

PROTECTION SOCIALE ET CROISSANCE

Roman Arjona, Maxime Ladaique et Mark Pearson

TABLE DES MATIÈRES

Introduction	8
Théories.....	9
Dans quelles circonstances les inégalités pourraient-elles favoriser la croissance ?	9
Dans quelles circonstances les inégalités pourraient-elles nuire à la croissance ?	9
Dans quelles circonstances la protection sociale pourrait-elle nuire à la croissance ?	10
Dans quelles circonstances la protection sociale pourrait-elle favoriser la croissance ?.....	10
Quels peuvent être les liens entre l'inégalité et la protection sociale ?.....	11
Qu'ont montré les études précédentes ?	12
La méthode empirique ?	13
Données	16
Tendances de la distribution du revenu et dépenses sociales publiques totales.....	18
Tendances des dépenses dans le cadre de politiques sociales actives.....	20
Estimations empiriques.....	23
Les modèles de base	23
Dépenses de protection sociale et croissance	24
Dépenses sociales actives et passives	27
Conclusions.....	30
<i>Annexe.</i> Études sur le lien entre la croissance économique, les inégalités de revenu et la protection sociale	34
Bibliographie	42

Les auteurs travaillent à la Division de la politique sociale de l'OCDE, au sein de la Direction de l'emploi du travail et des affaires sociales (DELSA). Nous adressons nos remerciements à Andrea Bassanini, Norman Bowers, Jørgen Elmeskov, Gosta Esping-Andersen, Michael Feiner, Michael Förster, Philip Hemmings, Andrew Jackson, Stéphane Jacobzone, Gaetan Lafortune, John Martin, Antoine Parent, Odile Sallard, Stefano Scarpetta, Peter Scherer, Paul Swaim ainsi qu'aux participants à une Conférence IRPP-CENV sur les liens entre la croissance et l'inégalité, qui s'est tenue au Canada, pour leurs précieuses observations. Les auteurs assument la responsabilité de toutes les erreurs qui pourraient subsister. L'OCDE n'est pas responsable des opinions exprimées dans la présente publication.

INTRODUCTION

Une grande partie du débat sur les systèmes de protection sociale tourne autour de la relation inverse qui existait entre l'objectif de croissance et l'objectif d'équité. Il est souvent fait allusion à la « faisabilité budgétaire » des dispositifs sociaux et à leur impact sur la propension des individus à travailler et à épargner. L'équité, qu'on l'appréhende sous l'angle de l'accès aux services sociaux ou de la distribution finale du revenu, est habituellement perçue comme ayant un coût en termes de production non réalisée, dont certains estiment qu'il vaut d'être supporté quand d'autres sont d'un avis contraire.

Cette façon d'envisager les liens possibles entre l'équité et la croissance peut être trompeuse. Est-ce la distribution du revenu en elle-même qui a une incidence sur la croissance ou les *politiques* mises en œuvre pour parvenir à une distribution équitable du revenu constituent-elles l'élément le plus important ? En fait, il existe des théories plausibles qui montrent que la distribution même du revenu peut avoir une incidence, positive ou négative, sur la croissance, sans agir par l'entremise de la protection sociale. Lorsque l'on examine les *politiques* destinées à atteindre les objectifs d'équité, les permutations deviennent plus complexes encore. Que ces politiques parviennent ou non à resserrer l'éventail des revenus (et dans la pratique c'est rarement leur objectif principal), elles peuvent avoir des effets très différents sur l'affectation des ressources dans une économie et, de ce fait, sur la croissance.

La présente étude a pour objet d'apporter des éclaircissements sur les preuves empiriques de ce que peut être la relation inverse, le cas échéant, entre les politiques destinées à réaliser des objectifs d'équité et la croissance¹. Dans un premier temps, on examine les théories et les éléments de preuve existants relatifs aux effets de la distribution du revenu et de la protection sociale sur la croissance. De nouvelles sources de données sur la distribution du revenu et les dépenses sociales, développées par l'OCDE, sont utilisées pour produire de nouvelles estimations de ces effets. Ces données représentent une amélioration notable par rapport à celles des études précédentes et permettent d'avoir recours aux techniques d'estimation de données de panel performantes qui se sont révélées très utiles pour faire le point sur l'incidence d'autres politiques publiques sur la croissance (Bassanini et Scarpetta, 2001).

THÉORIES

L'incidence d'une plus grande inégalité sur la croissance est indéterminée au plan théorique puisqu'il est relativement facile de trouver des cas où cette inégalité a un effet bénéfique et des cas où elle est préjudiciable. Il en va de même pour les dépenses de protection sociale.

Dans quelles circonstances les inégalités pourraient-elles favoriser la croissance ?

Dans une économie fermée, plus le montant de l'épargne est important, plus le coût du capital est faible et plus le taux d'investissement est élevé et, de ce fait, plus la croissance est forte². Les riches ayant un taux d'épargne supérieur à celui des pauvres, plus la distribution du revenu au niveau national sera inégale, plus le taux d'épargne global sera élevé, et donc, plus le taux d'investissement et le taux de croissance seront importants (Lewis, 1954 ; Kaldor, 1956, 1957 ; et Stiglitz, 1969). Une *redistribution* du revenu ne ferait que retarder la croissance.

De même, si une distribution des salaires artificiellement comprimée (par exemple du fait de la législation sur le salaire minimum ou de négociations centralisées sur les salaires) a pour effet de réduire l'incitation à investir dans des formations qualifiantes permettant l'accès à des emplois d'un haut niveau de productivité. Dans ce cas, de plus grandes inégalités pourraient favoriser la croissance.

Dans quelles circonstances les inégalités pourraient-elles nuire à la croissance ?

Les marchés financiers souffrent de dysfonctionnements bien connus lorsqu'il s'agit de financer les investissements de personnes qui n'ont pas d'autre richesse que leur force de travail. Ils risquent de ne pas mettre de financements à la disposition des ménages les plus pauvres même lorsque le taux de rendement (à la fois pour l'individu et la collectivité) est élevé, du fait qu'aucun actif ne pourrait être saisi par la banque (ou tout autre prestataire de services financiers) en cas de difficultés de remboursement du prêt. En conséquence, une large dispersion des revenus peut aller de pair avec un niveau de prêts et d'investissements plus faible que dans une économie où la distribution du revenu final est plus resserré, comme l'expliquent Saint Paul et Verdier (1992), Galor et Zeira (1993) ou Perotti (1993).

Une distribution du revenu étendue peut engendrer des troubles sociaux et politiques de nature à freiner l'activité économique et l'investissement et donc la croissance. Ce type d'argument a été appliqué, notamment, au cas de l'Amérique latine pour faire apparaître le lien entre les inégalités et tel revirement de politique de l'État, voire un changement de régime. Cela peut déboucher sur des mesures confiscatrices, y compris des réformes agraires sans indemnisation, une réglementation excessive, et même sur une certaine tolérance des actes de corruption

mineure. Les inégalités peuvent aussi amener à tolérer des agissements qui ébranlent les fondements de la société – criminalité, grèves, émeutes, voire, dans les cas les plus extrêmes, l'insurrection, les mouvements séparatistes et les barons de la drogue (Perotti, 1992, 1994 et 1996).

Dans quelles circonstances la protection sociale pourrait-elle nuire à la croissance ?

Si les régimes de prestations sociales découragent les gens de travailler, l'offre de travail dans l'économie diminue, ce qui réduit le niveau de la production et, dans certains cas, de l'investissement et, de ce fait, de la croissance. Quand le système de protection sociale décourage la population d'épargner, à moins que l'épargne publique n'augmente d'un montant équivalent, le capital disponible pour réinvestir diminue. En outre, les impôts qu'il faut prélever pour pouvoir financer la protection sociale peuvent rendre l'innovation moins rentable. Telle est la thèse classiquement développée par Mirrlees (1971).

Dans son étude de la démarche scandinave en matière de protection sociale, Lindbeck (1975) affirme que l'universalité de l'État-providence scandinave a « politisé » la question du rendement de l'activité économique, en ce sens que les gens sont encouragés à rechercher le bien-être matériel par le biais du processus politique – en poussant à l'adoption de lois redistributives – et non par l'entremise de l'activité économique. A terme, il en résulte une perte de capacité entrepreneuriale et de capacité d'innovation.

Dans quelles circonstances la protection sociale pourrait-elle favoriser la croissance ?

La sécurité sociale peut largement contribuer à l'amélioration du bien-être social dans les économies où il n'existe pas de marché de rentes (voir, par exemple, Hubbard et Judd, 1987) et où les individus ont des difficultés à emprunter (Imrohroglu *et al.*, 1995). Dans ce cas, la présence d'un système de sécurité sociale est bonne pour le bien-être social général dans la mesure où il procure à la population une assurance contre les risques que le secteur privé a du mal à mutualiser et à gérer – maladie, chômage, *etc.* En outre, et c'est là un facteur qui intéresse plus directement notre propos, cette assurance permet aux individus de prendre plus de risques dans leur comportement économique puisqu'elle les garantit (dans une certaine mesure) en cas d'échec. A supposer qu'il existe une relation positive entre le degré de risque d'un projet et son taux de rendement attendu, l'assurance offerte par la protection sociale peut favoriser la croissance (Ahmad *et al.*, 1991).

D'autres considérations font penser que la protection sociale peut être bonne pour la croissance. On peut donner un certain nombre d'exemples du type d'argument qui est avancé : la protection sociale peut favoriser la cohésion sociale, d'où

une société mieux à même de faire des choix politiques et économiques « difficiles », ce qui facilite l'ajustement structurel ; la protection sociale évite qu'une catégorie ou une classe sociale ne reste à ce point à la traîne du mouvement général qu'il lui soit impossible de participer à l'économie marchande, occasionnant ainsi une perte permanente de production potentielle ; le fait de mettre les enfants à l'abri de la pauvreté peut avoir des avantages à long terme sur leur développement social et intellectuel, *etc.* En effet, il est devenu de plus en plus courant que les déclarations et communiqués officiels sur les objectifs des systèmes de protection sociale fassent référence à la protection sociale comme à un « investissement social » ou un « facteur productif ».

Dans la pratique, quand on considère la protection sociale comme un investissement, cela veut dire surtout qu'on tend à privilégier des « politiques sociales orientées vers l'emploi » et à modifier l'équilibre entre les dépenses sociales actives et passives en mettant davantage l'accent sur les premières. Ces concepts peuvent être définis comme suit :

- Les politiques *actives* sont destinées à favoriser une hausse de l'emploi des bénéficiaires.
- Les politiques *passives* opèrent simplement des transferts de la consommation d'une catégorie de la société vers une autre, sous la forme de transferts monétaires ou de services.

Si les mesures actives parviennent à accroître l'offre de travail dans l'économie, elles favoriseront la croissance. En d'autres termes, dans la mesure où ce dernier mécanisme est important, plus la part de dépenses actives dans le total des dépenses sociales est élevée, plus les effets sur la croissance seront positifs ou moins ils seront négatifs. Cette optique est conforme à la théorie de Bassanini et Scarpetta, 2001, qui considéraient que bien qu'il y ait des preuves empiriques que l'impôt nuit à la croissance, certaines catégories de dépenses publiques – en particulier l'investissement public – pouvaient avoir des effets positifs.

Quels peuvent être les liens entre l'inégalité et la protection sociale ?

Un groupe de théories analysant la redistribution sous l'angle de l'économie politique postule que l'« électeur médian » se détermine en fonction des gains potentiels qu'il escompte retirer, à titre individuel ou au niveau familial, d'un vote en faveur de la redistribution³. Bien entendu, à moins que le revenu ne soit réparti de façon complètement uniforme, le revenu de l'électeur médian sera toujours inférieur au revenu moyen à l'échelon national. Que la majorité ne vote pas toujours pour la redistribution traduit sans doute le fait que l'électeur médian a conscience que le coût du manque à produire lié à la redistribution annule les gains qu'il pourrait retirer de celle-ci à titre personnel ou au niveau familial. Toutefois, plus le revenu moyen excède le revenu de l'électeur médian, plus il est probable que cet

électeur croira que le gain financier tiré de la redistribution pourra excéder la perte de revenus due au ralentissement de l'activité économique. Si l'ampleur de la redistribution opérée dans un pays correspond aux préférences des électeurs quand celles-ci sont elles-mêmes dictées par le degré d'inégalité, on ne peut pas faire de distinction entre la relation protection sociale-croissance et la relation inégalité-protection sociale. En d'autres termes, un niveau plus élevé de protection sociale nuit peut-être à la croissance mais il correspond au choix fait par les électeurs en raison du degré d'inégalité dans leur pays.

L'étude empirique la plus connue tendant à déterminer si une distribution du revenu étalée va de pair avec un ralentissement de la croissance, en raison des politiques redistributives, est celle de Persson et Tabellini (1994). Ils ont utilisé des données rétrospectives remontant à 1830 pour un groupe de pays qui sont, par la suite, devenus membres de l'OCDE, et des données plus récentes remontant à 1945 pour un plus grand nombre de pays. Il ressort de l'étude de ces deux groupes de pays qu'une distribution plus large du revenu entraîne une croissance plus lente du fait que les électeurs (là où il y a des élections) se prononcent pour des politiques visant à réduire les écarts de revenu mais qui ont pour effet secondaire de freiner la croissance. Alesina et Rodrik (1994) affirment également que leurs estimations viennent étayer ce point de vue.

Milanovic (1999) a constaté que plus les écarts de revenu *avant* impôts et transferts sont grands, plus la redistribution est importante, telle que mesurée par la variation des parts relatives et le coefficient de Gini, bien que les effets apparaissent beaucoup plus limités une fois que les dépenses de pensions sont exclues⁴. Kristov et Lindert (1992) observent que plus l'écart est prononcé entre les riches et la classe moyenne, plus la redistribution est importante, mais un écart plus marqué entre la classe moyenne et le bas de l'échelle des revenus réduit la redistribution.

