¹³.

Un dernier point concerne la qualité des données utilisées. La plupart des résultats empiriques proviennent d'estimations réalisées sur des échantillons dans lesquels figurent un certain nombre d'observations douteuses. Les travaux de Deininger et Squire (1996) sont venus mettre un terme à ces pratiques, en proposant une base de données internationale dans laquelle on trouve une distinction claire entre données fiables et non fiables. Ce travail a, néanmoins, fait l'objet de critiques particulièrement acerbes (Atkinson et Brandolini, 1999). Par exemple, certains pays scandinaves, comme la Norvège, la Suède ou le Danemark, y sont présentés comme des économies plus inégalitaires que le Royaume-Uni ou l'Italie. Or, il est largement admis, qu'au sein des pays de l'OCDE, la Scandinavie et le Bénélux sont les deux groupes de pays les moins inégalitaires. Viennent ensuite les pays d'Europe continentale, puis les économies du Sud de l'Europe. Les pays anglo-saxons arrivent, quant à eux, en queue de peloton (Gottschalk et Smeeding, 1997). En outre, un certain nombre d'observations que Deininger et Squire (1996) préconisent de ne pas utiliser – au motif qu'elles sont de mauvaise qualité (elles ne font pas partie des données annotées "accepted") – sont en fait des données fiables¹⁴ (Atkinson et Brandolini, 1999). Or, les travaux empiriques récents en données de panel, comme ceux de Barro (2000) ou Forbes (2000), utilisent cette base de données.

¹³ Les données d'inégalités qui servent de référence retiennent les critères suivants : le revenu de référence doit désigner le revenu brut conformément aux théories que nous avons présentées plus haut – ce point a été également souligné par Perotti (1996) – ; la couverture de la population doit être totale ; l'unité d'observation de référence est le ménage ; enfin, la couverture géographique doit s'étendre à l'ensemble du territoire. Notons toutefois que les conclusions présentées dans ce travail ne sont pas affectées lorsque l'on ne fait pas subir aux données les précédentes transformations.

¹⁴ Il s'agit de données issues de "surveys" internationaux de haute qualité du type de ceux produits par la "Luxembourg Income Study" (cf. Gottschalk et Smeeding, 1997 ; Atkinson, Smeeding et Rainwater, 1995).

Ces travaux appellent plusieurs commentaires. Forbes (2000) conclut ainsi à une relation positive entre inégalités et croissance. Ce travail, qui utilise des effets fixes et un échantillon composé de 35 économies, consiste à évaluer par l'estimateur d'Arellano-Bond la relation entre le niveau des inégalités et le taux de croissance pour les cinq années suivantes. Les résultats de ces estimations doivent cependant être interprétés avec la plus grande prudence. En effet, l'estimateur GMM d'Arellano-Bond se traduit par des écarts-types excessivement faibles lorsque les échantillons sont de petite taille (Aghion et alii, 1999 ; Barro, 2000). Auquel cas, la significativité des coefficients estimés s'avère particulièrement douteuse. Par conséquent, les conclusions des précédentes estimations doivent être sérieusement relativisées (Temple, 1999 ; Aghion et alii, 1999). Le travail de Barro (2000) évalue, quant à lui, la relation entre le niveau des inégalités et le taux de croissance des dix années suivantes par la méthode des triples moindres carrés. La spécification retenue tient compte d'effets aléatoires¹⁵ et envisage la possibilité, au sein de chaque pays, d'une corrélation des erreurs dans le temps. Les résultats de ce travail concluent à l'absence de relation significative entre inégalités et croissance pour l'échantillon complet. En revanche, lorsque l'échantillon se compose exclusivement d'économies en développement, la relation est significative, et de signe négatif. Par contre, on observe une relation positive et significative dans les économies développées. Or, nous avons vu plus haut que les données d'inégalités provenant de Deininger et Squire (1996) étaient particulièrement douteuses dans le cas des pays de l'OCDE. Par conséquent, les résultats obtenus pour le premier et le troisième échantillon doivent être interprétés avec prudence. Les travaux précédents ne remettent donc pas en cause les résultats des estimations en coupe transversale présentés plus haut. En outre, nous nous rangeons à l'avis de Temple (1999), selon lequel les estimations en coupe transversale constituent un outil d'estimation robuste.

Afin de surmonter le problème que nous avons évoqué plus haut à propos de la fiabilité des données d'inégalités, nous utilisons dans ce travail la "World Income Inequality Database" (Nations Unies, 1999). Celle-ci constitue une amélioration incontestable, puisqu'elle reprend l'ensemble des données d'inégalités connues à ce jour. Elle permet de disposer d'observations dites fiables en nombre beaucoup plus important que dans Deininger et al. (1996). En outre, les critères présidant à la sélection des données y sont beaucoup moins rigides et permettent, dans le cas des pays de l'OCDE, un recoupement des données fiables avec celles proposées par la Luxembourg Income Study¹⁶ (Atkinson, Smeeding et Rainwater, 1995). Les informations manquantes, la présence d'incohérence dans les données ou une couverture insuffisante et non

¹⁵ Cette formulation privilégie les effets aléatoires aux effets fixes, et non l'inverse, au motif que ces derniers élimineraient l'information transversale contenue dans les données (Barro, 2000).

¹⁶ Dans nos estimations, nous utilisons, chaque fois qu'elles s'y prêtent, des données émanant de la "Luxembourg Income Study" pour les pays de l'OCDE.

représentative de la population sont ainsi les principales raisons qui conduisent à émettre un doute sur la qualité des données. Ces remarques méthodologiques étant faites, il nous faut maintenant passer aux estimations.

4. LES ESTIMATIONS EN FORMES RÉDUITES

Afin d'isoler l'effet de la distribution des revenus, il convient dans un premier temps de reprendre une spécification standard et d'y ajouter la variable afférente aux inégalités. Cette spécification est ensuite estimée pour un échantillon plus large, obtenu après avoir appliqué la méthode de conversion exposée plus haut. Nous testons enfin la sensibilité de notre spécification et commentons les résultats de tests de robustesse.

4.1. Une spécification robuste au choix des échantillons

Le tableau n° 1 reporte les résultats d'estimations en formes réduites. Le taux de croissance annuel moyen, pour la période 1960-1985¹⁷ (GR), est régressé sur le PIB par tête pour l'année 1960 (GDP60). Parmi les autres variables explicatives, figurent une mesure du stock de capital humain en début de période (SE60) ainsi qu'un indicateur du niveau initial des inégalités (GINI60). Il est vrai que la spécification proposée est assez rudimentaire, mais il s'agit, dans un premier temps, de se conformer à ce qui a déjà été fait dans la littérature afin de pouvoir comparer respectivement le signe du coefficient estimé et l'ordre de grandeur associé à l'impact des inégalités. La première colonne du tableau n°1 reprend cette spécification pour un échantillon composé de 48 pays où les données d'inégalités sont pleinement comparables¹⁸.

