

L'inégalité, frein à la croissance? L'effet de l'inégalité des revenus sur les taux de croissance de dix pays de l'Europe de l'Ouest

Daniel OESCH

Résumé

Dans le présent article, le lien entre la distribution des revenus et les taux de croissance est analysé de manière empirique à l'aide d'une série de régressions. A l'opposé des études antérieures, la relation en question est examinée à la fois dans l'espace et dans le temps: l'auteur construit un panel basé sur une période de 40 ans et sur un échantillon homogène, composé par dix pays de l'Europe de l'Ouest. Démontrant une corrélation négative significative entre les deux variables, les résultats confirment la théorie qui identifie l'inégalité comme un frein à la croissance. Il en suit que les facteurs concernant la distribution du revenu se répercutent sur la croissance économique à moyen et long terme au même titre que les variables macroéconomiques traditionnelles. Ces résultats sont discutés à la lumière de deux transformations économiques récentes, le cas de la croissance américaine d'une part et la globalisation des économies d'autre part.

Introduction¹

Le nombre important de publications ne trompe pas: la question des inégalités focalise l'attention des milieux scientifiques et inquiète les observateurs du social. La présente étude cherche à enrichir ce débat en analysant de manière empirique l'impact de l'inégalité sur la croissance économique. Autrement dit, nous nous intéressons à la question de savoir si une distribution des revenus plus ou moins égalitaire contribue à expliquer les taux de croissance d'un pays donné. L'intérêt que suscite cette question se justifie par les implications politiques importantes qui en découlent. En effet, si l'inégalité

¹ Cet article fait partie d'un projet dirigé par Yves Flückiger. Je le remercie de son soutien ainsi que Hanspeter Kriesi et deux lecteurs anonymes de la RSSP pour leurs commentaires.

s'avérait être une variable explicative pertinente, ses liens étroits avec la fiscalité et les assurances sociales nous contraindraient à élargir le spectre de la politique économique, au-delà des variables macro-économiques traditionnelles. Une politique judicieuse à court terme, qui cependant négligerait les effets des variables socio-économiques comme ceux de l'inégalité, pourrait ainsi s'avérer sous-optimale à moyen et long terme.

Notre démarche est la suivante: après une brève présentation des études empiriques et théoriques consacrées au lien en question, nous examinons la relation entre l'inégalité et la croissance à l'aide d'une série de régressions. L'originalité de notre approche réside dans le choix de l'échantillon et dans la sélection de la période temporelle. A l'opposé des études empiriques antérieures qui amalgament les économies de l'OCDE avec les pays en voie de développement, notre échantillon se veut homogène en étant composé uniquement par dix pays de l'Europe de l'Ouest et du Nord. En ce qui concerne la méthode, nous privilégions une série de régressions en forme de panel, couvrant une période de 40 ans, au lieu de suivre l'approche dominante qui privilégie une estimation en coupe transversale à un moment historique donné. Nous concluons l'étude en discutant nos résultats à la lumière de deux phénomènes qui remettent en question le lien entre l'inégalité et la croissance, à savoir le bilan américain pendant les années 90 et l'effet de la globalisation.

Un bref aperçu de la littérature

Depuis longtemps déjà, le conflit entre l'égalité et l'efficacité occupe l'avant-scène des débats économiques et politiques. Mais ce n'est qu'à partir des années 90, qu'un nombre important d'études empiriques lui a été consacré. Persson et Tabellini (1994) testent l'hypothèse selon laquelle l'inégalité dans la distribution des revenus déprime les taux de croissance à l'aide d'une régression en coupe transversale pour 56 pays et d'un panel temporel pour 9 pays hautement industrialisés. Ils obtiennent une relation négative entre les deux variables, un résultat qui est confirmé par Alesina et Rodrik (1994) qui utilisent également une variable pour la distribution de la terre. Bourguignon (1994) aligne exclusivement 35 pays en voie de développement et confronte leur taux de croissance à cinq variables explicatives, dont l'inégalité. Ses estimations montrent un lien négatif entre une distribution du revenu inégalitaire au début et la performance macroéconomique subséquente. Dans de nombreux tests économétriques, Clarke (1995) aboutit au même résultat, rejoint par Birdsall et al. (1995) ainsi que par Deininger et Squire (1997). Dans des régressions en coupe transversales pour 35 à 70 pays, Perotti (1996) montre que la corrélation entre l'inégalité et la croissance est plus forte pour les pays riches que pour les pays pauvres. Deux

autres études s'intéressent à l'impact que déploie l'inégalité sur l'épargne (Venieris et Gupta 1986) ou l'investissement (Alesina et Perotti 1996) et aboutissent au même constat: la distribution inégalitaire du revenu paraît avoir un impact nuisible sur l'épargne comme sur l'investissement, freinant de manière indirecte la croissance.