Qu'ont montré les études précédentes ?

Du milieu des années 80 jusqu'au milieu des années 90, un certain nombre d'études ont montré que la **protection sociale accélér**ait la croissance, notamment celles de Cashin (1994), Castles et Dowrick (1990), Korpi (1985), McCallum et Blais (1987) et Perotti (1992, 1994). L'interprétation donnée par Perotti souligne l'importance des imperfections des marchés financiers et de l'instabilité politique. Ces résultats ont été contredits par Gwartney *et al.* (1998), Hansson et Henrekson (1994), Atkinson (1999), Nördstrom (1992) et Weede (1986, 1991). Aucune estimation empirique établissant une distinction entre les dépenses sociales actives et passives n'a été incluse dans une équation de la croissance. L'annexe résume les indications tirées des études empiriques sur la distribution du revenu et la protection sociale.

12

A partir du début des années 90, les chercheurs ont eu de plus en plus tendance à admettre qu'un accroissement des *inégalités de revenu* nuisait à la croissance (voir dans Perotti 1996 des résultats d'enquête et d'autres observations). Cependant, plus récemment, le doute a été jeté sur la validité de certaines de ces conclusions. En particulier, Forbes (2000) fait valoir que les techniques d'estimation qui ont été utilisées pour la première série de tentatives d'examen des liens entre l'inégalité et la croissance étaient erronées. La distribution du revenu est largement ouverte dans les pays pauvres, elle l'est beaucoup moins dans les pays riches. En fait, il ressortait des premières études, qui avaient souvent recours à la technique des MCO sur données transversales, qu'un resserrement de la distribution du revenu est de nature à permettre à un pays de se rapprocher du groupe des pays riches. Or, en examinant l'évolution des pays dans le temps (sur la base des données de panel), ce qui permet d'identifier les effets de la distribution du revenu indépendamment des effets-pays, Forbes constate qu'une distribution plus étroite du revenu va partout de pair avec une croissance plus faible et non pas plus forte. Cette critique vaut également, pour l'essentiel, pour certaines autres études citées qui prétendent avoir identifié un lien de cause à effet positif entre les dépenses de protection sociale et la croissance. L'association transversale qu'elles démontrent entre de plus grandes dépenses sociales et la croissance revient en fait à observer qu'il existe un État-providence dans les nations riches mais non dans les pays pauvres, ce qui est vrai mais ne démontre en rien que la protection sociale accélère la croissance.

LA MÉTHODE EMPIRIQUE ?

Bien que les théories qui sous-tendent les tentatives visant à tester empiriquement les liens entre les inégalités, la protection sociale et la croissance soient parfois complexes, dans la pratique, pour effectuer une estimation il s'agit presque toujours de prendre un modèle simple des causes de la croissance et d'y ajouter des mesures de l'inégalité et de la protection sociale. La démarche empirique suivie dans la présente étude s'inscrit dans la droite ligne de cette tradition : elle prend le modèle de croissance le plus couramment utilisé et s'efforce de déterminer si l'évolution des dépenses sociales et des inégalités de revenus pourrait expliquer certains points qui ne trouvent pas réponse dans le modèle de base. De ce fait, la présente étude peut être considérée comme reproduisant la méthodologie adoptée par de nombreuses études précédentes. Cependant, comme cela est décrit plus en détail ci-après, cette étude utilise de meilleures données que les études précédentes.

La plupart des analyses des causes de la croissance s'appuyaient autrefois sur le modèle empirique proposé par Solow (1956) et Swan (1956) qui reposait sur une

fonction de production de rendements d'échelle constante avec deux intrants : le travail et le capital. Plus récemment, Mankiw, Romer et Weil (1992) ont ajouté à ce modèle le capital humain comme troisième facteur de production. Leur modèle (MRW) sert désormais de référence dans la majorité des études empiriques des déterminants de la croissance économique (Bassanini et Scarpetta, 2002), la croissance du PIB rapporté à la population d'âge actif étant modélisée en fonction de ce qui suit :

- l'investissement dans le capital physique (un accroissement de l'investissement se traduit par une augmentation du capital par travailleur, et donc par une accélération de la croissance) ;
- le taux de croissance de la population d'âge actif (une accélération de la croissance de la population entraîne un ralentissement de celle du revenu par habitant, pour un stock *donné* de capital physique) ;
- le stock de capital humain (plus le capital humain est important, plus grande est l'efficacité avec laquelle est utilisé le capital physique) ;
- le revenu en début de période (plus un pays est pauvre, plus il est probable que sa croissance sera rapide, puisque les pays plus pauvres peuvent copier les technologies des pays plus riches sans avoir à mettre au point eux mêmes de nouvelles techniques. C'est pourquoi on a choisi d'appeler cette variable « effet de rattrapage »).

Dans les études portant sur les liens entre inégalité, ou protection sociale, et croissance interviennent en outre en tant que variables indépendantes divers indicateurs de l'inégalité ou des dépenses publiques au titre des transferts, choisis de façon plus ou moins *ad hoc* (Temple, 1999). Dans la mesure où le modèle de croissance MRW est le modèle le plus communément employé dans les études empiriques sur la croissance, c'est également celui qui a été retenu ici afin que les éventuelles différences entre les résultats présentés et ceux qui se dégagent de la majorité des autres études ne puissent être imputées à la spécification du modèle utilisé. Toutefois, la présente étude emploie des *données de panel*, à la différence de bon nombre d'autres études (en particulier des plus anciennes) sur les liens entre la protection sociale et la croissance. Cela permet une meilleure précision des estimations et évite certaines inférences erronées tirées de corrélations transversales, évoquées ci-dessus.

Bien que cette méthode soit largement utilisée, elle présente certains problèmes fondamentaux. En effet, il est difficile de spécifier la liste appropriée de régresseurs à inclure dans le modèle. D'un point de vue théorique, il est plausible d'affirmer que pratiquement toute variable qui a une incidence sur un aspect quelconque de l'activité économique a une incidence sur la croissance. Dans la pratique, il est nécessaire de sélectionner un nombre limité de régresseurs qui semblent être les plus importants. Malheureusement, il n'est pas simple de déterminer quelles

sont les variables les plus importantes puisqu'il est possible d'établir des corrélations entre la croissance et à peu près n'importe quoi (voir Sala-i-Martin, 1997a et 1997b). En conséquence, il est difficile de justifier qu'il soit préférable d'utiliser une spécification qui privilégie une série de variables plutôt qu'une autre et il existe un véritable problème de sous-détermination du modèle. Cette étude ne prétend en aucun cas résoudre ce problème.

En outre, comme souligné par Caselli *et al.* (1996), la plupart des études empiriques souffrent d'au moins un des problèmes d'estimation suivants :

- Le problème de la sous-détermination du modèle peut être exacerbé du fait que le modèle de croissance comprend une valeur retardée de la variable dépendante (l'effet de rattrapage). Avec une spécification dynamique, telle que celle-ci, une corrélation sérielle des erreurs – qui peut résulter de l'omission d'un régresseur pertinent – peut se traduire par un manque de fiabilité des coefficients estimés.
- L'endogénéité constitue un problème général dans l'analyse de la croissance puisqu'il est permis de penser qu'un grand nombre des déterminants de la croissance sont, eux-mêmes, affectés par le taux de croissance (par exemple, on considère souvent que l'investissement est lié à la croissance escomptée). L'endogénéité peut se révéler plus préoccupante encore lorsqu'on examine les effets des dépenses de protection sociale, dans la mesure où la demande de protection sociale semble être fortement liée au niveau moyen de revenu de la population (voir plus loin).

Souvent on est obligé de rechercher un compromis pour pouvoir minimiser ces sources potentielles de biais dans les estimations. Par exemple, la plupart des études qui cherchent à trouver une solution aux problèmes liés aux variables omises ignorent purement et simplement le risque d'endogénéité ou inversement. Trois grandes techniques d'estimation sont utilisées dans la présente étude, et elles ont toutes trois leurs avantages et leurs inconvénients.

- Le modèle à *effets fixes* permet d'obtenir des estimations qui tiennent compte des évolutions observées au fil du temps dans chaque pays. Dans l'hypothèse où les effets individuels sont corrélés dans le temps mais non avec les autres régresseurs, cela permet de remédier aux problèmes d'endogénéité. Malheureusement, étant donné la présence de revenus décalés dans la méthode MRW, cette hypothèse est difficile à maintenir quand les estimations du modèle reposent sur des données annuelles. En divisant la période couverte par l'analyse en sous-périodes de dix ans et en utilisant des valeurs moyennes par sous-période pour toutes les variables à l'exception des variables dépendantes décalées, pour lesquelles on utilise les valeurs de *début* de période, la corrélation sérielle s'en trouve, pour le moins, considérablement atténuée (Caselli *et al.*, 1996 ; Forbes, 2000). Toutefois, le nombre

d'observations s'en trouve réduit d'autant et, comme le souligne Temple (1999), le problème de la sous-détermination du modèle subsiste.

- La méthode dite « *pooled mean group* » (PMG) (Pesaran *et al.*, 1999, Bassanini *et al.*, 2001) évite d'avoir à établir une moyenne des données et donne ainsi une précision beaucoup plus grande aux estimations. Elle limite néanmoins les problèmes de corrélation sérielle en modélisant explicitement les effets à court terme (par l'intégration des différences premières des variables indépendantes), qui peuvent varier d'un pays à l'autre, ainsi que les effets à long terme, dont l'égalité est imposée. Cela étant, le risque de sous-détermination du modèle subsiste.
- Une estimation par la méthode MGM-VI (Arellano et Bond, 1991) s'opère sur les différences premières, toutes les valeurs décalées possibles des variables indépendantes étant utilisées comme instrumentales. Cette différenciation supprime le problème de la sous-détermination du modèle, et l'utilisation de variables instrumentales corrige l'endogénéité des variables explicatives. Cette technique d'estimation est donc intéressante pour examiner les causes de la croissance (Caselli, 1996 ; Temple, 1999 ; Forbes, 2000). Toutefois, cette méthode a été élaborée pour des microdonnées, et son fondement théorique suppose que l'on dispose d'un large échantillon d'observations. Lorsque ce n'est pas le cas (comme pour la présente étude) il existe un gros risque de biais sur les variables dépendantes décalées (entraînant notamment une sous-estimation des coefficients) (Bassanini *et al.*, 2001).

Aucune technique ne peut garantir à elle seule l'élimination de tous les problèmes économétriques. Comme analysé dans Arjona *et al.* (2001), la méthode à effets fixes donne des résultats moins précis que les autres prises séparément. C'est pourquoi cette étude présente les estimations obtenues avec les méthodes PMG et MGM-VI de préférence à celles obtenues avec la méthode à effets fixes (mais voir Arjona *et al.*, 2001 pour une série de résultats plus complets). Les résultats qui sont obtenus avec deux méthodes adoptant des démarches si différentes pour tenir compte des difficultés de l'estimation apparaissent plus fiables que celui produit par une seule méthode. Toutefois, les méthodes PMG et MGM exigent toutes deux des données annuelles, alors que les données comparatives sur la distribution du revenu ne sont disponibles qu'à des intervalles de dix ans. C'est pourquoi la méthode à effets fixe est utilisée lorsque cette variable est incluse dans le modèle.

DONNÉES

L'équation de la croissance est estimée sur la base de données annuelles portant sur 21 pays de l'OCDE et couvrant la période 1970 à 1998. Le choix de cette période et de ce groupe de pays est le fruit d'un compromis entre le nombre de

Encadré 1. Variables fondamentales utilisées dans l'analyse empirique

- *Variable dépendante* : taux de croissance moyen annuel du PIB réel par personne en âge de travailler (âgée de 15 à 64 ans), exprimé en parités de pouvoir d'achat de 1993.

Variables de base

- *Rattrapage* : valeur décalée du PIB réel décalé par population en âge de travailler (âgée de 15 à 64 ans), exprimée en parités de pouvoir d'achat de 1993.
- *Investissement* : formation de capital fixe non résidentiel privé réel par rapport au PIB réel.
- *Capital humain* : nombre moyen d'années de scolarité de la population âgée de 25 à 64 ans. Cette variable est tirée de l'ensemble de données de De la Fuente et Doménech (2000) tel qu'adapté par Bassanini et Scarpetta (2001).
- *Croissance démographique* : taux annuel moyen de croissance de la population en âge de travailler (âgée de 15 à 64 ans).

Note : Toutes les variables proviennent de la base de données analytique de l'OCDE, sauf indication contraire.

pays à considérer les séries chronologiques disponibles. La série de données de base – comme du reste l'essentiel de la démarche théorique sur laquelle s'appuie cette étude – est empruntée à de Bassanini *et al.* (2001).

Les dépenses sociales sont tirées de la base de données sur les dépenses sociales (SOCX) de l'OCDE qui applique une définition suffisamment large des dépenses sociales pour recouvrir les politiques actives du marché du travail et les dépenses de santé, ainsi que les transferts monétaires et les services sociaux comme les services en faveur de l'enfance. La base de données SOCX permet une mesure plus fine des effets de la politique sociale sur la distribution du revenu et la croissance que cela n'a généralement été le cas par le passé. Par exemple, elle permet de dissocier les dépenses visant la population d'âge actif des dépenses visant la population dans son ensemble, ainsi que les dépenses sociales actives des dépenses sociales passives.