La méthode d'évaluation retenue est celle des moindres carrés ordinaires. En outre, les estimations que nous présentons sont corrigées de l'hétéroscédasticité par la matrice de White (1980). Les résultats obtenus ont les signes attendus et sont significatifs au seuil de 1 %. L'effet convergence conditionnelle est ici corroboré et implique, toutes choses égales par ailleurs, un plus fort taux de croissance pour les pays qui étaient initialement les plus pauvres. Enfin, les inégalités ont un effet négatif sur la croissance. En particulier, un accroissement des inégalités d'un écart-type implique une réduction du taux de croissance annuel moyen de l'ordre de 0,9 %, un résultat légèrement supérieur à celui répertorié dans la littérature¹⁹.

¹⁷ La plupart de nos données proviennent de Barro et Lee (1993). Lorsque ce n'est pas le cas nous citons explicitement nos sources. Une description de l'ensemble des données utilisées dans ce travail est proposée en annexe 1.

¹⁸ En dépit de sa modeste taille, cet échantillon demeure le plus grand que l'on puisse obtenir, si l'on s'en tient au principe de se limiter à des observations strictement homogènes.

¹⁹ Celui-ci est traditionnellement compris entre 0,5 et 0,8 %.

Tableau n° 1 : Estimations sous formes réduites (low quality sample)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
	All	LDC	All	LDC	All	LDC
C	0,075 (5,79)	0,073 (5,36)	0,055 (6,35)	0,052 (5,32)	0,045 (6,32)	0,042 (5,38)
GDP60	-0,004 (-3,21)	-0,004 (-2,63)	-0,003 (-2,74)	-0,003 (-2,50)	-0,004 (-4,83)	-0,003 (-2,36)
SE60	0,010 (2,50)	0,022 (3,75)	0,009 (2,43)	0,022 (4,02)	0,007 (2,72)	0,017 (4,20)
GINI60	-0,100 (-4,03)	-0,109 (-4,31)	-0,067 (-4,01)	-0,07 (-3,64)	-0,041 (-2,77)	-0,045 (-2,65)
ASIA					0,017 (2,66)	0,014 (2,37)
LATINA					-0,003 (-0,89)	-0,005 (-1,28)
OCDE					0,013 (3,32)	0,013 (3,69)
AFRICA					-0,007 (-1,44)	-0,005 (-0,99)
N. obs.	48	36	81	64	81	64
R ²	0,37	0,54	0,22	0,36	0,45	0,53
R ² adj.	0,33	0,5	0,19	0,33	0,39	0,47

L'hétéroscédasticité a été corrigée par la matrice de White (1980). Les variables utilisées sont définies en annexe 1.

La colonne n° 2 reprend la même spécification. La seule différence porte sur la composition de l'échantillon utilisé. En effet, ce dernier se limite aux seules économies en développement. Traditionnellement, on admet que les pays en développement sont relativement pauvres, ce qui occasionne un découpage des pays en deux groupes à partir du seul niveau de leur PIB par tête. Dans la mesure où les variables explicatives présentes dans les estimations sont spécifiques à chaque auteur, le nombre d'observations varie nécessairement d'une étude à l'autre. De fait, le découpage des pays en deux groupes, fut-il endogène, conduit à un classement des pays en développement différent dans chaque étude. Si bien que, des pays appartenant à un groupe dans une étude donnée peuvent être référencés dans l'autre groupe par d'autres travaux. Afin de nous affranchir de ce type de difficultés, nous nous en tenons, dans le présent travail, au découpage proposé par la Banque mondiale dans ses rapports annuels. Cette classification présente, en effet, le mérite d'être assez largement consensuelle.

Nous reprenons donc cette classification²⁰ pour établir notre échantillon d'économies en développement. Celui-ci se compose de 36 observations. Les résultats obtenus sont assez voisins des précédents. Ainsi, l'incidence négative des inégalités sur la croissance opère-t-elle également dans les économies en développement. En outre, l'effet de la distribution des revenus y est du même ordre de grandeur, puisqu'un accroissement des inégalités d'un écart-type implique une réduction du taux de croissance annuel moyen de l'ordre de 0,9 %.

Il se peut néanmoins que les précédents résultats incombent à la taille de notre échantillon qui, dans le meilleur des cas, comporte 48 observations. Afin de nous en assurer, nous reprenons la méthode de conversion des données utilisée plus haut. L'échantillon ainsi obtenu se compose de 81 observations²¹. La colonne n° 3 reprend la spécification des colonnes 1 et 2 pour ce nouvel échantillon. Les résultats sont assez voisins des précédents, à l'exception du coefficient afférent à la variable inégalités. Ce dernier est, en effet, inférieur de 33 % en valeur absolue à celui de la spécification du modèle n° 1. Le signe du coefficient et sa significativité demeurent néanmoins non affectés. En outre, un accroissement des inégalités d'un écart-type implique une réduction du taux de croissance annuel moyen de l'ordre de 0,6 % ; un résultat conforme à celui obtenu dans la littérature (Alesina et Rodrik, 1994 ; Persson et Tabellini, 1994 ; Clarke, 1995 ; Perotti, 1996). Par conséquent, l'impact négatif décelé dans les précédentes estimations ne semble pas devoir être imputé à la taille de l'échantillon.

Reste à savoir si cet effet, également détecté dans les économies en développement (colonne n° 2), demeure lorsque la même spécification est évaluée pour un échantillon plus important. A cet effet, dans la colonne n° 4, nous avons retranché à nos 81 observations l'ensemble des économies développées. L'échantillon ainsi obtenu se compose de 64 économies en développement. Les résultats sont très voisins de ceux du modèle n° 2. Le coefficient de la variable inégalités (-0,07) est significatif au seuil de 1 % et, un accroissement des inégalités d'un écart-type provoque une réduction du taux de croissance de l'ordre de 0,6 % par an. Par conséquent, l'idée qu'un accroissement des inégalités puisse réduire le taux de croissance paraît être assez robuste, y compris dans les économies en développement.

²⁰ Comme nous ne disposons, au mieux, que du rapport de 1978 et que nous cherchons à savoir quels étaient les pays en développement en 1960, nous reprenons la même classification et ajoutons à notre groupe d'économies en développement le Japon. Nos deux groupes d'économies sont présentés en annexe 2. Nous avons également testé l'ensemble des spécifications présentées dans ce travail en supposant que le groupe d'économies en développement se composait des économies qui, pendant plus de 50 % de la période allant de 1960 à 1985, étaient des économies non développées. Le groupe ainsi obtenu est identique à celui présenté en annexe 2, à l'exception du Japon qui fait maintenant partie du groupe des économies développées. Les résultats que nous avons obtenus en utilisant ce second découpage corroborent l'ensemble des conclusions présentées dans ce travail.