Quant aux aspects théoriques qui expliquent cette relation négative, les opinions divergent. Un premier groupe d'auteurs, réunis autour de l'approche du *public choice*, invoque comme élément clef les conflits redistributifs: dans une société inégalitaire où une grande partie de la population n'a pas accès aux ressources productives de l'économie, l'électeur médian demande à l'Etat plus de redistribution. Cette demande se traduit dans des taux d'imposition et de redistribution plus élevés, déprimant ainsi les perspectives de croissance (Persson et Tabellini 1994; Alesina et Rodrik 1994). A la base d'une approche concurrente se trouve *l'imperfection du marché du crédit*: une distribution inégalitaire freine la croissance à travers la contrainte du crédit qui empêche les individus pauvres d'effectuer la quantité efficiente d'investissements en capital physique ou en capital humain (Aghion et Bolton 1992; Galor et Zeira 1993; Piketty 1994, 1997; Bénabou 1996; Saint-Paul et Verdier 1996). Un troisième modèle invoque *l'instabilité socio-politique* comme lien entre l'inégalité et la performance macro-économique: une distribution inégalitaire du revenu est susceptible de provoquer le mécontentement social qui peut se traduire en grèves, manifestations, violence de masses ou éclats de coups politiques. L'activité productive étant perturbée et les droits de propriété étant mis en cause, les perspectives de croissance d'une économie sont compromises (Venieris et Gupta 1986; Alesina et Perotti 1996; Benhabib et Rustichini 1996; OCDE 1996). Dans un quatrième modèle, la concentration du revenu freine la croissance parce qu'elle empêche la formation d'une demande interne assez grande pour stimuler l'innovation de nouveaux produits. (Murphy et al. 1989; Zweimüller 1999).

La vérification empirique

Les études empiriques passées en revue dans le premier chapitre ont une propriété en commun: elles examinent toutes l'influence de l'inégalité sur la croissance dans l'espace, basées sur un échantillon de 35 à 90 pays ayant des structures économiques et sociales fortement différentes.² L'objectif de notre étude est différent: nous nous proposons d'analyser la relation entre

² Il faut signaler une exception notable, à savoir l'étude de Persson et Tabellini (1994). Les deux auteurs analysent la relation en question à la fois dans l'espace (une régression en coupe transversale sur 50 pays) et dans le temps (pour neuf pays sur une période de 155 ans).

l'inégalité et la croissance dans le temps pour un nombre limité de pays de l'Europe de l'Ouest. À cette fin, nous explicitons dans un premier temps l'hypothèse et le cadre de notre étude empirique afin de mettre en évidence, dans un deuxième temps, les variables retenues et leur mesure, tout en insistant sur les problèmes touchant à l'appréhension statistique des données sur l'inégalité. Dans un troisième temps, nous exposons de façon détaillée les résultats issus des différentes régressions estimées et nous concluons cette partie en interprétant la robustesse de ces résultats.

Le cadre de l'étude: un panel

Notre étude se concentre principalement sur une région particulière, à savoir l'influence de l'inégalité sur la croissance en Europe occidentale. Nous formulons ainsi l'hypothèse que le niveau des inégalités économiques explique en partie la performance macro-économique des pays de cette région. En fonction de critères de similitudes économiques (pays industrialisés à revenu élevé), politiques (gouvernement démocratique consolidé) et sociales (sociétés dites modernes à tradition chrétienne), nous retenons dans notre échantillon les dix pays suivants: les quatre pays scandinaves (le Danemark, la Norvège, la Suède et la Finlande), les Pays-Bas, la Belgique, la Suisse, la France, l'Allemagne et le Royaume-Uni.