La base de données SOCX couvre la période allant de 1980 à 1997 pour tous les pays de l'OCDE à l'exception des pays d'Europe centrale et des autres nouveaux membres de l'OCDE (la Corée et le Mexique). Une autre source de données existe pour la période 1970-1980. Ces données (OCDE, 1994), concordent assez

bien, globalement, avec celles recueillies dans la base de données SOCX, mais ne permettent pas de procéder à une désagrégation⁵. Ces données ayant été recueillies selon une méthodologie différente de celle de la base de données SOCX, elles risquent d'être moins fiables. C'est pourquoi, au moment de procéder aux estimations décrites ci-après, on a cherché à vérifier si le fait d'exclure les années 70 a une incidence sur les résultats. Aucune variable significative n'est devenue non significative ou inversement, ce qui donne à penser qu'il est en effet possible d'utiliser avec une certaine confiance les données de longue période.

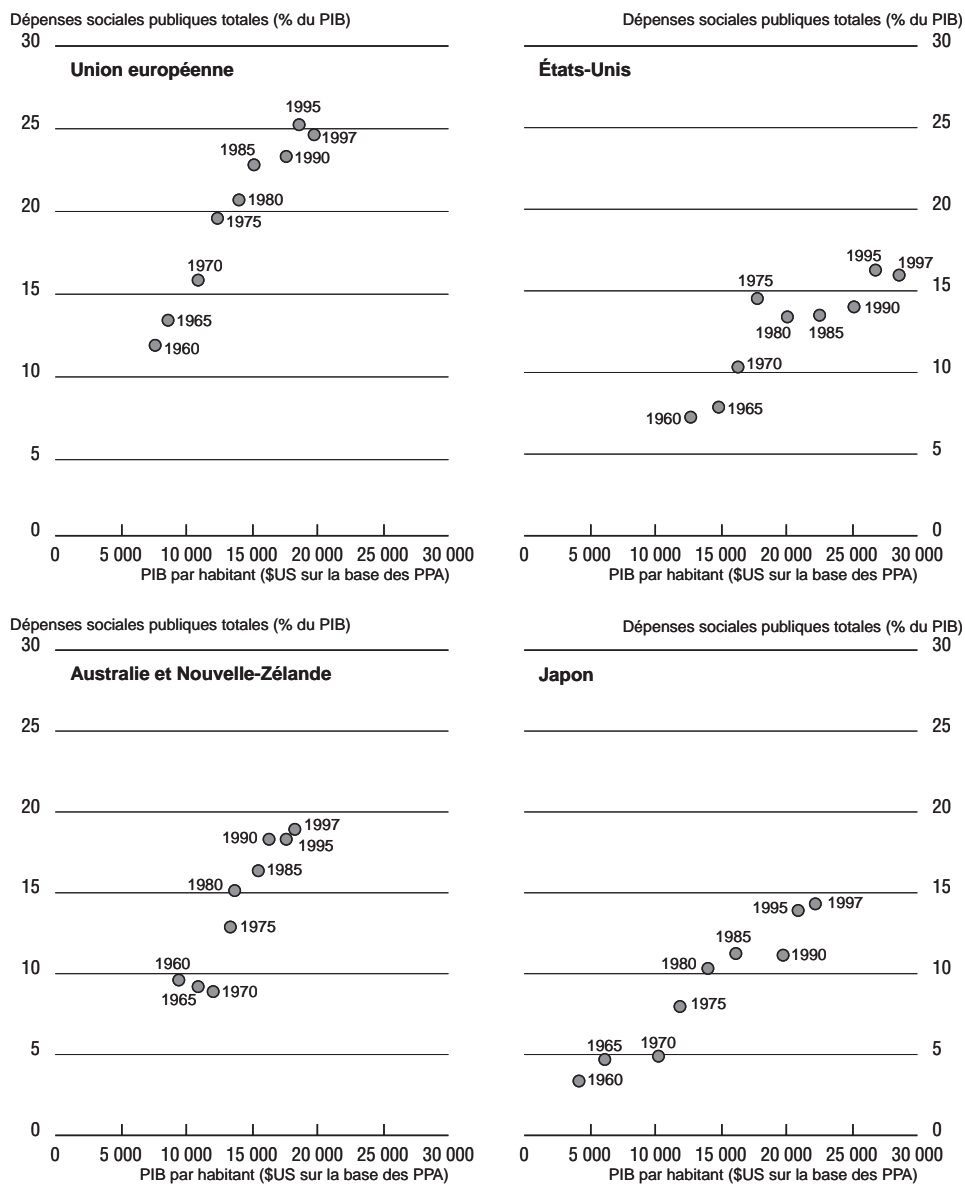
TENDANCES DE LA DISTRIBUTION DU REVENU ET DÉPENSES SOCIALES PUBLIQUES TOTALES

Comme démontré dans Förster (2000) et résumé dans Förster et Pearson (2002), la répartition du revenu final entre les ménages est devenue plus inégale dans la plupart des pays de l'OCDE, mais certes pas dans tous, entre le milieu des années 1980 et le milieu des années 1990. Sur une période plus longue, il est plus difficile de discerner une tendance générale. Toutefois, une tendance générale s'est dessinée dans la quasi-totalité des pays de l'OCDE sur un point significatif : une augmentation de l'inégalité du revenu marchand (à savoir les salaires et les revenus du capital, avant impôts et prestations sociales). Le phénomène se vérifie qu'il s'agisse de l'ensemble de la population ou uniquement de la population d'âge actif.

Depuis 1970, les dépenses sociales (y compris la santé mais hors dépenses d'éducation) dans les pays de l'OCDE ont augmenté d'environ 10 points de pourcentage du PIB en moyenne. Cette croissance ne s'est limitée à aucune région de la zone OCDE en particulier, si ce n'est qu'elle a peut-être été un peu moins rapide dans les pays de l'OCDE non européens. En Europe, les dépenses sociales sont nettement supérieures à ce qu'elles sont dans les pays non européens. Le pays non européen qui affiche les dépenses sociales publiques totales les plus élevées – la Nouvelle-Zélande – se situe derrière tous les pays européens, sauf quatre, sur le plan du rapport des dépenses sociales au PIB en 1997.

Pour chaque pays ou groupement de pays par région, on observe une corrélation positive entre la variation du niveau des dépenses sociales et le PIB par habitant (graphique 1). Cette corrélation peut être interprétée comme témoignant d'une élasticité – revenu de la demande de dépenses sociales supérieure à l'unité – plus on est riche, plus on est disposé à dépenser une part de revenu importante pour préserver sa santé, son niveau de vie au moment de la retraite ou son niveau de consommation antérieur en cas de chômage ou de maladie⁶. Cependant, cette relation ne se vérifie pas entre pays ou groupements régionaux, puisque les dépenses au Japon et aux États-Unis⁷, par exemple, sont très inférieures à celles qu'on attendrait d'un pays européen qui aurait leur niveau de PIB par habitant. Néanmoins, la forte corrélation

Graphique 1. **Dépenses sociales publiques et PIB par habitant**
1960-97



Source : OCDE (2000).

entre le PIB par habitant et les dépenses sociales au sein des groupements régionaux donne à penser qu'il est nécessaire de tenir compte de l'effet inverse dans toute étude empirique des incidences des dépenses sociales sur la croissance.

Une des complications de l'analyse des effets des dépenses de protection sociale sur la croissance tient au fait que les dépenses des pays visent des catégories assez diverses, en fonction des objectifs affichés du système. Alors que certains pays placent la redistribution (des riches aux pauvres, mais aussi en faveur de certains groupes sociaux et démographiques) au coeur de leurs programmes, d'autres pays s'attachent à aider les individus et les familles à redistribuer leurs ressources sur la durée de leur cycle de vie. En conséquence, le montant global des dépenses que l'on peut qualifier de « sociales » peut constituer un indicateur assez médiocre de l'ampleur de la redistribution qui s'opère effectivement des riches vers les pauvres. Manifestement, certaines des théories décrites ci-dessus sur l'effet que pourrait avoir la protection sociale sur la croissance font référence non pas tant au montant global des dépenses sociales qu'aux influences de ces dépenses sur les motivations. Des études récentes de l'OCDE sur la distribution du revenu (voir Förster et Pearson, 2002) ont permis d'élaborer un indicateur de la redistribution nette qui s'opère par l'impôt et les transferts, à savoir l'augmentation de la part du revenu total revenant à la moitié inférieure de la distribution du revenu par suite de l'impôt et des transferts. Le tableau 1 montre l'évolution de cette variable sur la période couverte par l'étude.

Comme on le voit au tableau 1, l'évolution de l'effet redistributif a été considérable au fil des années. Par exemple, dans les années 1970, en Australie, la part du revenu *final* revenant à la moitié inférieure de la distribution du revenu dans la population d'âge actif n'était supérieure que de 2 pour cent à la part de revenu *marchand* de ce groupe. Dans les années 1990, l'écart était de 8 pour cent. Une progression (quoique généralement moins rapide) s'est aussi produite dans d'autres pays. La fiscalité et les transferts ont eu pour effet net de redistribuer davantage de ressources vers la moitié inférieure de la distribution du revenu, soit par suite d'une augmentation des dépenses pour la protection sociale, soit par suite d'un ciblage plus accentué des prestations.

Tendances des dépenses dans le cadre de politiques sociales actives

S'il est tentant de considérer, dans un souci de clarté, que les dépenses sociales sont ou bien totalement actives ou bien totalement passives, les choses sont en réalité plus complexes. La plupart des mesures sociales *ne sont pas* sans ambiguïté actives ou passives. Elles peuvent être principalement actives tout en comprenant des éléments passifs (tel un dispositif en faveur du marché du travail qui peut aussi apporter une garantie de revenu et ouvrir aux bénéficiaires le droit à une assurance-chômage) ; elles peuvent être principalement passives, tout en comprenant certains

Tableau 1. Effets redistributifs de l'impôt et des transferts :
variation de la part de la moitié inférieure de l'échelle des revenus¹

Population d'âge actif			
	Années 70	Années 80	Années 90
Allemagne	..	0.04	0.04
Australie	0.02	0.05	0.08
Belgique	0.11
Canada	0.04	0.05	0.06
Danemark	..	0.05	0.08
États-Unis	0.04	0.04	0.04
Finlande	0.05	0.06	0.09
France	..	0.05	0.06
Grèce	0.00	0.01	0.02
Hongrie	..	0.08	0.10
Irlande	..	0.09	0.10
Italie	..	0.04	0.05
Norvège	..	0.04	0.06
Pays-Bas	0.04	0.07	0.07
Royaume-Uni	0.04	0.07	0.07
Suède	0.06	0.05	0.08
Turquie	..	0.01	0.01

.. Données non disponibles.

1. Voir le corps du texte pour les définitions.

Source : Questionnaire de l'OCDE sur les tendances concernant la distribution du revenu et la pauvreté.

éléments actifs (comme un dispositif de transfert monétaire, assorti de l'obligation d'une recherche d'emploi). La plupart des dispositifs sociaux se situant entre ces deux extrêmes – dispositif actif et dispositif passif – toute distinction, en ce qui les concerne, entre dépenses actives ou passives est dans une certaine mesure arbitraire.

La définition la plus étroite qui puisse être donnée des dépenses sociales « actives » consiste à les rattacher exclusivement aux politiques actives du marché du travail. Celles-ci sont destinées, de façon générale, à aider des personnes sans emploi à trouver et conserver un emploi rémunéré. Elles peuvent prendre des formes diverses : programmes de formation, aide à la recherche d'emploi, services de réinsertion en faveur des travailleurs handicapés, et subventions salariales⁸. Les dépenses destinées à des dispositifs actifs du marché du travail demeurent relativement faibles en pourcentage du PIB, puisque ce n'est que dernièrement qu'elles ont frôlé 1 pour cent du PIB en moyenne (tableau 2). Ces dépenses sont nettement plus élevées dans les pays nordiques, en France, en Allemagne et en Nouvelle-Zélande. Dans des estimations ultérieures, il est également fait référence à une mesure plus large des dépenses sociales actives, où entrent les dispositifs qui visent à accroître

Tableau 2. **Dépenses afférentes aux politiques actives du marché du travail, 1980-1997**

	Pourcentage du PIB				
	1980	1985 ¹	1990	1995	1997
Allemagne	..	0.9	1.1	1.3	1.2
Australie	..	0.4	0.3	0.8	0.5
Autriche	..	0.3	0.3	0.4	0.5
Belgique	..	1.3	1.2	1.4	1.2
Canada	0.3	0.7	0.5	0.6	0.5
Corée	0.1	0.1	0.1
Danemark	0.4	0.9	1.1	1.9	1.7
Espagne	0.2	0.3	0.9	0.8	0.6
États-Unis	0.2	0.1	0.2	0.2	0.2
Finlande	1.0	0.9	1.0	1.5	1.5
France	0.5	0.7	0.8	1.3	1.4
Grèce	..	0.2	0.4	0.4	0.4
Irlande	..	1.5	1.4	1.6	1.6
Islande	0.1	0.1
Italie	1.1	1.0
Japon	..	0.1	0.1	0.1	0.1
Luxembourg	0.3	0.5	0.3	0.2	0.3
Mexique	..	0.0	0.0	0.1	0.1
Norvège	..	0.6	0.9	1.3	1.0
Nouvelle-Zélande	0.6	0.9	0.9	0.7	0.7
Pays-Bas	0.7	1.0	1.1	1.3	1.4
Pologne	0.4	0.5
Portugal	..	0.4	0.6	0.8	0.7
République tchèque	0.1	0.1
Royaume-Uni	0.8	0.7	0.6	0.4	0.4
Suède	1.2	2.2	1.7	2.4	2.1
Suisse	0.1	0.2	0.2	0.5	0.8
Turquie	..	0.1	0.0	0.0	0.1
OCDE ²	..	0.6	0.7	0.9	0.8
Union européenne ³	..	0.8	0.9	1.1	1.1

.. Données non disponibles.