²¹ Cet échantillon se compose d'économies développées et de pays en développement.

4.2. Tests de sensibilité, sélection des échantillons et robustesse des résultats

Les précédentes conclusions ont été obtenues dans le cadre de modèles relativement mal spécifiés. Ainsi, les valeurs associées aux R^2 sont-elles relativement faibles²². Il importe donc d'envisager l'éventualité où nos résultats seraient imputables à l'omission de certaines variables explicatives. A cet effet, nous reprenons la spécification des quatre précédents modèles et y ajoutons des "dummies" continentales²³. Quatre variables régionales sont ainsi introduites dans la spécification : l'une pour les pays d'Asie du Pacifique (ASIA), une seconde pour les pays latino-américains (LATINA), une troisième pour les pays membres de l'Océanie (OCDE), et enfin, une variable pour les pays d'Afrique subsaharienne (AFRICA). L'une des interprétations possibles, et largement répandue dans la littérature sur la croissance, est que ces variables traduisent l'effet de la politique commerciale de chacune de ces régions.

Intuitivement, on s'attend à ce que les variables ASIA et OCDE soient de signe positif. En effet, au sein de ces deux régions, les pratiques commerciales ont contribué à stimuler la croissance. Ce qui n'est pas le cas des économies latino-américaines ou d'Afrique subsaharienne. Par conséquent, les variables LATINA et AFRICA doivent logiquement être de signe négatif. On notera enfin que, dans cette spécification, la constante est censée capter les effets relatifs à tous les pays qui n'appartiennent à aucun des groupes précédents.

La colonne n° 5 présente les résultats de cette spécification pour l'ensemble de l'échantillon, soit 81 observations. Les résultats obtenus corroborent l'ensemble de nos précédentes prédictions. Les coefficients des variables LATINA et AFRICA sont de signe négatif, mais ne sont pas significatifs aux niveaux conventionnels de confiance. Les variables ASIA et OCDE sont quant à elles de signe positif, avec un coefficient très légèrement supérieur pour la variable ASIA (0,017 contre 0,013). En outre, elles sont significatives au seuil de 1 %. La variable inégalités est de signe négatif et demeure significative au seuil de 1 %, mais le coefficient estimé est fortement réduit (-0,041)²⁴. Par conséquent, il semblerait que l'incidence négative des inégalités sur la croissance soit, pour une large part, imputable aux pratiques commerciales des régions concernées.

Lorsque l'on considère l'échantillon composé exclusivement d'économies en développement (colonne n° 6), on obtient des résultats assez semblables aux précédents. La réduction de près de 36 % (-0,045) en valeur absolue du

²² Ces derniers oscillent entre 0,22 et 0,37 à l'exception du modèle n° 2 où le R^2 est de 0,54.

²³ En effet, dans les spécifications précédentes, il est probable que le coefficient de Gini capte l'effet d'autres variables elles-mêmes corrélées avec les inégalités et le taux de croissance. Puisque ces variables sont endogènes dans l'une ou l'autre des approches théoriques invoquées plus haut, il convient ici de s'en tenir à des variables indicatrices.

²⁴ En effet, ce dernier connaît une chute de l'ordre de 39 % en valeur absolue.

coefficient associé à la variable inégalités vient confirmer l'idée que les politiques commerciales contribuent assez largement à l'explication de la forme réduite. A première vue, il semblerait justifié de conclure à l'existence d'une relation robuste, de signe négatif, entre le niveau initial des inégalités et le taux de croissance du PIB par tête. Cette relation serait, en outre, valable dans les économies en développement.

Certaines précautions doivent néanmoins être prises. Tout d'abord, parce que certaines observations sont de mauvaise qualité ; or, il se peut qu'elles soient à l'origine de ce résultat. Ensuite, parce que les estimations en coupe transversale sont particulièrement sensibles à l'inclusion ou l'exclusion de certaines observations. Dans un premier temps, nous reprenons donc les modèles (1) à (6) et les estimons pour des échantillons de données fiables. Enfin, nous rapportons les résultats de tests de robustesse.

Le tableau n° 2 répertorie les estimations réalisées sur des échantillons de données fiables²⁵, au sens où on l'a défini plus haut. Les résultats obtenus (colonne n° 1) sont très voisins de ceux de la colonne 3 du tableau n° 1. Lorsque la même spécification est testée pour un échantillon de 55 économies en développement, les résultats obtenus corroborent nos précédentes conclusions (colonne n° 3). Nous avons également cherché à déceler l'effet de variables omises (colonnes 2 et 4), en ajoutant des variables régionales à la spécification. Là encore, les résultats sont demeurés inchangés. En effet, la variable inégalités est significative au seuil de 5 %. La seule exception notable concerne la variable indicatrice pour l'Afrique sub-saharienne, qui est maintenant significative au seuil de 10 % (colonne n° 2). Un autre problème concerne la correction des biais d'endogénéité. En effet, certaines données d'inégalités sont ultérieures à l'année de référence. Dans ce cas, il est vivement recommandé d'instrumenter la variable de distribution. Toutefois, la plupart des instruments utilisés dans la littérature sont également des variables endogènes dans les autres approches. Or, il importe de s'en tenir à des variables exogènes qui, dans le même temps, demeurent étroitement corrélées avec les inégalités. Nous avons donc testé la spécification des modèles 1 et 3 du tableau n° 2 par les doubles moindres carrés. Les résultats que nous avons obtenus corroborent nos précédentes conclusions. En outre, les coefficients estimés par la méthode des doubles moindres carrés sont plus importants en valeur absolue et les tests de Student enregistrent une vive progression.

Nous avons, par ailleurs, effectué des tests de robustesse pour savoir si ces résultats n'étaient pas liés à certains pays atypiques. Ainsi, nous avons réitéré les estimations de la forme réduite, en reprenant la spécification des modèles 1 et 3,

²⁵ Les données dites fiables sont disponibles pour 72 pays, une fois effectuée la conversion dont on a parlé supra.

en ôtant à chaque fois une observation différente²⁶. Les résultats que nous avons obtenus ont toujours fait état d'un coefficient négatif et significatif pour la variable inégalités.

Enfin, nous avons testé l'ensemble des précédentes spécifications en substituant au coefficient de Gini une autre mesure des inégalités. Celle-ci désigne le ratio rapportant la part du revenu perçue par les 20 % les plus riches à la part du revenu perçue par les 40 % les plus pauvres. Les résultats que nous avons obtenus corroborent l'ensemble des conclusions précédentes. Par conséquent, nous pouvons conclure qu'un accroissement des inégalités réduit la croissance, et ce, également dans les économies en développement.