Nous soumettons la relation entre inégalité et croissance à une analyse empirique pour une période allant de 1955 jusqu'à 1994. Pour tous les pays, ces quarante ans sont divisés en cinq phases de huit ans chacune, de sorte que la première observation comprend les années 1955-1962. Nous construisons ainsi un panel qui tient compte à la fois de l'aspect spatial (les différences entre les pays) et de l'aspect temporel (les différences entre les phases). La théorie affirme que c'est la croissance à moyen terme qui devrait être affectée par une distribution inégalitaire des revenus. C'est pour cette raison que nous mesurons le taux moyen de croissance du PIB sur huit ans: en tenant compte des cycles conjoncturels de Juglar, qui durent en moyenne entre six et neuf ans (Maddison 1991), nous réussissons à évacuer – au moins partiellement – les fluctuations conjoncturelles des taux de croissance.

Les variables et leur mesure

Pour expliquer la croissance, nous ne développons pas de modèle théorique propre, mais nous utilisons une fonction de production ad hoc, qui intègre deux inputs: le capital physique et le travail. A ces derniers, nous ajoutons, conformément à notre hypothèse, une première variable mesurant l'inégalité et une seconde tenant compte des écarts de développement.

Croissance par habitant

Dans toutes nos régressions, la variable expliquée est représentée par le taux moyen de croissance réel du PIB par habitant, appelé GROWTH. Nous possédons une observation pour chaque période de huit ans pour chacun des dix pays, donc un total de 50 observations. La valeur moyenne de la variable sur toute la période est de 2.54%, les deux valeurs extrêmes de l'échantillon allant de 0.15% (la Suède entre 1987 et 1994), à 5.72% (l'Allemagne entre 1955 et 1962). Les données proviennent de Maddison (1995) et sont toutes exprimées en dollars constants de 1990. Elles sont exposées dans l'annexe.

Input de capital physique

La variable explicative appelée CAPITAL, exprimant le niveau d'accumulation du capital, est mesuré par le rapport entre le montant de la formation de capital brut et le PIB de l'année précédente en prix constant. Conformément à l'hypothèse selon laquelle les variables explicatives déploient leur impact sur la croissance à moyen terme, nous mesurons la variable CAPITAL au début des différentes sous-périodes. Afin de diminuer l'influence conjoncturelle sur les taux d'accumulation, nous prenons une moyenne sur deux ans pour chaque sous-période et chaque pays. Selon la théorie soutenant que la croissance est fonction du taux d'accumulation de capital physique, le signe attendu du coefficient de cette variable est positif. Les données sont toutes calculées à partir des *Annuaire statistiques des comptes nationaux* publiés par les Nations Unies et s'avèrent consistantes avec les données de publications différentes (Denison 1967). Elles sont présentées dans l'annexe.

Input de travail

La variable explicative appelée HOURS représente le volume de travail fourni par la population d'un pays donné, et elle est mesurée par le nombre d'heures de travail moyen par semaine dans l'industrie manufacturière. Au cours de la période de 40 ans de 1955 à 1994, une tendance très nette vers la diminution du temps de travail peut être observée: les heures hebdomadaires moyennes oscillent entre 49 (les Pays-Bas en 1955) et 29.1 (la Norvège en 1987). Nous rassemblons les données systématiquement au début des différentes sous-périodes, conformément aux présupposées théoriques et afin d'éviter une causalité inverse directe. Le signe attendu du coefficient de la variable HOURS est positif. Les données sont tirées des statistiques du *Bureau International du Travail* et présentées dans l'annexe.

Les écarts de développement

L'intégration des écarts de développement parmi les variables explicatives de la croissance se justifie par un concept emprunté à Maddison (1989, 1995) qui explique le développement économique en divisant les différents pays entre "meneurs" et "suiveurs". Cette dichotomie tient compte de la diffusion des innovations: en exploitant le fond technologique du pays "meneur", les pays "suiveurs" s'adaptent au progrès technique à un prix qui est largement au-dessous du prix initialement payé par le pays "meneur". L'augmentation spectaculaire de la productivité du travail en Europe occidentale pendant les Trente Glorieuses s'explique ainsi en partie par l'adaptation très rapide (grâce aux échanges d'experts et des transferts initiaux de capital) de la technologie américaine, plus avancée.