1. 1986 pour le Portugal et la Turquie ; 1987 pour le Japon et le Mexique.

2. Hors Corée, Islande, Italie, Pologne et République tchèque.

3. Hors Italie.

Source : OCDE (2000).

l'offre de main-d'œuvre en réduisant les obstacles à l'activité, y compris les mesures d'aide aux familles telles que l'allocation pour garde d'enfant, ainsi que les mesures qui rendent le fait de travailler rémunérateur (« make work pay ») (Pearson et Scarpetta, 2001)⁹. Les dépenses afférentes à cette sorte de mesures suivent une courbe à la hausse, mais pas particulièrement vigoureuse (Arjona *et al.*, 2001).

ESTIMATIONS EMPIRIQUES

Les modèles de base

Comme il est dit plus haut, la démarche empirique suivie dans la présente étude consiste à traiter les données annuelles pour les différents pays de l'OCDE comme une série de données de panel. Avant d'analyser les effets estimés de la protection sociale sur la croissance, il convient tout d'abord de décrire en quoi les résultats du modèle MRW de base (présentés à la première colonne des tableaux ci-après) diffèrent selon la méthode d'estimation des équations de croissance utilisée. Comme dans Bassanini et Scarpetta (2001), l'estimateur PMG (utilisé dans le tableau 3) donne des coefficients statistiquement significatifs du signe attendu (positif dans le cas du capital humain et des investissements physiques ; négatif dans le cas du « rattrapage » et de la croissance démographique). Il en va pour l'essentiel de même des estimations obtenues par la méthode MGM-VI (utilisé dans le tableau 5), bien que dans ce cas la variable d'investissement physique ne soit pas significative. La méthode MGM-VI permet également de procéder à un cer-

Tableau 3. Effets sur la croissance des dépenses sociales totales

Variable dépendante : taux de croissance du PIB réel rapporté à la population d'âge actif aux PPA de 1993

	Données annuelles – Méthode dite « Pooled Mean Group » ¹				
	Population totale			Population d'âge actif	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Modèle de base	SOCX	(SOCX – Santé)	SOCX	(SOCX – Santé)	
Effet de rattrapage	-0.085 [5.52]**	-0.147 [-4.14]**	-0.151 [4.36]**	-0.112 [2.25]**	-0.126 [2.35]**
Croissance démographique	-15.505 [5.74]**	-2.834 [-2.89]**	-2.811 [2.78]**	-6.789 [9.44]**	-6.604 [8.66]**
Investissement	0.200 [3.65]**	0.345 [9.54]**	0.319 [9.82]**	0.242 [6.94]**	0.256 [7.48]**
Capital humain	0.857 [5.96]**	1.280 [11.66]**	1.240 [11.70]**	1.780 [23.51]**	1.723 [23.21]**
Dépenses sociales	-	-0.134 [-2.57]**	-0.090 [2.14]**	-0.099 [2.52]**	-0.037 [1.56]
Constante	0.674 [5.66]**	0.981 [4.40]**	1.007 [4.60]**	0.635 [2.30]**	0.702 [2.42]**
Observations	533 (1970-1998)	533 (1970-1998)	533 (1970-1998)	340 (1980-1998)	340 (1980-1998)
Log vraisemblance	1 563	1 603	1 601	1 127	1 122
Pays	21	21	21	20	20

1. Toutes les estimations par la méthode PMG intègrent les évolutions à court terme. Les coefficients rapportés ici sont les coefficients à long terme.

Source : OCDE.

tain nombre de tests de corrélation sérielle et de confirmer que le problème ne se pose pas. Par contre, le modèle à effets fixes, utilisant des données décennales ramenées à la moyenne, donne de bien moins bons résultats (Arjona *et al.*, 2001). Bien que les coefficients estimés aient le signe prévu et que l'équation explique en gros une part statistiquement significative de la variation des taux de croissance entre pays et périodes, seul l'effet de rattrapage est estimé de façon suffisamment précise pour présenter le degré de confiance habituellement jugé nécessaire. Cela tient au nombre insuffisant d'observations. C'est pourquoi les sections suivantes ne contiennent pas d'estimations des effets de la protection sociale sur la croissance qui auraient été obtenues au moyen de cette technique.

Dépenses de protection sociale et croissance

On s'attache dans le reste de cette étude à déterminer si les dépenses de protection sociale ont effectivement une incidence sur la croissance. Dans le tableau 3, on intègre les divers indicateurs possibles des dépenses sociales totales au modèle MRW de base. La colonne (1) du premier cadre rappelle les résultats obtenus pour le modèle de base avec la méthode dite « pooled mean group » ; la colonne (2) présente les coefficients estimés de l'équation augmentée des dépenses sociales totales, la colonne (3) ceux obtenus avec la même technique mais en excluant les dépenses de santé des dépenses sociales. Dans les colonnes (4) et (5), ce sont les dépenses destinées aux personnes âgées qui sont exclues, lorsqu'elles peuvent être identifiées séparément, au motif qu'elles pourraient exercer sur les motivations une influence un peu différente de celle des dépenses destinées à la population d'âge actif¹⁰.

Les modèles testés ont un bon pouvoir explicatif et les coefficients des variables entrant dans le modèle de base de la croissance sont tous significatifs et ont le signe attendu. Toutefois, on observe une certaine instabilité des coefficients (par exemple, celui de la croissance démographique), ce qui conduit à recommander une certaine prudence dans l'interprétation des résultats. Cela étant, le coefficient des dépenses totales de protection sociale est négatif et significatif. Hors dépenses de santé, la valeur du coefficient ne représente plus que les deux tiers de la valeur obtenue quand on prend en compte la totalité des dépenses sociales. Quand on fait abstraction des dépenses relatives aux personnes âgées, les coefficients baissent également¹¹.

Ces résultats portent à penser que la protection sociale a une incidence modérée sur le PIB à long terme. Les élasticités partielles montrent que si les dépenses passaient d'environ 18.5 pour cent du PIB (ce qui correspond à la moyenne arithmétique sur toute la période considérée) à 19.5 pour cent du PIB, le PIB se trouverait réduit à long terme de 0.7 pour cent¹². Cet effet est à comparer à celui d'autres variables sur le PIB : une augmentation de l'investissement de 1 pour cent du PIB

accroîtrait le PIB de 1.3 pour cent et un allongement d'un an de la durée moyenne de scolarité de la population d'âge actif accroîtrait le PIB à long terme de plus de 6 points de pourcentage¹³.

L'une des façons d'interpréter ces résultats consiste à dire que l'effet sur la croissance ne résulte pas de la protection sociale en soi, mais de la fiscalité. Autrement dit, à mesure que les dépenses de protection sociale augmentent, la fiscalité s'alourdit, et c'est la fiscalité qui ralentit la croissance et non les dépenses sociales. Un certain nombre d'études ont été consacrées aux effets de la fiscalité sur la croissance. En règle générale, leurs auteurs ont constaté que le rapport des prélèvements fiscaux au PIB a une incidence négative sur la production – plus la pression fiscale est forte, moins il y a de croissance (voir par exemple Bassanini *et al.* 2001), étant entendu que le niveau initial des impôts et la façon dont ils sont prélevés jouent dans chaque cas particulier.

Cependant, même si les dépenses sociales étaient *sans* effet sur la production, alors que le financement desdites dépenses sociales réduirait la croissance, il serait néanmoins normal de penser que les dépenses sociales sont la *cause* de l'alourdissement de la fiscalité et du ralentissement de la croissance, puisque l'augmentation des dépenses sociales explique l'essentiel (voire la totalité) de l'alourdissement de la pression fiscale dans les pays de l'OCDE depuis le milieu des années 1960. En d'autres termes, il est tout aussi probable que les études qui constatent un effet de la fiscalité sur la croissance observent en fait un effet des dépenses de protection sociale que le contraire – étant donné qu'il est impossible d'avoir des dépenses de protection sociale sans escompter un alourdissement de la fiscalité, immédiat ou ultérieur, il n'est pas véritablement possible de dissocier l'effet de la fiscalité de l'effet des dépenses sociales¹⁴.

Aucun élément ne permet de conclure si c'est le niveau de dépenses sociales ou l'ampleur de la redistribution qui a le plus d'effets sur la croissance. Arjona *et al.*, (2001) ont cherché à déterminer si l'effet redistributif net – tel qu'il ressort de l'augmentation de la part de la moitié inférieure de l'échelle des revenus, au niveau, d'une part, de l'ensemble de la population et, d'autre part, de la seule population d'âge actif – a une incidence significative sur la croissance¹⁵. Comme les données relatives à la distribution du revenu ne sont disponibles que pour des dates espacées de dix ans, le modèle a été estimé au moyen de la technique de régression à effets fixes sur les moyennes décennales. Bien que le signe de la variable représentative de l'effet redistributif soit négatif – comme on pouvait s'y attendre si on part du principe que la redistribution entrave la croissance – les tests infirment l'hypothèse d'une explication par les coefficients d'une part statistiquement significative des écarts de taux de croissance entre pays et périodes, que l'on considère la population d'âge actif ou l'ensemble de la population. En outre, on ne peut pas dissocier totalement les effets des dépenses de protection sociale sur la croissance des interactions entre la distribution du revenu et la croissance. L'encadré 2 contient une analyse de ce point complexe.

Encadré 2. **Distribution du revenu et croissance**

Le but de la présente étude est d'analyser les effets de la *protection sociale* sur la croissance. Or, si l'un des grands objectifs des dépenses de protection sociale est de réduire les inégalités de revenus, il convient de savoir s'il existe un lien de causalité entre la distribution du revenu et la croissance. Le tableau 4 présente des estimations des effets de la distribution du revenu sur la croissance. En raison de l'absence de données annuelles, on a dû utiliser un modèle à effets fixes pour obtenir ces estimations. Les diverses mesures de l'inégalité qui sont intégrées à l'équation MRW de base ont toutes un coefficient positif, ce qui donne à penser que l'inégalité* va de pair avec une croissance plus forte, encore que seul le coefficient du carré du coefficient de variation atteigne un niveau proche du seuil de signification. Toutefois, augmentée d'une mesure d'inégalité, l'équation devient extrêmement instable, avec des variations très importantes de la valeur des autres coefficients et, dans de nombreux cas, une perte de signification statistique de toute l'équation dans son ensemble. Arjona *et al.* (2001) font état de conclusions similaires à partir d'estimations de l'inégalité afférentes à la seule population d'âge actif, et portant sur la distribution du revenu *marchand* (c'est à dire l'inégalité avant impôts et transferts) et non sur celle du revenu final. Que le lien entre les inégalités et la croissance ne soit pas absolument prouvé ne revient certes pas à établir qu'il n'existe pas de lien, mais étant donné que la qualité des données utilisées dans cette étude est nettement meilleure que celles généralement utilisées dans des études similaires, l'absence de toute relation significative est révélatrice.

Tableau 4. **Effets sur la croissance de la répartition du revenu final (dans l'ensemble de la population)**

Variable dépendante : taux de croissance du PIB réel rapporté à la population d'âge actif aux PPA de 1993. Moyennes décennales – Modèle à effets fixes¹

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Modèle de base	Gini	CCV	ELM	P9/P1
Effet de rattrapage	-0.360 [2.89]**	-0.265 [1.39]	-0.224 [1.06]	-0.378 [1.11]	-0.242 [1.24]
Croissance démographique	-0.300 [0.49]	0.486 [0.56]	0.017 [0.02]	1.174 [1.16]	0.407 [0.47]
Investissement	0.039 [0.33]	0.056 [0.31]	0.015 [0.08]	0.371 [1.33]	0.040 [0.22]
Capital humain	0.290 [0.94]	0.209 [0.38]	-0.070 [0.12]	0.740 [0.86]	0.221 [0.40]
Inégalité	- -	0.428 [1.59]	0.205 [2.12]*	0.066 [0.43]	0.288 [1.61]
Constante	3.020 [2.92]**	0.755 [0.46]	2.778 [1.58]	1.204 [0.64]	0.280 [0.16]
Observations	62	43	40	32	40
Pays	21	18	17	14	18
R ²	0.43	0.37	0.35	0.36	0.33
F	7.02**	2.35+	1.93	1.47	2.37+

1. Toutes les variables représentatives de l'inégalité concernent les revenus après impôts et transferts et renvoient uniquement à la population d'âge actif.

Source : OCDE.

Encadré 2. Distribution du revenu et croissance (suite)

Toutefois, il ne suffit pas d'analyser l'influence directe de la distribution du revenu sur la croissance pour savoir si les évolutions des deux variables sont liées. Comme indiqué ci-dessus, plusieurs chercheurs (par exemple, Persson et Tabellini, 1994) ont affirmé qu'une distribution étroite du revenu marchand est bonne pour la croissance parce qu'elle réduit la demande de redistribution qui nuit à la croissance. Comme l'indique Rodrik (1998) : « Alors que l'égalité est bonne pour la croissance – si elle est héritée du passé ou si elle résulte de facteurs historiques ou exogènes – les politiques qui visent à introduire davantage d'égalité sont mauvaises pour la croissance. »

Les conclusions présentées dans Arjona *et al.* (2001) indiquent que si le coefficient de Gini du revenu marchand passe de 0.42 à 0.43, l'augmentation correspondante des dépenses sociales sera finalement de l'ordre de 2 pour cent du PIB, ce qui va de pair avec de plus faibles niveaux de PIB. Cependant, il ne s'agit pas de preuves solides à l'appui des arguments énoncés ci-dessus, étant donné que d'autres interprétations de ces résultats sont possibles. En particulier, les dépenses sociales, si elles s'accroissent, peuvent *se substituer* au revenu marchand. Par exemple, si les pensions de régime public sont suffisamment généreuses, les gens ne feront pas l'effort d'accumuler un patrimoine privé pour financer leur retraite (voir l'OCDE, 1998, 2000a). De même, des taux élevés de prestations peuvent entraîner des changements dans les comportements qui se traduiront par une diminution du nombre de personnes au travail. Dans tous les cas, les inégalités du revenu marchand s'accroîtront.