Comme il importe également d'exposer quels sont les mécanismes qui président à l'explication de cette forme réduite, dans une dernière étape, nous procédons à l'estimation d'un modèle structurel.

Tableau n° 2 : Estimations sous forme réduite (high quality sample)

	(1) OLS All	(2) OLS All	(3) OLS LDC	(4) OLS LDC
C	0,056 (5,70)	0,043 (5,90)	0,052 (4,54)	0,039 (4,58)
GDP60	-0,003 (-2,64)	-0,004 (-4,64)	-0,003 (-2,49)	-0,003 (-2,24)
SE60	0,009 (2,29)	0,006 (2,43)	0,022 (3,80)	0,016 (3,86)
GINI60	-0,069 (-3,64)	-0,038 (-2,50)	-0,071 (-3,15)	-0,041 (-2,18)
ASIA		0,018 (2,88)		0,015 (2,50)
LATINA		-0,002 (-0,61)		-0,005 (-1,12)
OCDE		0,015 (3,73)		0,014 (3,88)
AFRICA		-0,01 (-1,78)		-0,008 (-1,38)
N. obs.	72	72	55	55
R ²	0,23	0,51	0,39	0,60
R ² adj.	0,20	0,46	0,36	0,54

L'hétéroscédasticité est corrigée par la matrice de White (1980).

²⁶ Ces estimations ont donc été réalisées sur des échantillons comprenant 71 observations pour le modèle n°1 et 54 observations pour le modèle n° 3.

5. UN MODÈLE STRUCTUREL

5.1. Une thèse à confirmer

Nous l'avons vu plus haut, la thèse des rationnements financiers n'est pas nouvelle. Au plan théorique, de nombreux modèles y ont fait écho (Galor et Zeira, 1993 ; Aghion et Bolton, 1997 ; Piketty, 1997). Néanmoins, rares sont les travaux empiriques qui ont tenté d'en vérifier la portée. A notre connaissance, Perotti (1994b) constitue la seule contribution du genre. Si les tentatives de vérification empirique de l'approche par l'imperfection du marché du crédit ont jusqu'ici fait défaut, cela s'explique largement par un manque de données en matière de rationnements financiers. Ainsi, l'échantillon utilisé par Perotti (1994b) ne comprend que 26 observations, et ceci fonde notre première remarque à l'égard de ce travail : avec un échantillon aussi réduit, le nombre de degrés de liberté ne peut manquer d'être insuffisant. Par conséquent, nous ne saurions cautionner le résultat de ces estimations.

La spécification retenue par Perotti (relation (1)) est la suivante. La variable expliquée désigne la moyenne annuelle du ratio investissement en capital physique/PIB (INV), pour la période 1960-1985. Celle-ci est fonction d'un indicateur d'égalité de la distribution des revenus pour 1960 (ID)²⁷. Intervient ensuite l'inverse du degré d'imperfection du marché du crédit (IMP). Cette variable, empruntée à Jappelli et Pagano (1994), fait référence au ratio : valeur du prêt accordé/valeur du bien hypothéqué. Ce dernier mesure la disponibilité du crédit en 1960. Une troisième variable explicative croise les indicateurs de disponibilité du crédit et de distribution des revenus. Apparaît enfin, toute une série de régresseurs standards : le ratio d'inscription dans l'éducation primaire en 1960 (PRIM), une variable traduisant le nombre moyen de révolutions et de coups d'État pour la période 1960-1985 (REVCOU), ainsi qu'un indicateur des effets de distorsion de marché pour 1960-1985.

$$INV = \beta_0 + \beta_1 ID + \beta_2 IMP + \beta_3 IMP * ID + \beta_4 PRIM + \beta_5 REVCOU + \beta_6 PPPIDE + \varepsilon \quad (1)$$

Les résultats obtenus (relation (2)) tendent à valider la thèse des rationnements financiers. Ainsi, conformément aux attentes, les variables de distribution et de disponibilité du crédit sont significatives. En outre, leur signe est positif. La variable croisée est, quant à elle, de signe négatif : l'impact de la distribution des revenus sur l'investissement doit logiquement diminuer à mesure que la disponibilité du crédit augmente.

$$INV = 0.27 + 0.13PRIM + 1.33ID + 8.87IMP - 0.49IMP * ID - 13.85PPPIDE - 15.80REVCOU \quad (2)$$

(0.02) (0.18) (2.09) (2.09) (-1.79) (-2.11) (-2.21)

²⁷ Cet indicateur est défini comme la part du revenu perçue par les deux quintiles les plus pauvres.

Ces résultats doivent néanmoins être interprétés avec la plus grande prudence. Tout d'abord, c'est l'impact des inégalités sur l'investissement et non sur la croissance qui est ici testé. Il est vrai que les deux variables sont susceptibles d'être corrélées, mais il faudrait alors spécifier un modèle à équations simultanées. En outre, l'accent est mis sur l'investissement en capital physique. Or, la thèse des rationnements financiers gagne à être traitée comme une théorie de l'investissement en capital humain (Bourguignon, 1998). En effet, on conviendra que les individus peuvent difficilement avoir recours à l'autofinancement, alors que cette pratique est assez largement répandue chez les entreprises. Il est donc plus naturel de mettre l'accent sur l'investissement en capital humain dans la mesure où les rationnements financiers sont alors effectifs. Enfin, comme il a été dit, le test proposé par Perotti porte sur un échantillon de 26 observations. Par conséquent, il nous semble que la thèse des rationnements financiers reste à confirmer.

5.2. Un modèle à équations simultanées

L'ensemble des précédents arguments nous a conduit à vérifier empiriquement cette approche. Nous utilisons pour cela un modèle à équations simultanées ; l'objectif de cette spécification étant de vérifier que l'effet des inégalités sur la croissance transite par l'investissement. En effet, en présence de rationnements financiers, les inégalités affectent la capacité à investir des agents. Le volume agrégé d'investissement se contracte donc et se répercute alors sur la croissance. L'investissement intervient donc simultanément comme variable expliquée par les inégalités et comme variable explicative du taux de croissance. En outre, il n'est pas déraisonnable de penser que le taux de croissance peut lui-même être un déterminant de l'investissement en capital humain. L'usage d'un modèle à équations simultanées est donc particulièrement approprié. Cet aspect a été assez peu pris en compte dans la littérature. Alesina et Perotti (1996), ainsi que Perotti (1996) font partie des quelques exceptions, et c'est clairement dans cette mouvance que nous inscrivons notre travail.