La variable GDPGAP tient compte de ce rattrapage technologique. Pour chaque sous-période, nous divisons le PIB par habitant des différents pays par le PIB par habitant du pays le plus riche de l'échantillon. Le fait que les différents PIB soient tous convertis en dollar constants de 1990 nous permet de comparer les écarts de développement dans l'espace et dans le temps. Les rapports entre le PIB par habitant des différents pays et le PIB par habitant le plus élevé vont de 0.47 (la Finlande en 1955) jusqu'à 1 (la Suisse, étant le pays le plus riche au début de toutes les cinq sous-périodes). Si le processus de diffusion technologique a lieu entre cet ensemble de pays, on doit s'attendre à un signe négatif du coefficient de la variable: plus un pays est initialement riche, moins il sera en mesure de profiter des innovations du pays "meneur", parce que l'écart peu important entre les deux PIB signifie qu'il en a déjà absorbé une partie importante. Les données sont calculées à partir des séries statistiques de Maddison (1995) et mise en évidence dans l'annexe.

Les données sur l'inégalité

L'inconsistance des données statistiques

Toute étude traitant de l'inégalité est confrontée à un problème majeur, à savoir la qualité très médiocre des données statistiques, souvent pas disponibles du tout. Le commentaire de Paukert, économiste au Bureau International du Travail (BIT) au début des années 70, est à cet égard très parlant: "même lorsqu'on se fonde sur les statistiques actuelles, l'analyse de la répartition du revenu est une entreprise quelque peu téméraire, et l'établissement de comparaisons internationales à une grande échelle suppose beaucoup de courage" (Paukert 1973).

Le Tableau 1 visualise les disparités dans la mesure de l'inégalité entre les différentes sources à travers l'exemple du Royaume-Uni, le pays pour lequel le plus de données sont disponibles.

Tableau 1: *Distribution du revenu au Royaume-Uni selon différentes sources*

	Jain (75)	Sawyer (76)	Atkinson et al. (92)	Atkinson et al. (95)	Economic Trends (91)	van Ginneken et Park (84)
1963/64	8.62	6.52				
1967	6.81	5.98 ¹ /5.56 ²				
1973		6.44	5.31			
1979			5.61	4.09	3.83	3.94
1986			8.24(84/85)	5.09	4.32	

Notes: Rapport entre le revenu des 20% les plus riches et celui des 20% les plus pauvres de la population (q5/q1). ¹: d'après les données du *Blue Book*; ²: d'après les résultats de *Family Expenditure Survey*
Sources: Jain (1975) est une publication de la Banque Mondiale, Sawyer (1976) de l'OCDE. Les données d'Atkinson et Micklewright (1992), d'Economic Trends (1991) et de van Ginneken et Park (1984) sont cités dans Atkinson, Rainwater et Smeeding (1995), une étude effectuée dans le cadre de l'OCDE.

L'inconsistance des données concernant la distribution du revenu n'est pas un fait propre aux statistiques britanniques. Aux États-Unis, le rapport entre les 20% les plus riches et les 20% les plus pauvres de la population oscille pour la même année 1986 en fonction de la source statistique entre 7.0 (Atkinson et al. 1995) et 12.1 (U.S. Department of Commerce 1992). Ces disparités peuvent s'expliquer par des différences dans la définition des revenus ou dans la définition de l'unité d'observation: les résultats divergent considérablement si, au lieu de prendre le ménage, on choisit l'individu comme unité de mesure des revenus. Même si l'unité ménage est systématiquement privilégiée et l'inégalité du revenu est basée sur le concept d'échelles d'équivalence, les données relatives aux pays pour différentes périodes seraient difficilement comparables pour qu'on puisse valablement les utiliser. Pour la période couverte par notre étude (de 1955 à 1994), les données sur l'inégalité des revenus proviennent de dix sources différentes, ce qui pose le problème sérieux de la comparabilité à la fois dans l'espace et dans le temps.³

Un substitut fiable: l'inégalité salariale entre les sexes

Devant choisir entre la témérité invoquée par Paukert (1973) et la prudence, nous nous décidons pour la deuxième option: les données statistiques mesurant directement l'inégalité de la distribution des revenus ne se prêtent pas à

³ A notre connaissance, la seule étude faite avec des données sur la distribution du revenu comparables entre un grand nombre de différents pays de l'OCDE est la Luxembourg Income Study (LIS) menée sous la direction de Atkinson (Atkinson et al. 1995). Ces données ne remontent malheureusement pas au-delà du milieu des années soixante-dix.

une étude comparée sur 40 ans et doivent être remplacées par un indicateur plus fiable, tenant compte du même phénomène.