* L'inégalité peut être mesurée de plusieurs façons différentes, chacune pouvant être interprétée comme accordant une pondération différente à diverses parties de la distribution du revenu. Par exemple, le coefficient de Gini est plus sensible à une modification du revenu au milieu de la distribution ; le carré du coefficient de variation aux deux extrémités de la distribution, et l'écart logarithmique moyen au bas de la distribution.

Dépenses sociales actives et passives

L'hypothèse qu'on s'applique à vérifier dans la présente section est que certaines dépenses sociales, correspondant en gros à la définition des dépenses « actives » qu'on a donnée plus haut, ont sur la croissance un effet statistiquement différent de celui des autres catégories de dépenses sociales.

Dans la base de données SOCX de l'OCDE, il n'est possible d'isoler une catégorie de dépenses sociales actives – celle relative aux politiques actives du marché du travail (PAMT) – que pour la période 1984-1997. Dans la colonne (2) du tableau 5 figurent

Tableau 5. Effets sur la croissance des politiques sociales actives

Variable dépendante : taux de croissance du PIB réel rapporté à la population d'âge actif aux PPA de 1993

	Données annuelles – Méthode dite « Pooled Mean Group » ¹				MGM- avec variables instrumentales	
	(1)	(2)	(2a)	(2b)	(3)	(4)
	Modèle de base	Actives et non actives	Actives et non actives (2, hors personnes âgées)	Actives et non actives (2, hors santé)	Modèle de base	Actives et non actives
Effet de rattrapage	-0.220 [2.54]**	-0.299 [4.44]**	-0.316 [4.33]**	-0.335 [4.27]**	-0.150 [29.00]**	-0.241 [4.08]**
Croissance démographique	4.056 [6.53]**	3.230 [4.91]**	3.969 [5.83]**	4.264 [5.51]**	-0.565 [7.02]**	-0.623 [4.26]**
Investissement	0.202 [9.00]**	0.151 [6.28]**	0.211 [8.47]**	0.160 [6.18]**	-0.002 [0.14]	-0.046 [0.71]
Capital humain	1.647 [20.62]**	2.468 [32.91]**	2.547 [32.10]**	2.266 [33.60]**	0.256 [3.42]**	0.618 [1.41]
Dépenses actives	-	0.065 [10.00]**	0.078 [10.57]**	0.067 [8.77]**	-	0.018 [2.07]**
Dépenses non actives	-	-0.426 [13.06]**	-0.351 [12.81]**	-0.249 [12.80]**	-	-0.103 [2.21]**
Constante	1.315 [2.56]**	1.554 [4.52]**	1.398 [4.35]**	1.617 [4.29]**		
Observations	204 (1984-1997)	204 (1984-1997)	204 (1984-1997)	204 (1984-1997)	518 (1970-1998)	244 (1980-1997)
Log vraisemblance	688	613	610	605		
Test de Wald					99.52**	72.18**
Test de Sargan					20.69	17.35
m ²					-3.051**	-0.934
Pays	17	17	17	17	21	19

1. Les estimations par la méthode PMG du modèle (1) intègre les évolutions à court terme. Les coefficients rapportés ici sont les coefficients à long terme. (2) correspond à un modèle d'ajustement partiel.

Source : OCDE.

à la fois les variables relatives aux dépenses actives (définition étroite des PAMT) et aux dépenses non actives (total des dépenses sociales diminué des dépenses liées aux PAMT) comme variables explicatives dans la même régression. En outre, la méthode MGM-VI est aussi utilisée dans les colonnes 3 et 4.

Dans la colonne (2), le coefficient des dépenses sociales actives est positif et significatif, et celui des dépenses non actives est négatif et significatif. Dans les colonnes (2a) et (2b), on a testé la sensibilité de ces résultats aux différentes définitions des dépenses non actives. Le signe, l'ordre de grandeur et la signification du coefficient des dépenses actives demeurent inchangés. Le fait d'exclure les

dépenses de transferts monétaires destinés aux personnes âgées réduit le coefficient négatif sur les dépenses non actives et le fait d'exclure les dépenses de santé le réduit plus encore. Cependant, il demeure significatif. L'application de la technique MGM-VI aux mêmes spécifications du modèle (colonne 4) confirme la fiabilité de ces résultats. Un coefficient positif significatif est obtenu pour les dépenses actives et un coefficient négatif significatif pour les autres dépenses sociales.

L'interprétation la plus plausible de ces estimations est que les deux types de dépenses non seulement ont des effets notablement différents, mais ont aussi des effets significatifs de sens contraire. Un accroissement des dépenses *passives* peut être associé à une croissance médiocre, mais un accroissement des dépenses *actives* est bon pour la production. Ce résultat est, en gros, validé par les deux techniques économétriques utilisées (qui adoptent une démarche différente pour traiter des divers problèmes statistiques).

Les estimations semblent indiquer que le fait de porter les dépenses actives de 0.63 pour cent du PIB (soit la moyenne pour la période et les pays considérés) à 0.73 pour cent du PIB entraînerait une augmentation à long terme du PIB de près de 1 pour cent. L'estimation de la composante « passive » (concrètement, le total des dépenses sociales moins le montant des dépenses actives) laisse supposer que si cet élément passait de 20.7 à 20.8 pour cent du PIB, il en résulterait une réduction à long terme du PIB de 0.2 pour cent. L'effet de dépenses actives sur le PIB, en particulier, semble considérable. Il faut se montrer très prudent dans l'interprétation de résultats aussi frappants, et il convient de prendre très au sérieux des facteurs comme la diminution des rendements marginaux en cas d'accroissement des dépenses actives quand on tente de dégager des conclusions à l'intention des gouvernements sur la base de ces chiffres.

Les évaluations de l'efficacité des politiques actives du marché du travail comme moyen de développement de l'emploi aboutissent à des résultats « nuancés » (par exemple Martin, 2000). Ces résultats permettent-ils d'affirmer que les PAMT ont été efficaces ? La réponse à cette question dépend de ce que l'on entend par « efficace ». Ce que l'on constate, c'est qu'un accroissement des dépenses consacrées aux politiques actives augmente la production. Si le développement de l'emploi était le mécanisme par le biais duquel les dépenses actives favorisent la croissance, on devrait en observer nettement l'effet sur les variables intermédiaires. Par exemple, on pourrait s'attendre à ce que le taux d'emploi de la population augmente en présence d'un fort taux de dépenses « actives ». Les données microéconomiques dont on dispose sur l'efficacité des PAMT rendent bien improbable l'observation d'un tel impact des dépenses sociales actives sur les taux d'activité de la population.

Il pourrait y avoir d'autres explications au fait que le coefficient des dépenses « actives » ait une valeur aussi élevée. Par exemple, des dépenses actives élevées

peuvent être le signe que le gouvernement a engagé d'autres réformes propres à accélérer la croissance ; dans ce cas, ce qui est repéré ne serait pas dû tellement aux dépenses actives qu'à l'orientation générale de la politique publique. Autre hypothèse, les mesures « actives » pourraient être relativement inefficaces comme moyen d'augmentation nette de l'emploi des bénéficiaires, mais réussir assez bien à accroître l'offre de main-d'œuvre effective en mettant des populations écartées du marché du travail en contact avec le monde du travail, ce qui a des effets positifs plus généraux sur les taux de croissance. Malheureusement, il n'est pas possible de prouver ou de réfuter ces hypothèses avec les données agrégées utilisées dans cette étude. L'interprétation la plus judicieuse des résultats de cette étude est de dire qu'elle apporte quelques éléments qui indiquent que les dépenses actives pourraient favoriser la croissance, mais que d'autres constatations devront être faites si l'on veut pouvoir l'affirmer avec quelque certitude.

CONCLUSIONS

Au cours des dernières décennies, des changements importants sont intervenus dans la répartition du revenu et les dépenses sociales dans les pays de l'OCDE. Ce qui frappe le plus quand on examine les données sur la distribution du revenu, c'est que dans (presque) tous les pays de l'OCDE l'inégalité du revenu marchand s'est creusée. Des efforts ont été faits pour éviter un bouleversement de la distribution du revenu final, et pour cette raison en partie, une tendance à l'élévation des dépenses sociales s'est dessinée, qui s'est prolongée au moins jusqu'au début des années 90. Cependant, depuis lors, la croissance des dépenses sociales en pourcentage du PIB semble s'être stabilisée.

Ces évolutions sur le plan de la distribution du revenu et des dépenses de protection sociale ne sont pas sans conséquence. Le but de cette étude était de voir s'il y a des éléments qui permettent d'affirmer que ces changements modifient le taux de croissance de l'économie.

Il ne ressort de la présente étude aucun fait qui permette d'affirmer que le niveau des inégalités de revenu a une incidence dans un sens ou dans l'autre sur le PIB. En revanche, il apparaît clairement qu'un accroissement des dépenses de protection sociale réduit la production, même si l'effet n'est pas très marqué. Pour interpréter ce résultat, il ne faut pas oublier que différents types de dépenses sociales peuvent avoir des effets différents sur la croissance. Les estimations présentées dans cette étude indiquent qu'un surcroît de dépenses « actives » (à savoir des dépenses sociales qui visent à modifier la distribution du revenu marchand en favorisant l'emploi de la partie de la population qui aurait des revenus marchands inférieurs à la normale) va de pair avec une croissance plus forte, tandis que les autres dépenses sociales ralentissent la croissance.

Ces résultats ont été obtenus en appliquant les meilleures méthodes statistiques issues des études précédentes à des données d'excellente qualité, notamment les données les plus fiables qui soient disponibles sur les pays de l'OCDE, au sujet non seulement de la protection sociale et de la distribution du revenu mais aussi de l'investissement, de la croissance du PIB et des investissements dans le capital humain. Les estimations obtenues sont donc les meilleures auxquelles on puisse parvenir sur les incidences des inégalités et des dépenses sociales sur la croissance, mais elles ne sont pas pour autant nécessairement satisfaisantes. En particulier, on ne saurait dire si ces conclusions sont liées à un grave problème de sous-détermination du modèle. Les modèles estimés ici excluent un certain nombre de facteurs potentiellement importants pour la croissance, tels que les indicateurs d'environnement entrepreneurial, d'innovation, de qualité de l'éducation, de R&D, de stabilité macroéconomique, d'ouverture aux échanges, de situation géographique, de religion, *etc.* Les conclusions provisoires énoncées ci-dessus reposent sur des estimations qui ne tiennent pas compte de tous ces autres facteurs qui, vraisemblablement, jouent un grand rôle.

Enfin, il convient de noter que les estimations présentées ici portent sur les effets des variations *à la marge*. Pour autant que les estimations présentées soient jugées fiables, elles amènent à penser qu'un certain accroissement des dépenses actives est probablement bon pour la croissance, tandis qu'un certain accroissement des dépenses passives nuit à la croissance. On ne saurait en conclure, par exemple, qu'un doublement des dépenses actives serait toujours bon pour la croissance ou que, réduites de moitié, les dépenses passives continueraient d'être mauvaises pour la croissance. Le simple bon sens incite à penser qu'il pourrait bien en résulter, dans le premier cas, des dépenses inutiles et, dans le deuxième cas, une instabilité politique alimentée par le ressentiment face à une distribution « injuste » du revenu final.

NOTES

1. La présente étude résume certains des principaux résultats d'une étude plus longue menée par les auteurs, Arjona *et al.* (2001).
2. L'augmentation du taux de croissance dû à un taux d'épargne supérieur n'est que temporaire dans le modèle néo-classique de croissance de base (Swan, 1956 ; Solow, 1956), mais peut être permanente dans d'autres formulations (Romer, 1986, 1990).
3. Dans un grand nombre de modèles économiques de la démocratie, le comportement de l'électeur médian est l'élément clé de la détermination de la politique gouvernementale.
4. Ces résultats concordent avec les conclusions théoriques de Tabellini (2000) et Casamatta *et al.* (2000), entre autres, où plus l'inégalité des revenus avant impôts est forte au sein de chaque génération (et la proportion des personnes âgées dans la population est grande), plus les dépenses de sécurité sociale sont élevées.
5. Toutefois, n'y figurent pas les données pour l'Islande, le Luxembourg, le Portugal, l'Espagne ou la Turquie, ni pour aucun des nouveaux pays membres de l'OCDE (la République tchèque, la Hongrie, la Corée, le Mexique, la Pologne, la Slovaquie).
6. Il y a d'autres explications possibles. Dans la mesure où une partie significative des dépenses sociales ont trait à des services qui ne font pas l'objet d'échanges internationaux, les effets Baumol ou Balassa-Samuelson peuvent être importants. Étant donné que les gains de productivité dans les services publics sont limités, mais que les salaires doivent être alignés sur ceux du secteur marchand, le maintien d'un niveau donné de services sociaux exige qu'une proportion toujours plus grande du PIB leur soit consacrée.
7. Les dépenses au Japon et aux États-Unis ont tendance à être plus faibles que la moyenne européenne dans chacune des principales catégories de dépenses – pour les transferts monétaires aux personnes âgées, le chômage, l'invalidité, *etc.*
8. C'est peut-être la définition la plus restrictive, mais même ainsi elle n'est pas sans poser de problèmes. Comme l'observe Martin, (2000), certaines mesures actives ne sont en fait que des mesures passives déguisées.
9. Il n'existe pas de définition communément admise des mesures visant à rendre le retour à l'emploi financièrement intéressant (« make work pay »). De plus, ce genre de mesures passe plus souvent par la fiscalité que par les dispositifs sociaux ; d'où la difficulté de construire une variable les concernant. Comme ce problème n'a été surmonté qu'en partie, la mesure utilisée ici sous-estime vraisemblablement le manque à gagner qui résulte des transferts opérés pour rendre rémunérateur le fait de travailler sous la forme d'allègements des charges patronales sur la masse salariale.