La spécification que nous retenons se compose de deux équations (relations 3 et 4). Dans la première, on régresse le taux de croissance annuel moyen pour la période 1960-85 (GR) sur le PIB par tête moyen de l'année 1960 (GDP60). Figurent également parmi les variables explicatives, le taux moyen d'investissement en capital humain (SER) pour la période 1960-1985, et 4 variables indicatrices régionales que nous avons déjà présentées. Dans une seconde équation, nous régressons l'investissement en capital humain (SER) sur une mesure des inégalités pour 1960 (GINI60), un indicateur de rationnements financiers pour la même année (RAF) et une variable afférente au stock de capital humain en début de période (SE60). Puisque l'effet des inégalités sur l'investissement s'explique par la présence de rationnements financiers, nous ajoutons également à la spécification le produit des variables RAF et GINI60. La

détermination simultanée du taux de croissance et de l'investissement implique, enfin, de compléter cette spécification par la variable GR.

$$GR = \alpha_1 + \alpha_2 GDP60 + \alpha_3 SER + \alpha_4 ASIA + \alpha_5 LATINA + \alpha_6 OCDE + \alpha_7 AFRICA + \varepsilon_1 \quad (3)$$

$$SER = \alpha_8 + \alpha_9 GINI60 + \alpha_{10} RAF + \alpha_{11} GINI60 * RAF + \alpha_{12} SE60 + \alpha_{13} GR + \varepsilon_2 \quad (4)$$

Naturellement, on peut penser que la spécification proposée omet certaines variables explicatives importantes. Toutefois, nous avons vu dans les théories présentées plus haut que ces variables étaient endogènes. Le fait de les inclure nous amènerait à estimer un modèle beaucoup plus large, dans lequel interviendraient de nombreux autres régresseurs. Or, compte tenu de la rareté des données d'inégalités, ceci réduirait trop la taille de l'échantillon (Perotti, 1996). Bien que cela paraisse séduisant, il nous est, pour les mêmes raisons, impossible de compléter notre spécification par une troisième relation, dont la variable expliquée serait l'investissement en capital physique. Nous nous en tiendrons donc au système décrit plus haut.

5.3. Estimateurs utilisés et résultats

Les triples moindres carrés sont indiqués (Greene, 1997) pour estimer un tel modèle à équations simultanées.

Nous avons vu que l'absence de données en matière de rationnements financiers, avait été une limite sérieuse au développement des investigations empiriques. Nous utilisons ici des données récentes (Levine et alii, 1999) qui rapportent les crédits domestiques accordés par les banques commerciales au produit intérieur brut. L'indicateur RAF retenu mesure directement l'intensité des rationnements financiers :

$$RAF = 1 / \frac{\text{crédit}}{\text{pib}}$$

En conformité avec ce qui a été exposé à la section 2.4, trois résultats importants sont escomptés. En premier lieu, pour un niveau donné de rationnements financiers, un accroissement des inégalités de richesse doit se traduire par un plus faible niveau d'investissement en capital humain, soit :

$$\frac{\partial SER}{\partial GINI60} = \alpha_9 + \alpha_{11} RAF < 0$$

Ensuite, pour une distribution donnée des richesses, une contrainte financière plus prononcée doit être associée à un niveau d'investissement moins important :

$$\frac{\partial SER}{\partial RAF} = \alpha_{10} + \alpha_{11}GINI60 < 0$$

Enfin, un plus fort niveau de rationnements financiers doit impliquer un impact plus important de la distribution des richesses sur l'investissement ; α_{11} doit donc être de signe positif. En conséquence, les coefficients α_9 et α_{10} doivent être de signe négatif. Naturellement, chacun des effets précédemment décrits se répercute sur le taux de croissance via l'investissement en capital humain.

Le tableau n° 3 présente les résultats de notre modèle à équations simultanées. Les colonnes 1 et 2 rapportent les résultats obtenus par la méthode des triples moindres carrés : dans ce cas, les instruments choisis correspondent à toutes les variables exogènes du modèle. Puisque le biais de simultanéité est non significatif, on réestime le modèle par la méthode SUR (colonnes 3 et 4). Dans la première colonne, figurent les résultats obtenus pour un échantillon comprenant 61 observations. Les résultats ont les signes escomptés et sont significatifs. En particulier, l'investissement en capital humain est positivement corrélé avec le taux de croissance : coefficient 0,053 significatif au seuil de 1 %. De même, un accroissement des inégalités se traduit-il par une réduction de l'investissement en capital humain. De manière plus générale, les coefficients α_9 et α_{10} sont de signe négatif et le coefficient α_{11} de signe positif. Nos résultats confirment donc nos principales prédictions. Néanmoins, la variable GR n'est pas significative. Par conséquent, le type de simultanéité que nous avons postulé plus haut est infirmé.

La colonne n° 2 reprend la même spécification pour un échantillon exclusivement composé d'économies en développement. Cet échantillon comporte 45 observations. Les résultats obtenus corroborent les précédentes conclusions. Néanmoins, la variable GR est à nouveau non significative. Puisque la simultanéité des variables déterministes est infirmée, il nous faut réestimer le modèle. Dans la mesure où nous supposons que ces variables sont co-déterminées, nous postulons que les résidus des deux équations sont corrélés. Il convient alors d'estimer le modèle par la méthode SUR²⁸, avec l'idée que des chocs communs président à la détermination simultanée du taux de croissance et de l'investissement en capital humain. Les colonnes (3) et (4) du tableau n° 3 testent ainsi les spécifications (5) et (6). La troisième colonne reporte les résultats obtenus pour l'ensemble des 61 économies considérées ; la quatrième colonne porte exclusivement sur les économies en développement.

²⁸ A cet effet, il convient d'ôter de la relation (4) la variable GR. Nous avons également estimé le système formé des relations (5) et (6) par les triples moindres carrés en utilisant les mêmes instruments que précédemment. Dans ce cas, les résultats sont très voisins de ceux reportés dans les colonnes 3 et 4 du tableau n° 3. Ces estimations sont présentées en annexe 4. Toutefois, dans le cadre de ce travail, comme la simultanéité des variables déterministes est infirmée, il est plus pertinent d'estimer le modèle formé des relations (5) et (6) par la méthode SUR en supposant que la simultanéité est uniquement imputable à la corrélation des erreurs.