Une bonne approximation de l'inégalité de la distribution des revenus est représentée par l'inégalité entre le salaire moyen masculin et féminin. D'après la théorie (Boymond 1993), l'écart salarial entre les sexes traduit la valorisation du statut hiérarchique dans une économie et la pénalisation infligée par le marché du travail en termes de salaires aux emplois non-qualifiés, majoritairement détenus par les femmes. Dans une étude empirique, Blau et Kahn (1992) analysent les causes des écarts salariaux entre les sexes aux Etats-Unis à l'aide d'une comparaison internationale. Ils obtiennent des résultats qui impliquent que cet écart très important aux Etats-Unis – présent malgré le niveau élevé de capital humain de la main d'œuvre féminine et une politique anti-discriminatoire – s'explique en très grande partie par la distribution générale des salaires: "le résultat étonnant de cette étude est l'importance énorme de la structure globale des salaires dans l'explication des différences internationales entre les écarts salariaux femme/homme. Le niveau d'inégalité salariale plus élevé aux Etats-Unis explique l'écart salarial entre les sexes, plus élevé dans ce pays que dans les autres pays industrialisés" (Blau et Kahn 1992: 28). Si l'on admet que l'inégalité des salaires représente la composante principale de l'inégalité des revenus (Gottschalk 1993), les données sur l'inégalité salariale entre les sexes paraissent constituer un substitut valable pour cette dernière.⁴

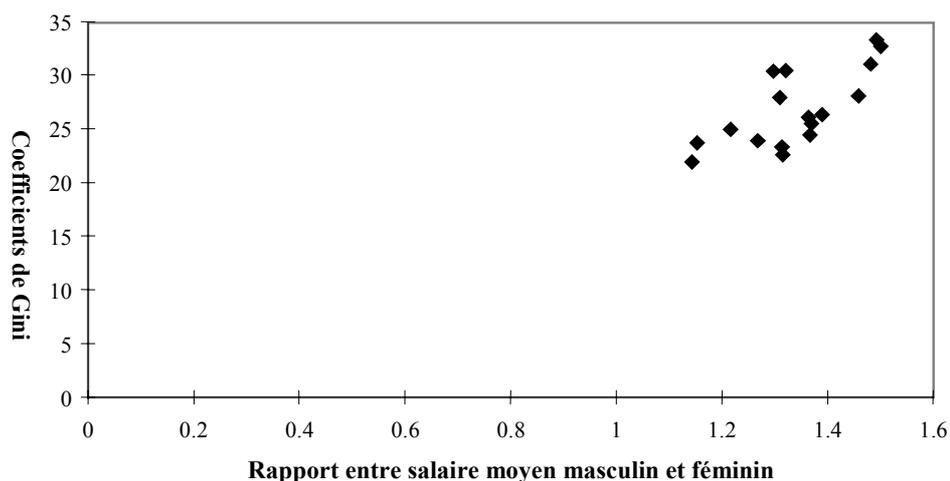
Ayant mis en évidence la relation théorique entre les deux indicateurs, il nous reste à analyser la relation statistique. Nous rassemblons ainsi les coefficients de Gini – qui mesurent dans le cas présent l'inégalité des revenus – de l'unique source permettant la comparabilité internationale (Atkinson et al. 1995) pour les confronter aux données sur l'inégalité salariale entre hommes et femmes, mesurée par le rapport entre le salaire moyen masculin et le salaire moyen féminin pour la même année.

Le Graphique 1 permet de visualiser la corrélation entre les deux mesures de l'inégalité. Le coefficient de corrélation entre les deux variables est de 0.72, une valeur relativement élevée. La mesure du pouvoir explicatif (r^2) vaut 0.52, ce qui signifie que les 17 données mesurant l'inégalité sexuelle expliquent 52% de la variation des 17 coefficients de Gini. Le nombre réduit d'observations doit pourtant inciter à une certaine prudence dans l'interprétation de ce résultat. Cependant, les arguments théoriques, la corrélation statistique et la consistance des données mesurant l'inégalité sa-

⁴ Une autre composante importante en est la corrélation des revenus entre membres d'un même ménage: les personnes avec des revenus élevés se marient à des partenaires avec des revenus élevés, tandis que les ménages les plus pauvres sont souvent représentés par des femmes seules avec des enfants à charge (Piketty 1997).

lariale entre les sexes justifient le choix de cette dernière comme variable explicative, remplaçant les données trop douteuses sur l'inégalité des revenus.