10. Ces modèles ont également été estimés sur une période plus courte, excluant les années 90 d'une part, le modèle de base donnant des résultats bien moins satisfaisants lorsque les années 90 sont incluses, et excluant les années 70 d'autre part, du fait que les données des années 70 proviennent d'une source légèrement différente et pourraient ne pas être aussi fiables. Les résultats obtenus pour l'une et l'autre des périodes tronquées n'étaient pas significativement différents de ceux obtenus pour la période plus longue (Arjona *et al.*, 2001).
11. La méthode d'estimation MGM-VI (qui devrait corriger les problèmes d'endogénéité) a également été utilisée pour tester les effets des dépenses sociales sur la croissance. Toutefois, l'analyse diagnostique donne à penser qu'il pourrait y avoir corrélation sérielle ; de ce fait les résultats de la méthode MGM ne sont pas fiables dans ce cas précis et ils ne sont pas présentés.
12. Il faut plusieurs années pour que l'effet sur le PIB d'une hausse d'un point de pourcentage des dépenses se fasse pleinement sentir ; dans l'intervalle, le taux de croissance augmente provisoirement.
13. Les résultats indiqués dans ce paragraphe reposent sur des estimations du total des dépenses sociales pour l'ensemble de la période, obtenues au moyen du modèle PMG. Tous les effets sont calculés à la moyenne.
14. Quelle que soit l'interprétation correcte, le fait d'inclure une mesure de la pression fiscale dans l'équation ne modifie pas le coefficient des dépenses sociales ni son interprétation ; en outre, le coefficient de la pression fiscale n'est pas significatif (Arjona *et al.*, 2001).
15. Cette variable permet de rendre compte de l'accroissement induit par la fiscalité et les transferts de la part de revenu allant à la moitié inférieure de l'échelle des revenus marchands. Pour en déterminer la valeur, il est nécessaire de les définir pour des catégories identiques de la population.

Ce modèle ne comporte pas d'erreur de spécification et les deux tests de corrélation sérielle (le test de Sargan comme le m^2) confirment l'absence de corrélation sérielle.

Annexe. Études sur le lien entre la croissance économique, les inégalités de revenu et la protection sociale

Auteurs	Période, méthode, échantillon et sources des données	Variables dépendantes	Variables indépendantes	Résultats
Alesina et Rodrik (1994)	Période : 1960-1985 et 1970-1985. Méthode : MCO et doubles moindres carrés. Échantillons : échantillon de bonne qualité et de qualité médiocre pour 46 et 70 pays. Pays de l'OCDE et pays en développement. <i>Sources</i> : certaines séries existantes ; voir Fields (1993).	Taux de croissance moyen du PIB par habitant sur la période 1960-1985.	Niveau du PIB par habitant en 1960. Taux de scolarisation dans le primaire en 1960. Coefficient de Gini des inégalités de revenu en 1960. Coefficient de Gini de la distribution des terres en 1960. Variable indicatrice de la démocratie.	Plus la répartition des ressources est inégalitaire, plus le taux de croissance économique est faible. Ce lien s'explique par la politique de redistribution. Valeurs significatives et négatives pour les deux coefficients de Gini.
Cashin (1994)	Période : 1971-88 (sous-périodes : 71-75, 76-80, 81-85). Méthode : estimation sur séries chronologiques transversales à l'aide des MCO et de la technique des variables instrumentales groupées, avec une structure d'erreur à un facteur pour une estimation sur données de panel (variables indicatrices par groupes). Échantillon : 92 observations par pays pour 23 pays développés <i>Sources des données</i> : Statistiques financières internationales, World Tables, Statistiques de finances publiques, Summers et Heston et <i>Statistiques de la population active de l'OCDE</i> .	Taux de croissance du PIB réel par travailleur.	Valeur moyenne de la variation du stock de capital public en proportion du PIB. Logarithme naturel du PIB réel par travailleur aux prix de 1985. Taux moyen des dépenses de sécurité sociale et de protection sociale par rapport au PIB. Taux moyen de scolarisation dans le secondaire. Valeur moyenne des recettes courantes pour chaque sous-période. Part moyenne de la population de plus de 65 ans dans la population totale. Niveau moyen du PIB pour chaque sous-période. Niveau moyen des taux d'intérêt durant chaque sous-période. Valeur moyenne de l'indice des prix à la consommation durant chaque sous-période.	L'accroissement des dépenses publique sur les éléments entrant dans les fonctions de production privée entraîne un surcroît de croissance économique. Tel est le cas, par exemple, des paiements de transfert et des investissements publics. Les uns et les autres engendrent des externalités positives qui entraînent une augmentation de l'investissement privé et de la croissance. Coefficients positifs et significatifs pour les dépenses de sécurité sociale. Coefficients positifs et à peine significatifs pour l'investissement public.
Castles et Dowrick (1990)	Période : 1960-1985 Méthode : Régression sur séries chronologiques transversales groupées. MCO (avec test d'endogénéité) à l'aide de variables de contrôle de l'investissement et de l'emploi et de variables indicatrices temporelles. Échantillon : 18 pays de l'OCDE <i>Sources</i> : <i>Statistiques rétrospectives de l'OCDE</i> et <i>Comptes nationaux des pays de l'OCDE</i> .	PIB réel par tête.	Dépenses sociales OCDE (hors santé et éducation).	Coefficients positifs mais non significatifs (si variables de contrôle). En l'absence de variables de contrôle : signes irréguliers et non significatifs.

Annexe. Études sur le lien entre la croissance économique, les inégalités de revenu et la protection sociale (suite)

Auteurs	Période, méthode, échantillon et sources des données	Variables dépendantes	Variables indépendantes	Résultats
Devarajan <i>et al.</i> (1993)	Période : 1970-1990. Méthode : MCO. Échantillon : 69 pays Sources : Statistiques de finances publiques du FMI	Moyenne mobile du PIB réel par tête.	Variables indicatrices par continent. Dépenses publiques courantes hors charges d'intérêt sur le total des dépenses. Dépenses en capital sur le total des dépenses. Dépenses consacrées à la défense sur le total des dépenses. Dépenses de santé sur le total des dépenses. Dépenses consacrées à l'éducation sur le total des dépenses. Dépenses en transports et en communications sur le total des dépenses. Prime de change sur le marché parallèle. Termes de l'échange, chocs liés aux taux d'intérêt.	Examinant la relation entre la composition des dépenses publiques et la croissance, les auteurs estiment qu'un rééquilibrage dans l'éventail des politiques mises en œuvre au profit des activités productives peut entraîner une intensification de la croissance économique. Les résultats montrent, cependant, que seules les dépenses courantes et certaines catégories de dépenses de santé et d'éducation semblent jouer réellement un rôle, avec des coefficients positifs et significatifs.
Easterly et Rebelo (1993)	Période : 1970-88 (et 1870-1988). Méthode : MCO. Régressions sur séries transversales Échantillon : 125 pays (28 pays pour l'estimation sur longue période), pays développés et pays en développement Sources : Summers et Heston (1991), Barro et Wolf (1989), Statistiques de finances publiques, statistiques financières internationales, et Easterly <i>et al.</i> (1993).	Taux de croissance du PIB par habitant. Rapport de l'investissement privé au PIB	Dépenses publiques dans l'agriculture, l'éducation, la santé, le logement, l'infrastructure et l'industrie. En proportion du PIB. Investissements des administrations et entreprises publiques. Taux marginal d'impôt sur le revenu. 1960 : PIB par habitant, taux de scolarisation dans le primaire et dans le secondaire. 1970-1985 : assassinats par million d'habitants, révolutions et coups d'État, victimes de guerre. Rapport du revenu individuel au revenu personnel. Taux des taxes intérieures sur la consommation et l'investissement.	1) Il y a corrélation entre la part des investissements publics d'infrastructure et la croissance. 2) Il y a également corrélation entre l'excédent budgétaire et la croissance et l'investissement. 3) Le lien entre la plupart des autres variables budgétaires et la croissance est statistiquement fragile. 4) Des niveaux élevés d'inégalité des revenus avant 1970 vont de pair avec des niveaux élevés de dépenses publiques d'éducation sur la période 70-88.
Gwartney, Lawson et Holcombe (1998)	Période : 1960-1996 et 1980-1995. Méthode : MCO. Échantillon : 23 pays de l'OCDE Sources : <i>Statistiques rétrospectives de l'OCDE</i> et <i>Perspectives économiques de l'OCDE</i> .	Investissements en proportion du PIB. Taux annuel de croissance du PIB réel.	Part des dépenses des administrations publiques dans le PIB en début de période et évolution durant la période. Investissement en pourcentage du PIB. Droits de propriété* Écart-type du taux d'inflation. Évolution du nombre d'années de scolarité sur la période 80-95* * : variables de contrôle	Des dépenses excessives des administrations publiques freinent la croissance. Il existe une forte corrélation inverse entre : 1) la taille des administrations publiques et la croissance du PIB ; et 2) la croissance des dépenses des administrations publiques et la croissance du PIB.

Annexe. Études sur le lien entre la croissance économique, les inégalités de revenu et la protection sociale (suite)

Auteurs	Période, méthode, échantillon et sources des données	Variables dépendantes	Variables indépendantes	Résultats
Hansson et Henrekson (1994)	Période : 1970-87. Méthode MCO sur des séries portant sur plusieurs pays et plusieurs secteurs, compte tenu de l'investissement et de l'emploi. Échantillon : 14 pays de l'OCDE. Sources : <i>Statistiques rétrospectives de l'OCDE.</i>	Production réelle privée dans 14 branches d'activité.	Transferts de sécurité sociale/PIB	Effet négatif et significatif pour la sous-période 1965-82.
Keefer et Knack (1995a)	Période : 1960-1985. Méthode : MCO. Échantillon : pays en développement.	Coefficient de Gini. Coefficient de Gini appliqué à la propriété financière Q3, 3 ^e quintile de la distribution des revenus.	Part de la sécurité sociale, de l'aide sociale, des transferts publics, des prélèvements fiscaux, des dépenses et de la consommation dans le PIB. Part de l'emploi public.	Signes cohérents mais généralement non significatifs pour les relations entre les coefficients de Gini ou le troisième quintile de la distribution des revenus et la redistribution.
Keefer et Knack (1995b)	Période : 1960-1985. Méthode : MCO. Échantillon : pays en développement. Sources : Données provenant de l'International Country Risk Guide (ICRG) et du Business Environmental Risk Intelligence (BERI).	Croissance du PIB 1960-1985 Rapport moyen de l'investissement réel privé au PIB sur la période 1970-85.	Niveau initial de PIB en 1960. Taux de scolarisation dans le secondaire et dans le primaire en 1960. Part de la consommation publique dans le PIB. Fréquence des coups d'État et assassinats. Ampleur de l'écart du déflateur des investissements de Summers et Heston par rapport à la moyenne.	Il apparaît que les droits de propriété ont un impact plus fort sur l'investissement et la croissance qu'on ne l'avait pensé précédemment. Les taux de convergence vers les niveaux de revenu des États-Unis augmentent lorsque les droits de propriété sont inclus dans les régressions.
Korpi (1985)	Période : 1950-73. Méthode : Séries chronologiques et transversales estimées à l'aide des MCO non pondérés mesurant l'effet total et compte tenu de la part de main-d'œuvre agricole. Échantillon : 17 pays de l'OCDE. Sources : Dépenses sociales du BIT.	PIB réel par habitant.	Dépenses sociales BIT/PIB.	Coefficients positifs et significatifs.