Tableau n° 3 : Estimations structurelles

Variable expliquée	(1) 3SLS		(2) 3SLS		(3) SUR		(4) SUR	
	GR	SER	GR	SER	GR	SER	GR	SER
C	0,011 (1,64)	1,169 (6,05)	0,008 (1,43)	0,79 (3,83)	0,012 (3,00)	1,148 (7,77)	0,010 (2,11)	0,880 (5,66)
GDP60	-0,005 (-4,40)		-0,004 (-2,36)		-0,005 (-5,86)		-0,004 (-2,89)	
SER	0,053 (2,78)		0,057 (3,63)		0,05 (5,56)		0,054 (5,12)	
ASIA	0,014 (2,90)		0,013 (2,71)		0,014 (3,28)		0,014 (2,97)	
LATINA	-0,001 (-0,21)		-0,003 (-0,66)		-0,001 (-0,24)		-0,002 (-0,46)	
OCDE	0,013 (2,16)		0,013 (2,11)		0,012 (2,40)		0,013 (2,15)	
AFRICA	-0,004 (-0,66)		-0,005 (-0,75)		-0,003 (-0,53)		-0,003 (-0,44)	
GINI60		-1,662 (-4,83)		-1,114 (-3,02)		-1,64 (-5,29)		-1,255 (-4,01)
RAF		-0,039 (-3,48)		-0,026 (-2,65)		-0,039 (-3,35)		-0,028 (-2,70)
GINI60*RAF		0,072 (3,13)		0,048 (2,41)		0,070 (2,98)		0,052 (2,43)
SE60		0,134 (4,71)		0,216 (4,27)		0,138 (4,62)		0,236 (4,73)
GR		-0,290 (-0,14)		1,318 (0,65)				
N. obs.	61	61	45	45	61	61	45	45
R ²	0,55	0,65	0,56	0,62	0,57	0,65	0,59	0,61
R ² adj.	0,50	0,61	0,50	0,57	0,52	0,62	0,52	0,57

Les résultats reportés dans ce tableau estiment un modèle à équations simultanées, en utilisant les triples moindres carrés pour les colonnes 1 et 2 : dans ce cas, les instruments choisis correspondent à toutes les variables exogènes du modèle. Puisque le biais de simultanéité est non significatif, on réestime le modèle en utilisant la méthode SUR (colonnes 3 et 4).

$$GR = \alpha_1 + \alpha_2 GDP60 + \alpha_3 SER + \alpha_4 ASIA + \alpha_5 LATINA + \alpha_6 OCDE + \alpha_7 AFRICA + \varepsilon_1 \quad (5)$$

$$SER = \alpha_8 + \alpha_9 GINI60 + \alpha_{10} RAF + \alpha_{11} GINI60 * RAF + \alpha_{12} SE60 + \varepsilon_2 \quad (6)$$

Les résultats sont concluants dans les deux cas de figure. Tous les coefficients ont le signe escompté ; en outre, ils sont significatifs au seuil conventionnel de confiance, à l'exception des traditionnelles variables continentales pour l'Amérique Latine et l'Afrique sub-saharienne.

En particulier, la colonne n° 3 révèle qu'un accroissement de l'investissement en capital humain d'un écart-type implique une augmentation du taux de croissance annuel moyen de l'ordre de 1,2 %. De même, un

accroissement des inégalités d'un écart-type implique-t-il une réduction de l'investissement de plus de la moitié d'un écart-type, ce qui est loin d'être négligeable. Ainsi, la contraction du taux de croissance annuel moyen est d'environ 0,7 %. Enfin, un accroissement de la variable croisée d'un écart-type implique un effet accru des inégalités sur l'investissement de près de deux écarts-types. L'effet estimé est donc particulièrement appréciable. Par conséquent, d'après ces résultats, la thèse des rationnements financiers revêt une significativité économique forte.

Nos précédentes conclusions valent également lorsque l'on s'en tient exclusivement aux économies en développement (colonne n° 4). Ainsi, un accroissement des inégalités d'un écart-type conduit à une contraction de l'investissement de plus de la moitié d'un écart-type, soit à une réduction de 0,6 % du taux de croissance annuel moyen. De même, un accroissement de la variable croisée d'un écart-type implique un effet accru des inégalités sur l'investissement de plus de deux écarts-types. Par conséquent, la thèse des rationnements financiers s'avère être l'une des explications pertinentes de la façon dont les inégalités affectent le taux de croissance.

6. CONCLUSION

Dans ce travail, nous avons montré que de fortes inégalités s'avèrent néfastes pour la croissance. Parmi les explications traditionnellement avancées figurent les thèses de l'instabilité socio-politique ou des choix d'éducation et de fécondité. Notre travail contribue à cette littérature en corroborant un autre type d'explication où l'accent est mis sur la présence de rationnements financiers. Trois types de résultats ont ainsi été mis en évidence. En premier lieu, pour un niveau donné de rationnements financiers, un accroissement des inégalités de richesse se traduit par un plus faible taux de croissance. Inversement, pour une distribution donnée des richesses, une contrainte financière plus prononcée est associée à une croissance moindre. Enfin, un plus fort niveau de rationnements financiers implique un impact plus important de la distribution des richesses sur la croissance. Nous avons également montré que l'incidence des inégalités sur la croissance s'avérait tout aussi importante dans les économies en développement. De ce point de vue, la thèse des rationnements financiers est particulièrement appropriée, car en mettant l'accent sur le poids de la contrainte financière à laquelle sont sujets les agents les plus démunis, notamment en matière de formation et d'investissement en capital humain, elle stigmatise l'étroite corrélation pouvant exister entre inégalités et sous-développement. De nombreux épisodes permettent d'ailleurs d'en attester. Ainsi, la distribution faiblement inégalitaire des revenus et des richesses au sein de la "bande des quatre" a-t-elle contribué au rattrapage des dragons asiatiques. Au contraire, les inégalités très prononcées caractérisant la plupart des économies latino-américaines ont très certainement été un frein au processus de développement de la région.

ANNEXE 1

Liste des variables utilisées

- GDP60 : PIB réel par tête aux prix internationaux de 1985 (extrait de Summers et Heston version 5.5) pour l'année 1960 (Barro et Lee, 1994)²⁹.
- GR : Taux de croissance annuel moyen du PIB par tête pour la période 1960-1985 (Barro et Lee, 1994).
- SE60 : nombre moyen d'années dans l'éducation secondaire pour la population âgée de plus de 25 ans (Barro et Lee, 1994).
- ASIA : variable indicatrice prenant la valeur 1 pour les pays d'Asie du Pacifique (Barro et Lee, 1994).
- LATINA : variable indicatrice prenant la valeur 1 pour les pays latino américains (Barro et Lee, 1994).
- OCDE : variable indicatrice prenant la valeur 1 pour les pays membres de l'OCDE (Barro et Lee, 1994).
- AFRICA : variable indicatrice prenant la valeur 1 pour les pays d'Afrique subsaharienne (Barro et Lee, 1994).
- SER : moyenne du ratio d'enrollement brut dans l'éducation secondaire pour les années 60 et 85 (Barro et Lee, 1994).
- RAF : inverse du ratio crédits domestiques accordés par les banques commerciales/PIB (Levine et alii, 1999).
- GINI60 : coefficient de Gini pour les années les plus proches de 1960 (WIID-UNDP, 1999).