Graphique 1: Corrélation entre inégalité salariale entre les sexes et inégalité des revenus



Propriétés de la variable explicative ADJ_INEQUY

La quatrième variable explicative ADJ_INEQUY se réfère à l'inégalité des salaires moyens entre les sexes. Nous la mesurons en divisant le salaire moyen masculin par heure par le salaire moyen féminin par heure, et ceci dans l'industrie manufacturière afin de minimiser l'influence des différences structurelles entre les économies. Ces rapports sont tous calculés à partir des données publiées par le Bureau International du Travail pour la première année de chaque sous-période.

Les valeurs des écarts salariaux entre hommes et femmes varient entre 1.73 (la Grande-Bretagne en 1963) et 1.11 (la Suède en 1987) et une tendance nette vers la baisse est observable tout au long de la période. Afin d'amortir l'impact de cette tendance temporelle qui est en grande partie due à un changement socioculturel, nous divisons chaque valeur par la moyenne des dix données de chaque sous-période.⁵ Les variations dans l'espace res-

⁵ Nous prétendons que l'inégalité entre les sexes a diminué à la suite d'un changement socioculturel: l'émancipation des femmes, allant de pair avec la constitution d'un mouvement social revendiquant plus d'égalité entre les sexes, a fait diminuer les écarts salariaux sans que l'inégalité des revenus ait diminué au même rythme. En éva-

tent inchangées, tandis que dans le temps, seules les variations relatives aux autres pays de l'échantillon restent perceptibles. Ajustées de cette manière, les valeurs vont de 75,5 (la France en 1955) à 117,5 (le Royaume-Uni en 1971). Le signe attendu du coefficient de la variable ADJ_INEQY est négatif. Les valeurs ajustées et non-ajustées sont présentées dans l'annexe.

Les résultats des régressions

Les variables explicatives mises en évidence, nous estimons notre fonction à l'aide de régressions OLS (*ordinary least squares*), la méthode courante dans les estimations de la croissance (Persson et Tabellini 1994; Alesina et Rodrik 1994).⁶ En se basant sur 50 observations, notre analyse se rapproche d'autres études empiriques *cross section* qui sacrifient une partie de l'étoffe empirique à la fiabilité des données sur l'inégalité et à l'homogénéité des pays de l'échantillon.⁷

Le Tableau 2 expose les résultats des différentes estimations. Dans une première régression (1), les quatre variables CAPITAL, HOURS, GDPGAP et ADJ_INEQY expliquent ensemble environ 53% de la variation de la variable GROWTH. La variable CAPITAL a le signe attendu et est statistiquement significative, tout comme la variable HOURS qui a également le signe positif prédit. La variable rendant compte des écarts de développement, GDPGAP, a une influence négative très significative, comme le suggère la théorie. ADJ_INEQY, la variable mesurant les inégalités salariales entre les sexes, n'a pas seulement le signe négatif attendu, mais déploie également un effet significatif sur GROWTH.

Une carence de l'estimation (1) consiste dans l'omission d'une variable rendant compte du capital humain. En introduisant HOURS, les heures moyennes de travail par semaine, nous prenons en considération uniquement la quantité de travail, laissant de côté l'aspect qualitatif. Toute la nouvelle littérature de la croissance endogène souligne cependant l'importance des connaissances et de la formation comme facteurs productifs (Romer 1986; Lucas 1988). Nous en tenons compte dans la régression (2) en élargissant la gamme de nos variables explicatives par une variable additionnelle pour le capital humain, appelé SCOLAR. Pour la mesurer, nous avons

quant le trend temporel absolu (mais en gardant le trend temporel relatif entre les différents pays), nous obtenons un indicateur qui remplace mieux l'inégalité des revenus.

⁶ Dollar et Kray (2000: 31) montrent dans leur analyse de l'impact de la croissance sur la pauvreté que les estimations OLS ne causent pas de biais empiriquement pertinents.