Annexe. Études sur le lien entre la croissance économique, les inégalités de revenu et la protection sociale (suite)

Auteurs	Période, méthode, échantillon et sources des données	Variables dépendantes	Variables indépendantes	Résultats
Kristov et Lindert (1992)	Période : 1960-1981. Méthode : Séries chronologiques et transversales groupées. MCO (avec transformation de Prais-Winsten) et MCG (analyse du biais de simultanéité). Échantillon : 19 pays de l'OCDE Sources : <i>Statistiques rétrospectives de l'OCDE, Statistiques de la population active de l'OCDE</i> , Summers et Heston (1988), <i>Comptes nationaux des pays de l'OCDE</i>	Transferts sociaux (pensions et autres transferts sociaux) sur PIB.	Logarithme du taux de chômage. Logarithme de la part de population âgée de plus de 65 ans. Logarithme du PIB réel par habitant. Logarithme du rapport de l'IPC au déflateur du PIB. Logarithme de la variation des impôts directs par rapport au PIB. Taux de croissance du PIB par habitant. Logarithme du rapport du quintile supérieur au quintile médian de la distribution des revenus. Logarithme du rapport du quintile médian au quintile inférieur de la distribution des revenus.	Les élasticités du PIB réel par habitant sont significatives et positives (les dépenses publiques sont un luxe). Un taux de croissance supérieur affaiblit la volonté d'aider les pauvres (coefficient négatif et significatif). La structure par âge et le chômage influent sur les transferts sociaux (coefficients significatifs et positifs). Demande de transferts sociaux réels élastique par rapport aux prix (coefficients inférieurs à l'unité mais supérieurs à zéro). Un écart de revenu plus marqué entre le quintile supérieur et le quintile médian entraîne un accroissement des transferts progressifs et un écart plus marqué entre le quintile médian et le quintile inférieur entraîne une diminution des transferts progressifs. Un élargissement de l'écart entre le quintile supérieur et le quintile médian se traduit par une réduction des dépenses de pension.
Landau (1985)	Période : 1952-76. Méthode : Séries chronologiques et transversales groupées. Estimations à l'aide de la méthode des variables instrumentales corrigées de l'hétéroscédasticité. Échantillon : 16 pays de l'OCDE. Sources : <i>Comptes nationaux des pays de l'OCDE</i>	Croissance du PIB réel par habitant.	Transferts publics/PIB.	Effets positifs mais non significatifs, que l'on utilise la méthode des MCO ou la méthode des variables instrumentales et que l'on introduise ou non des pondérations dans la population.
Lindert (1996)	Période : 1960-1981. Méthode : MCO Échantillon : 19 pays de l'OCDE. Sources : Base de données de l'OCDE sur les dépenses sociales, statistiques de finances publiques du FMI et <i>Comptes nationaux des pays de l'OCDE</i> .	Logarithme du rapport du 5 ^e au 3 ^e quintile de la distribution des revenus. Logarithme du rapport du 3 ^e au 1 ^{er} quintile de la distribution des revenus.	Part des dépenses de sécurité sociale, de l'aide sociale, du chômage, de la santé et du total des transferts dans le PIB.	Relation cohérente et pour l'essentiel significative pour les variables fiscalité/transferts et signes cohérents. « L'effet d'inertie des dépenses et les impôts qui sont derrière ne permettent pas de vérifier la spirale à la hausse annoncée. » Plus le revenu médian avant impôt est éloigné du revenu des pauvres, moins le pouvoir politique est enclin à dépenser sur des programmes sociaux.

Annexe. Études sur le lien entre la croissance économique, les inégalités de revenu et la protection sociale (suite)

Auteurs	Période, méthode, échantillon et sources des données	Variables dépendantes	Variables indépendantes	Résultats
McCallum et Blais (1987)	Période : 1960-83. Méthode : MCO. Analyse sur des séries chronologiques et transversales groupées Échantillon : 17 pays de l'OCDE. Sources : <i>Statistiques rétrospectives de l'OCDE</i> . Méthode : méthode des variables instrumentales en tenant compte de la croissance de l'emploi.	PIB réel.	Transferts de sécurité sociale/PIB	Coefficients positifs et significatifs.
Milanovic (1999)	Période : Quatre « vagues » de données – milieu des années 70, milieu des années 80, début des années 90 et fin des années 90. Échantillon : 24 démocraties et 79 observations Méthode : MCO Sources : Série de données LIS .	Part de la moitié inférieure de la distribution des revenus. Part du quintile inférieur de la distribution des revenus. Part du revenu disponible total perçue par la moitié inférieure ou par le quintile inférieur de la distribution des revenus. Coefficient de Gini. Gain de la tranche médiane en cas de déplacement du revenu des facteurs vers le revenu disponible. Sont considérés : le revenu des facteurs, le revenu des facteurs majoré des transferts de pension, le revenu disponible.	Coefficient de Gini du revenu des facteurs. Part des personnes âgées de plus de 65 ans. Part du revenu total des facteurs perçue par les 5 ^e et 6 ^e déciles de la population.	Une plus grande inégalité des <i>facteurs</i> va de pair avec des avantages accrus pour les pauvres et les très pauvres, au travers de plus de redistribution. La variable âge n'est pas significative. Le coefficient de Gini a le signe attendu et est significatif. Selon l'échantillon retenu, les avantages peuvent être assez substantiels pour les très pauvres. La redistribution compense intégralement les écarts qui pourraient exister entre les pays au niveau du revenu des facteurs. Elle est plus importante dans les sociétés où la position de départ est particulièrement inégalitaire. Les effets de la redistribution sont moins importants si les pensions sont sorties des transferts et qu'on les traite comme un revenu des facteurs. Rien ne permet d'affirmer que les préférences de l'électeur médian correspondent aux vœux de la majorité.

Annexe. Études sur le lien entre la croissance économique, les inégalités de revenu et la protection sociale (suite)

Auteurs	Période, méthode, échantillon et sources des données	Variables dépendantes	Variables indépendantes	Résultats
Nördstrom (1992)	Période : 1979-89. Méthode : Modélisation de l'effet total à l'aide des MCO. Données transversales. Échantillon : 14 pays de l'OCDE. Sources : <i>Comptes nationaux des pays de l'OCDE</i> .	Croissance du PIB réel.	Autres transferts courants dans les <i>Comptes nationaux des pays de l'OCDE</i> .	Coefficients négatifs et significatifs pour différentes spécifications.
Perotti (1992)	Période : 1960-85 et 1970-85. Échantillon : 72 pays. Méthode : Modèle de MCO à deux équations dans lequel les variables endogènes sont l'investissement et une variable de l'instabilité socio-politique. Estimateurs de Krasker-Welsch robustes pour 1970-1985. Triples moindres carrés pour 1970-85. Sources : Alesina-Rodrik et Persson-Tabellini.	Croissance du PIB, 60-75 et 60-85. Rapport de l'investissement intérieur privé réel au PIB réel. Rapport de l'investissement public réel brut au PIB réel. Rapport des paiements de transfert publics nominaux au PIB nominal.	PIB. Taux de scolarisation dans le primaire et dans le secondaire. Part des troisième et cinquième quintiles de la population. Écart de la valeur PPA à la moyenne pour l'échantillon. Part de la population urbaine dans la population totale. Part de la population âgée de plus de 65 ans. Nombre de révolutions et de coups d'État par an. Nombre de crises gouvernementales par an. Variable indicatrice : gouvernement de coalition. Nombre de manifestations politiques contre le gouvernement. Nombre de grèves politiques. Indice de stabilité politique.	Les transferts publics semblent avoir un effet positif sur la croissance. Cette observation, obtenue en estimant un modèle structurel, complète les travaux de Devarajan <i>et al.</i> (1993) et de Sala-i-Martin (1992). Les inégalités de revenu alimentent le mécontentement social, ce qui accroît l'instabilité socio-politique et accroît les incertitudes sur le plan économique et politique, d'où un frein à l'investissement et à la croissance économique. Il existe une relation inverse entre les inégalités de revenu et la croissance économique. L'instabilité sur le plan social et politique est mesurée à l'aide d'un indicateur synthétique des troubles politiques.
Perotti (1994)	Période : 1960-85 et 1970-85. Échantillon : 72 pays Méthode : MCO et doubles moindres carrés Sources : Alesina-Rodrik et Persson-Tabellini.	Rapport de l'investissement au PIB. Part des transferts publics dans le PIB. Mesure de l'instabilité socio-politique.	Degré d'imperfection des marchés financiers (quotité des prêts hypothécaires), 1960. Mesure de l'égalité de la distribution des revenus en 1960 (part des deux quintiles inférieurs). Taux de scolarisation dans le primaire. Écart des PPA à la moyenne pour l'échantillon. Nombre de révolutions et de coups d'État. Rapport de l'investissement au PIB. Part des transferts publics dans le PIB. PIB. Part de la population âgée de plus de 65 ans dans la population totale	Les résultats amènent à douter de la validité empirique de l'explication endogène par la politique budgétaire de la relation entre la distribution du revenu et l'investissement, tandis que l'approche de l'imperfection des marchés financiers et l'explication par l'instabilité politique se trouvent davantage renforcées. Il existe une relation positive entre la redistribution et la croissance économique, relation parfois significative. L'instabilité politique a un effet négatif et significatif sur l'investissement. Lorsque la part de la classe moyenne augmente, de même l'investissement augmente (coefficient positif et significatif).

Annexe. Études sur le lien entre la croissance économique, les inégalités de revenu et la protection sociale (suite)

Auteurs	Période, méthode, échantillon et sources des données	Variables dépendantes	Variables indépendantes	Résultats
Perotti (1996)	Période : 1960-1985. Échantillon : 67 pays. Méthode : MCO, estimateurs de Krasker-Welsch robustes, moindres carrés pondérés, doubles moindres carrés et variables instrumentales. Sources : Perotti (1992, 1994), Persson et Tabellini (1994), Gastil (diverses années) et Barro et Lee (1993).	Croissance annuelle moyenne du PIB par habitant. Taux marginal moyen d'imposition entre 1970 et 1985. Instabilité socio-politique. Taux net de fécondité – moyenne des valeurs pour 1965 et 1985. Taux de scolarisation des filles dans le secondaire.	Part des 3 ^e et 4 ^e quintiles dans le revenu, 1960. Part du 3 ^e quintile dans le revenu, 1960. PIB par habitant en 1960. Nombre moyen d'années de scolarité dans le secondaire, en 1960. Valeur PPA du déflateur des investissements, par rapport aux États-Unis, en 1960. Part moyenne des dépenses publiques afférentes à la sécurité sociale, à l'aide sociale, à la santé et au logement, et à l'éducation, dans le PIB, 70-85. Imposition du facteur travail, imposition du revenu dans le PIB. Taux moyen d'imposition marginal. Taux d'urbanisation. Part de la population âgée de plus de 65 ans. Taux de scolarisation. Taux net de fécondité. Espérance de vie à la naissance. Fraction de la population appartenant à un groupe ethnique.	Fort lien empirique entre la distribution du revenu et l'instabilité socio-politique et la décision touchant l'éducation/la fécondité. Les contraintes en ce qui concerne l'obtention de prêts et l'investissement sur le capital humain sont également corroborées par les données. La relation entre la distribution du revenu et la politique budgétaire apparaissent moins clairement.
Persson et Tabellini (1994)	Période : 1960-1985. Échantillon : échantillon diversifié de 13 pays de l'OCDE Méthode : l'effet total est mesuré à l'aide d'estimations non pondérées des variables instrumentales Sources : Série dépenses sociales de l'OCDE	Croissance du PIB réel par tête.	Dépenses sociales sur le PIB (les transferts correspondent à la somme des paiements de pension, des prestations/indemnités de chômage et des autres dépenses sociales)	Coefficients négatifs non significatifs.
Sala-i-Martin (1992)	Échantillon : 74 pays. Méthode : MCO. Source : Summers et Heston.	Taux de croissance annuel moyen du PIB par tête tiré de Summers et Heston.	Logarithme de la valeur initiale du PIB par tête. Investissement public en proportion du PIB. Transferts publics (dépenses de sécurité sociale sur PIB). Part de l'investissement dans le PIB.	Coefficient de la régression de la croissance sur les transferts publics et l'investissement positif et significatif. Les transferts au profit des pauvres, le salaire minimum, l'application d'un âge minimum pour travailler et d'autres mesures d'aide sociale contribuent à maintenir les travailleurs ayant un faible capital humain en dehors de l'emploi.

Annexe. Études sur le lien entre la croissance économique, les inégalités de revenu et la protection sociale (suite)

Auteurs	Période, méthode, échantillon et sources des données	Variables dépendantes	Variables indépendantes	Résultats
Vanhoudt (1997)	Période : 1985 (à 1991 lorsque c'est possible) Échantillon : 13 à 15 pays de l'OCDE (selon la variable dépendante choisie). Méthode : régression sur des séries transversales à l'aide des MCO. Sources : Séries de données de Deininger et Squire (1996) sur l'inégalité, the Penn World Tables (PWT5.6), <i>Indicateurs de science et de technologies de l'OCDE</i> , <i>Étude sur l'emploi de l'OCDE</i> et <i>Perspectives de l'emploi de l'OCDE</i> .	Logarithme de Gini. Logarithme de la part du 1 ^{er} quintile dans le revenu Logarithme de la part du 5 ^e quintile dans le revenu Logarithme du rapport entre les revenus du 5 ^e et du 1 ^{er} quintiles.	Logarithme de la part d'investissement moyenne sur le capital physique, 65-91. Logarithme de la part d'investissement moyenne en R-D, 75-85. Logarithme du taux de croissance moyen de la main-d'œuvre, 85-91. Logarithme de la part moyenne du PIB consacrée au financement des PAMT, 85-91. Logarithme de la part moyenne du PIB consacrée au financement des PPMT, 85-91. Logarithme de la part moyenne du PIB (PAMT + PPMT). Variation en pourcentage du coin fiscal, 85-91.	Les dépenses afférentes aux politiques en faveur de l'emploi n'ont pas d'effet significatif sur le coefficient de Gini, mais elles ont un effet sur les autres mesures de l'inégalité. Les dépenses afférentes aux PAMT améliorent notablement la part de revenu au bas de l'échelle des revenus au détriment de la tranche supérieure de revenu. Le coin fiscal a un effet significatif sur les inégalités dans toutes les régressions estimées.
Weede (1986)	Période : 1960-1982. Échantillon : OCDE Méthode : MCO sur des séries chronologiques et transversales groupées. Effet total, compte tenu de la part de main-d'œuvre dans l'agriculture. Sources : <i>Statistiques rétrospectives de l'OCDE</i>	PIB réel. PIB réel par habitant	Transferts de sécurité sociale/PIB.	Coefficients négatifs avec effet fort.
Weede (1991)	Période : 1960-1985. Échantillon : 19 pays de l'OCDE Méthode : séries chronologiques et transversales groupées. Effet total, compte tenu de la part de main-d'œuvre dans l'agriculture et de la durée de la période démocratique. MCO. Sources : <i>Statistiques rétrospectives de l'OCDE</i>	PIB réel. PIB par habitant PIB par travailleur	Transferts de sécurité sociale/PIB.	Effet négatif relativement fort.

Source : OCDE.