²⁹ Les données annotées Barro et Lee (1994) proviennent d'une version révisée du papier paru en 1993. Ces données sont disponibles sur le site de Robert Barro.

ANNEXE 2**Classification des pays*****Pays en développement en 1960***

Benin	Mexico	Nepal
Botswana	Panama	Pakistan
Cameroon	Trinidad et Tobago	Philippines
Congo	Argentina	Singapore
Liberia	Bolivia	Sri Lanka
Kenya	Brazil	Taiwan
Malawi	Chile	Thailand
Mauritius	Colombia	Cyprus
Rwanda	Ecuador	Greece
Senegal	Guyana	Spain
Seychelles	Paraguay	Portugal
South Africa	Peru	Turkey
Swaziland	Venezuela	Fiji
Tanzania	Bangladesh	Yugoslavia
Togo	Myanmar	
Tunisia	Hong Kong	
Zambia	India	
Zimbabwe	Indonesia	
Barbados	Iran	
Costa Rica	Iraq	
Dominican Republic	Israel	
El Salvador	Japan	
Guatemala	South Korea	
Honduras	Jordan	
Jamaica	Malaysia	

Pays développés

Canada	Italy	Finland	Australia
USA	Netherlands	France	New Zealand
Austria	Norway	West Germany	
Belgium	Sweden	Ireland	
Denmark	Switzerland	United Kingdom	

ANNEXE 3
Statistiques descriptives

N. obs.	Variabes	Moyenne	Ecart type	Minimum	Maximum
N=48	GR	0,0256	0,0164	-0,0088	0,0638
	GDP60	3,1367	2,5418	0,604	9,774
	SE60	0,7489	0,7079	0,015	2,872
	GINI60	0,4326	0,0932	0,26222	0,6188
N=36	GR	0,0257	0,0188	-0,0088	0,0638
	GDP60	1,8602	1,2328	0,604	6,167
	SE60	0,4999	0,4006	0,015	1,607
	GINI60	0,4630	0,0816	0,3118	0,6188
N=81	GR	0,0246	0,0157	-0,0088	0,0638
	GDP60	2,6712	2,3746	0,296	9,774
	SE60	0,6111	0,623	0,013	2,872
	GINI60	0,4333	0,0899	0,241	0,6188
N=64	GR	0,0241	0,0174	-0,0088	0,0638
	GDP60	1,6374	1,1219	0,296	6,167
	SE60	0,4224	0,371	0,013	1,607
	GINI60	0,451	0,0862	0,241	0,6188
N=72	GR	0,0246	0,0155	-0,0088	0,0638
	GDP60	2,8747	2,435	0,296	9,774
	SE60	0,6503	0,6417	0,015	2,872
	GINI60	0,4337	0,0898	0,241	0,6188
N=55	GR	0,024	0,0175	-0,0088	0,0638
	GDP60	1,7346	1,1559	0,296	6,167
	SE60	0,4429	0,3774	0,015	1,607
	GINI60	0,4543	0,085	0,241	0,6188
N=61	GR	0,0255	0,0143	-0,0009	0,0638
	GDP60	3,0568	2,3727	0,604	9,774
	SER	0,4725	0,2348	0,08	0,925
	GINI60	0,4297	0,0904	0,241	0,6188
	RAF	10,3335	13,026	1,7334	79,8247
	GINI60*RAF	4,7192	6,555	0,6188	40,088
N=45	SE60	0,6869	0,6552	0,015	2,872
	GR	0,02493	0,0163	-0,0009	0,0638
	GDP60	1,8784	1,203	0,604	6,167
	SER	0,3739	0,1855	0,08	0,85
	GINI60	0,4536	0,0845	0,241	0,6188
	RAF	12,4376	14,5509	1,7334	79,8247
N=45	GINI60*RAF	5,8603	7,3039	0,6188	40,088
	SE60	0,4653	0,3646	0,015	1,607

ANNEXE 4

Estimation des relations (5) et (6) par les triples moindres carrés

Variable expliquée	(1) 3SLS		(2) 3SLS	
	GR	SER	GR	SER
C	0,011 (1,66)	1,15 (8,23)	0,008 (1,38)	0,89 (5,99)
GDP60	-0,005 (-4,51)		-0,004 (-2,67)	
SER	0,052 (2,76)		0,06 (3,73)	
ASIA	0,014 (2,96)		0,014 (2,84)	
LATINA	-0,001 (-0,22)		-0,002 (-0,49)	
OCDE	0,013 (2,19)		0,013 (2,03)	
AFRICA	-0,004 (-0,68)		-0,003 (-0,49)	
GINI60		-1,637 (-5,58)		-1,262 (-4,22)
RAF		-0,039 (-3,59)		-0,028 (-2,84)
GINI60*RAF		0,071 (3,22)		0,052 (2,57)
SE60		0,134 (4,75)		0,23 (4,71)
N. obs.	61	61	45	45
R ²	0,55	0,65	0,57	0,62
R ² adj.	0,50	0,62	0,50	0,57

Les variables instruments choisies correspondent à toutes les variables exogènes du modèle.

RÉFÉRENCES

- Acemoglu D., 1995, "Reward Structures and the Allocation of Talent", *European Economic Review*, 39, p. 17-34.
- Aghion Ph., Bolton P., 1997, "A Trickle-Down Theory of Growth and Development", *Review of Economic Studies*, 64, 2, n° 219, p. 151-172.
- Aghion Ph., Caroli E., Garcia Penalosa C., 1999, "Inequality and Economic Growth: the Perspective of the New Growth Theories", *Journal of Economic Literature*, 37, p. 1615-1660, Décembre.
- Alesina A., Perotti R., 1996, "Income Distribution, Political Instability and Investment", *European Economic Review*, 40, 6, p. 1203-1228.
- Alesina A., Rodrik D., 1994, "Distributive Politics and Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics*, 109, 2, p. 465-490.
- Atkinson A.B., Brandolini A., 1999, "Promise and Pitfalls in the Use of Secondary Data-Sets: a Case Study of OECD Income Inequality", Mimeo, Nuffield College, Oxford.
- Atkinson A.B., Smeeding T.M., Rainwater L., 1995, "Income Distribution in OECD Countries. Evidence from the Luxembourg Income Study", OCDE, Paris.
- Barro R.J., 2000, "Inequality and Growth in a Panel of Countries", *Journal of Economic Growth*, 5, p. 5-32, Mars.
- Barro R.J., Becker G.S., 1988, "A Reformulation of the Economic Theory of Fertility", *The Quarterly Journal of Economics*, 103, 1, p. 1-25.
- Barro R.J., Lee J.W., 1993, "International Comparison of Educational Attainment", *Journal of Monetary Economics*, 32, 3, p. 363-394.
- Becker G.S., Murphy K.V., Tamura R., 1990, "Human Capital, Fertility and Economic Growth", *Journal of Political Economy*, 98, 5, S12-S37.
- Benabou R., 1996, "Inequality and Growth", *NBER Macroeconomics Annual*, 11, p. 11-74.
- Benhabib J., Rustichini A., 1996, "Social Conflict, Growth and Income Distribution", *Journal of Economic Growth*, 1, 1, p. 125-142.
- Bertola G., 1993, "Factor Shares and Savings in Endogenous Growth", *American Economic Review*, 83, 5, p. 1184-1198.
- Bourguignon F., 1998, "Équité et croissance économique : une nouvelle analyse ?", *Revue Française d'Économie*, 13, 3, p. 25-84.