BIBLIOGRAPHIE

- AGHION, P., E. CAROLI et C. GARCIA-PEÑALOSA (1999),
« Inequality and Economic Growth: the Perspective of the New Growth Theories ». *Journal of Economic Literature*, n° 37, pp. 1615-1660.
- AHMAD, E., J. DREZE, J. HILLS et A K. SEN [dir. publ.] (1991),
Social Security in Developing Countries. Oxford University Press, Oxford.
- ALESINA, A., S. ÖZLER, N. ROUBINI et PHILLIP SWAGEL (1992),
« Political Instability and Economic Growth ». *NBER Working Paper* n° 4173.
- ALESINA, A. et DANI RODRIK (1994),
« Distributive Politics and Economic Growth ». *Quarterly Journal of Economics*, n° 109(2), pp. 465-90.
- ARELLANO, M. et STEPHEN BOND (1991),
« Some Tests of Specification for Panel Data: Monte Carlo Evidence and an Application to Employment Equations ». *Review of Economic Studies*, avril, n° 58(2), pp. 277-297.
- ARJONA, R., M. LADAIQUE, et M. PEARSON, (2001),
« Growth, Inequality and Social Protection » Politique du marché du travail et politique sociale. Document hors série n° 51. OCDE, Paris.
- ATKINSON, A.B. (1999),
The Economic Consequences of Rolling Back the Welfare State. The MIT Press, Cambridge.
- BARRO, R. et JONG-WHA LEE (1994),
« Data Set for a Panel of 138 Countries », Harvard University.
- BARRO, R. et X. SALA-I-MARTIN (1992),
« Convergence ». *Journal of Political Economy*, n° 100, pp. 223-251.
- BARRO, R. et X. SALA-I-MARTIN (1995),
Economic Growth. McGraw Hill: New York.
- BASSANINI, A., S. SCARPETTA et P. HEMMINGS (2001),
« Economic Growth: The Role of Policies and Institutions – Panel Data Evidence from OECD Countries ». Document de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE, n° 283.
- BASSANINI, A. et S. SCARPETTA (2001),
« Does Human Capital Matter for Growth in OECD Countries? » Document de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE, n° 282.
- BASSANINI, A. et S. SCARPETTA (2002),
« Les moteurs de la croissance dans les pays de l'OCDE : Analyse empirique sur des données de panel », *Revue économique de l'OCDE*, n° 33.

- BAUMOL, W.J. (1986),
« Productivity Growth, Convergence and Welfare: What the Long-Run Data Show ». *American Economic Review*, n° 76, pp. 1072-1085.
- BÉNABOU, R. (1996),
« Inequality and Growth ». *NBER Macroeconomics Annual*, 1996.
- BERTOLA, G. (1998),
« Macroeconomics of Distribution and Growth », dans Atkinson, A.B. et F. Bourguignon (dir. publ.), *Handbook of Income Distribution*.
- BLOCK, S.A. (1999),
« Does Africa Grow Differently? ». *Equity and Growth through Economic Research (EAGER) Discussion Paper*, n° 33.
- BRANDOLINI, A. et N. ROSSI (1998),
« Income Distribution and Growth in Industrial Countries », dans Tanzi, V. et Ke-Young Chu (dir. publ.) *Income Distribution and High-Quality Growth*, the MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- CASAMATTA, G., H. CREMER et P. PESTIEAU (2000),
« The Political Economy of Social Security ». *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 102(3), pp. 503-522.
- CASELLI, F., G. ESQUIVEL et F. LEFORT (1996),
« Reopening the Convergence Debate: a New Look at Cross-Country Growth Empirics ». *Journal of Economic Growth*, n° 1(3), septembre, pp. 363-389.
- CASHIN, P. (1994),
« Government Spending, Taxes and Economic Growth ». *IMF Working Paper WP/94/92*.
- CASTLES, F.G. et S. DOWRICK (1990),
« The Impact of Government Spending Levels on Medium-Term Economic Growth in the OECD, 1960-85 ». *Journal of Theoretical Politics*, 2, pp. 173-204.
- CELLINI, R. (1997),
« Growth Empirics: Evidence from a Panel of Annual Data ». *Applied Economic Letters*, n° 4, pp. 242-257.
- DEVARAJAN, S., V. SWAROOP et HENG-FU ZOU (1993),
« What Do Governments Buy? ». *World Bank Working Paper* 1082. Banque mondiale, Washington, D.C.
- DE LA FUENTE, A. et R. DOMENECH (2000),
« Human Capital in Growth Regressions: How Much Difference Does Data Quality Make? », Document de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE, n° 262.
- EASTERLY, W. et S. REBELO (1993),
« Fiscal Policy and Economic Growth: An Empirical Investigation ». *Journal of Monetary Economics*, 32(3), pp. 417-58.
- FAGERBERG, J., B. VERSPAGEN et M. CANIELS (1997),
« Technology, Growth and Unemployment across European Regions ». *Regional Studies*, juillet, n° 31(5), p. 457.
- FAN, S., L. ZHANG et XIAOBO ZHANG (2000),
« How Does Public Spending Affect Growth and Poverty? The experience of China », multicopié. Communication présentée à la 2^e Conférence annuelle du Global Development Network, Tokyo, Japon, décembre.

- FORBES, K. (2000),
« A Reassessment of the Relationship Between Inequality and Growth », *American Economic Review*, vol. 90, n° 4.
- FÖRSTER, M. (2000),
« Trends and Driving Factors in Income Distribution and Poverty in the OECD Area », Politique du marché du travail et politique sociale. Document hors série n° 42. OCDE.
- FÖRSTER, M. et M. PEARSON (2002),
« Income Distribution and Poverty in the OECD Area: Trends and Driving Forces », *Revue économique de l'OCDE*, n° 34.
- GALOR, O. et J. ZEIRA (1993),
« Income Distribution and Macroeconomics ». *Review of Economic Studies*, 60, pp. 35-52.
- GRUBER, J. et D. WISE (2001),
An International Perspective on Policies for an Aging Society, NBER Working Paper 8103, janvier.
- GWARTNEY, J., R. LAWSON et R.G. HOLCOMBE (1998),
« The Size and Functions of Government and Economic Growth ». Joint Economic Committee Paper, Washington D.C.
- HANSSON, P. et M. HENREKSON (1994),
« A New Framework for Testing the Effect of Government Spending on Growth and Productivity ». *Public Choice*, 81, pp. 381-401.
- HUBBARD, R.G. et K.L. JUDD (1987),
« Social Security and Individual Welfare », *American Economic Review*, n° 77, vol. 4, pp. 630-646.
- IMROHOROGLU, A., S. IMROHOROGLU et D.H. JOINES (1995),
« A Life Cycle Analysis of Social Security », *Economic Theory*, n° 6, vol. 1, pp. 83-114.
- ISLAM, N. (1995),
« Growth Empirics: A Panel Data Approach », *Quarterly Journal of Economics*, novembre, n° 110(4), pp. 1127-1170.
- KALDOR, N. (1956),
« Alternative Theories of Distribution », *Review of Economic Studies*, 23(2), pp. 83-100.
- KALDOR, N. (1957),
« A Model of Economic Growth », *Economic Journal*, 67, pp. 591-624.
- KEEFER, P. et D.S. KNACK (1995a),
« Polarization, Property Rights and the Links Between Inequality and Growth ». Banque mondiale, multcopié.
- KEEFER, P. et STEPHEN KNACK (1995b),
« Institutions and Economic Performance: Cross-Country Tests using Alternative Institutional Measures », *Economics and Politics*, 7, pp. 207-227.
- KNIGHT, M.D., N. LOAYZA et D. VILLANUEVA (1993),
« Testing the Neoclassical Growth Model », Fonds monétaire international, septembre, n° 40(3), pp. 521-541.
- KORPI, W. (1985),
« Economic Growth and the Welfare System: Leaky Bucket or Irrigation System? », *European Sociological Review*, 1, pp. 97-118.
- KRISTOV, L., P. LINDERT et R. MCCLELLAND (1992),
« Pressure Groups and Redistribution », *Journal of Public Economics*, 48(2), pp. 135-63.

- LANDAU, D.L. (1985),
« Government Expenditure and Economic Growth in the Developed Countries: 1952-1976 ». *Public Choice*, 47, pp. 459-77.
- LEWIS, W.A. (1954),
« Economic Development With Unlimited Supply of Labour ». *Manchester School*, 22, pp. 139-191.
- LINDBECK, A. (1975),
« Inequality and Redistribution Policy Issues (Principles and Swedish Experience) », dans *L'éducation, les inégalités et les chances dans la vie*, vol. 2, OCDE, Paris, pp. 229-385.
- LINDERT, P. (1996),
« What limits social spending? ». *Explorations in Economic History*, 33, pp. 1-34.
- MANKIW, G.N., D. ROMER et D.N. WEIL (1992),
« A Contribution to the Empirics of Economic Growth ». *Quarterly Journal of Economics*, mai, n° 107, pp. 407-437.
- MARTIN, J. (2000),
« Ce qui fonctionne dans les politiques actives du marché du travail : observations découlant de l'expérience des pays de l'OCDE », *Revue économique de l'OCDE*, n° 30, 2000/1.
- MCCALLUM, J. et A. BLAIS (1987),
« Government, special interest groups and economic growth ». *Public Choice*, 54, pp. 3-18.
- MILANOVIC, B. (1999),
« The median voter hypothesis, income inequality and income redistribution : An empirical test with the required data ». Banque mondiale, Groupe de recherche sur le développement. Washington DC.
- MIRRLEES, J.A. (1971),
« An Exploration into the Theory of Optimum Income Taxation ». *Review of Economic Studies* 38(114), pp. 175-208.
- NÖRDSTROM, H. (1992),
« Studies in trade policy and economic growth ». *Monograph n° 30. Institute for International Economic Studies*, Stockholm.
- OCDE (1994),
Les nouvelles orientations de la politique sociale, Paris.
- OCDE (1998),
Préserver la prospérité dans une société vieillissante, Paris
- OCDE (2000),
Base de données de l'OCDE sur les dépenses sociales, 1980-1997, Paris.
- OCDE (2000a),
Des réformes pour une société vieillissante, Paris.
- PEROTTI, R. (1992),
« Fiscal policy, income distribution and growth ». *Columbia University Working Paper* 636.
- PEROTTI, R. (1993),
« Political equilibrium, income distribution, and growth ». *Review of Economic Studies*, 60, pp. 755-776.
- PEROTTI, R. (1994),
« Income distribution and investment ». *European Economic Review*, 38, pp. 827-35.

- PEROTTI, R. (1996),
« Growth, income distribution and democracy: what the data say ». *Journal of Economic Growth*, 1(2), pp. 149-87.
- PERSSON, T. et G. TABELLINI (1994),
« Is Inequality harmful for growth? ». *American Economic Review*, 84(3), pp. 600-621.
- PESARAN, M.H. et R. SMITH (1995),
« Estimating long-run relationships from dynamic heterogeneous panels ». *Journal of Econometrics*, n° 68(1), pp. 79-113.
- PESARAN, M.H., Y. SHIN et R. SMITH (1999),
« Pooled Mean Group estimation of dynamic heterogeneous panels ». *Journal of the American Statistical Association*, n° 94, pp. 621-634.
- RODRIK, D. (1997),
Has Globalization Gone Too Far? Institute for International Economics, Washington D.C.
- RODRIK, D. (1998),
Comment on « Equity and Growth in Developing Countries: Old and New Perspectives on the Policy Issues » par Michael Bruno, Martin Ravallion et Lyn Squire, dans *Income Distribution and High Quality Growth*, Tanzi, V. et Chu, K. (1998), MIT Press.
- ROMER, P. (1986),
« Increasing Returns and Long-Run Growth », *Journal of Political Economy*, 94.
- ROMER, P. (1990),
« Endogenous Technological Change » *Journal of Political Economy*, 98.
- SALA-I-MARTIN, X. (1992),
« Transfers ». *NBER Working Paper* 4186.
- SALA-I-MARTIN, X. (1997a),
« I Just Run Two Million Regressions ». *American Economic Review*, 87(2), pp. 178-183, 1997.
- SALA-I-MARTIN, X. (1997b),
« I Just Run Four Million Regressions ». *NBER Working Paper* 6252.
- SAINT-PAUL, G. et T. VERDIER (1992),
« Historical Accidents and the Persistence of Distributional Conflicts ». *Journal of the Japanese and International Economies*, 6, pp. 406-422.
- SOLOW, R. (1956),
« A Contribution to the Theory of Economic Growth ». *Quarterly Journal of Economics*, n° 70, pp. 65-94.
- STIGLITZ, J. (1969),
« The Distribution of Income and Wealth Among Individuals ». *Econometrica*, 37(3), pp. 382-97.
- SWAN, T. (1956),
« Economic Growth and Capital Accumulation ». *The Economic Record*, n° 32, pp. 334-361.
- TABELLINI, G. (2000),
« A Positive Theory of Social Security ». *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 102(3), pp. 523-545.
- TEMPLE, J. (1999),
« The New Growth Evidence ». *Journal of Economic Literature*, 37, pp. 112-156.

- VANHOUDT, P. (1997),
« Do Labor Market Policies and Growth Fundamentals Matter for Income Inequality in OECD Countries? Some Empirical Evidence ». *Document de travail du FMI*, WP/97/3.
- WEEDE, E. (1986),
« Sectoral Reallocation, Distributional Coalitions and the Welfare State as Determinants of Economic Growth Rates in OECD Countries ». *European Journal of Political Research*, 14, pp. 501-19.
- WEEDE, E. (1991),
« The Impact of State Power on Economic Growth Rates in OECD Countries ». *Quality and Quantity*, 25, pp. 421-438.