- Breen R., Garcia-Penalosa C., 1998, "Income Inequality and Macroeconomic Volatility: an Empirical Investigation", Mimeo, Nuffield College, Oxford.
- Clarke R.G., 1995, "More Evidence on Income Distribution and Growth", *Journal of Development Economics*, 47, p. 403-427.
- Deininger K., Squire L., 1996, "A New Data Set Measuring Income Inequality", *World Bank Economic Review*, 10, 3, p. 565-591.
- Easterly W., Rebelo S., 1993, "Fiscal Policy and Economic Growth: an Empirical Investigation", *Journal of Monetary Economics*, 32, 3, p. 417-458.
- Forbes K.J., 2000, "A Reassessment of the Relationship between Inequality and Growth", *The American Economic Review*, Septembre.
- Galor O., Zang H., 1993, "Fertility, Income Distribution and Economic Growth: Theory and Cross-Country Evidence", Mimeo, Brown University.
- Galor O., Zeira J., 1993, "Income Distribution and Macroeconomics", *Review of Economic Studies*, 60, 1, p. 35-52.
- Gottschalk P., Smeeding T.M., 1997, "Cross-National Comparisons of Earnings and Income Inequality", *Journal of Economic Literature*, 35, 2, p. 633-687.
- Greene W.H., 1997, *Econometric Analysis*, second edition, Macmillan Publishing Company, New York.
- Grossman I.H., Kim M., 1996, "Predation and Accumulation", *Journal of Economic Growth*, 1, p. 333-350, Septembre.
- Japelli T., Pagano M., 1994, "Savings, Growth and Liquidity Constraints", *The Quarterly Journal of Economics*, 109, p. 83-110.
- Kaldor N., 1956, "Alternative Theories of Distribution", *Review of Economic Studies*, 23, p. 83-100, Mai.
- Metzler A.H., Richard S.F., 1981, "A Rational Theory of The Size of Government", *Journal of Political Economy*, 89, 5, p. 914-927.
- Mirlees J.A., 1971, "An Exploration in the Theory of Optimum Income Taxation", *The Review of Economic Studies*, 38, 114, p. 175-208.
- Murphy K., Shleifer A., Vishny R., 1989, "Income Distribution, Market Size and Industrialization", *The Quarterly Journal of Economics*, 104, 2, p. 537-564.
- Okun A.M., 1975, "Equality and Efficiency. The Big Trade-Off", The Brookings Institution, Washington D.C.

- Perotti R., 1994a, "Income Distribution and Growth: an Empirical Investigation", Mimeo, Columbia University.
- Perotti R., 1994b, "Income Distribution and Investment", *European Economic Review*, 38, p. 827-835.
- Perotti R., 1996, "Growth, Income Distribution and Democracy: what the Data Say", *Journal of Economic Growth*, 1, 2, p. 149-187.
- Persson T., Tabellini G., 1994, "Is Inequality Harmful for Growth?", *American Economic Review*, 84, 3, p. 600-621.
- Piketty Th., 1997, "The Dynamics of the Wealth Distribution and the Interest Rate with Credit Rationing", *Review of Economic Studies*, 64, 2, p. 173-190.
- Romer Th., 1975, "Individual Welfare, Majority Voting and the Properties of a Linear Income Tax", *Journal of Public Economics*, 4, 2, p. 163-185.
- Saint-Paul G., Verdier Th., 1993, "Education, Democracy and Growth", *Journal of Development Economics*, 42, 2, p. 399-407.
- Saint-Paul G., Verdier Th., 1996, "Inequality, Redistribution and Growth: a Challenge to the Conventional Political Economy Approach", *European Economic Review*, 40, p. 719-728.
- Temple J., 1999, "The New Growth Evidence", *Journal of Economic Literature*, 37, 1, p. 112-156, Mars.
- Thorsten B., Demirgüç-Kunt A., Levine R., 1999, "A New Database on Financial Development and Structure", *World Bank Economic Review*, forthcoming.
- Tornell A., Velasco A., 1992, "The Tragedy of the Commons and Economic Growth: why does Capital Flow from Rich to Poor Countries", *Journal of Political Economy*, 100, 6, p. 1208-1231.
- UNDP, 1999, "World Income Inequality Database", on the web, 8 Novembre.
- Verdier Th., 1999, "Développements récents en économie politique de la croissance : un survol rapide", *Revue Économique*, 50, 3, p. 489-497.

INEQUALITY AND GROWTH: THE ROLE OF BORROWING CONSTRAINTS

Abstract - Numerous empirical studies deal with the channels through which inequality affects long-run growth. The socio-political instability approach and the joint education-fertility choice are common explanations. In this paper we emphasize another kind of mechanism, namely the credit constraints approach. Two kinds of valuations are proposed. First, we estimate a reduced form specification that displays a negative relationship between inequality and growth. Secondly, we estimate a simultaneous equation model. We thus show that the credit constraint approach is a relevant explanation for the reduced form relationship.

IMPACTO DE LAS DESIGALDADES EN EL CRECIMIENTO : EL PAPEL DE LOS RACIONAMIENTOS FINANCIEROS

Resumen - Numerosos estudios tratan de los canales de transmisión por los cuales la desigualdad puede afectar las tasas de crecimiento a largo plazo. Una de las explicaciones dadas se halla en la tesis de la inestabilidad socio-política y la de las opciones de educación y fecundidad. Nuestro trabajo usa otro tipo de mecanismo : el de los racionamientos financieros. Proponemos dos tipos de estimación. En primer lugar evaluamos un modelo reducido que revela una relación negativa entre desigualdades y crecimiento. En segundo lugar, estimamos un modelo de estructuras con ecuaciones simultáneas. Gracias a éste, mostramos que el enfoque por los racionamientos financieros es una explicación pertinente de la forma reducida.