⁷ Clarke (1995) rassemble entre 70 et 80 observations, Persson et Tabellini (1994) s'appuient dans leurs estimations sur 38 et 59 cas, Bourguignon (1994) se limite à 35 observations.

recours au pourcentage d'élèves inscrits dans les établissements scolaires du premier et second degré. Le choix de cet indicateur SCOLAR peu raffiné est dicté à la fois par la disponibilité et la comparabilité des données statistiques. Le fait de mesurer les taux d'inscription dix ans avant le début des différentes sous-périodes nous permet d'assimiler ces flux de formation à des stocks de capital humain. Afin d'évacuer la tendance temporelle, qui se manifeste au cours de la période de 40 ans vers un élargissement de la scolarisation dans les deux premiers degrés, nous divisons toutes les valeurs individuelles par la valeur moyenne des sous-périodes respectives. Les données ne reflètent ainsi – comme les données d'inégalité sexuelle – que les variations temporelles relatives aux changements intervenus dans les autres pays. Les valeurs sont tirées des annuaires statistiques de l'UNESCO (pour une présentation, voir l'annexe). Le signe attendu du coefficient de la variable SCOLAR est positif.

Le Tableau 2 résume les résultats de l'estimation (2) qui intègre le capital humain comme variable explicative: toutes les quatre variables explicatives CAPITAL, GDPGAP, ADJ_INEQY et HOURS deviennent plus significatives sans changer de signe. L'influence négative de l'inégalité sur la croissance est encore renforcée et la variable SCOLAR est statistiquement significative avec le signe positif attendu. Les cinq variables expliquent ensemble 60% des variations de la croissance dans les dix pays de l'échantillon pendant la période de 40 ans.

Tableau 2: Régressions pour la croissance 1 à 4

variable explicative	Régressions			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Constant	0.039** (2.29)	-0.017 (-0.53)	0.017 (0.53)	-0.019 (-0.56)
CAPITAL	0.085* (2.98)	0.094* (3.38)	0.083** (2.67)	0.089** (2.56)
HOURS	0.763E-03* (2.84)	0.975E-03* (3.47)	0.933E-03* (3.26)	0.117E-03* (4.50)
GDPGAP	-0.049* (-5.09)	-0.037* (-3.24)	-0.047* (-4.86)	-0.041** (-2.70)
ADJ_INEQUY	-0.291E-03** (-2.06)	-0.334E-03** (-2.41)	-0.259E-03 (-1.85)	-0.336E-03** (-2.22)
SCOLAR		0.040 (2.01)	0.010 (0.49)	0.046** (2.22)
nombre d'observations	50	50	54	45
R ²	0.57	0.61	0.56	0.61
R ² ajusté	0.53	0.56	0.52	0.56

Remarques: le Tableau représente des régressions des moindres carrés ordinaires (OLS). La variable expliquée est le taux de croissance moyen du PIB par habitant sur une période de 8 ans. Les t-statistiques sont entre parenthèses: * statistiquement significatif au seuil de 1%, ** statistiquement significatif au seuil de 5%. La régression (3) inclut deux observations respectives pour les Etats-Unis et le Canada. La régression (4) est estimée sans la Suisse.

En analysant la fiabilité des résultats, il se pose la question du rôle joué par l'échantillon. Nous y répondons en élargissant ce dernier par deux observations respectivement pour les Etats-Unis et le Canada. Les résultats de l'estimation (3) sont présentés dans le Tableau 2: avec la seule exception de GDPGAP, les variables explicatives deviennent moins significatives mais ne changent pas de signe. CAPITAL et HOURS restent néanmoins très significatifs tandis que la variable ADJ_INEQUY, tenant compte de l'inégalité, tombe juste au-dessous du seuil de significativité de 5% et la variable représentant le capital humain, SCOLAR, s'approche de 0. Ce résultat s'explique partiellement par les valeurs américaines très élevées pour les données de l'inscription scolaire: ne connaissant pas de système d'apprentissage, la fréquentation de l'école est obligatoire jusqu'à 18 ans. Les taux d'inscription aux établissements scolaires du premier et du second degré équivalent par conséquent à 100%, des valeurs largement supérieures à celles de l'Allemagne ou de la Suisse.

Dans plusieurs études empiriques passées en revue sous chapitre 1, la relation négative vérifiée entre l'inégalité et la croissance dépend de l'inclusion dans l'échantillon des pays latino-américains et des tigres asiatiques, les premiers combinant une inégalité très pointue avec une croissance

lente, les derniers ayant connu à la fois une inégalité peu élevée et des taux de croissance très forts. Dans une dernière estimation (4), nous excluons ainsi le cas extrême de notre échantillon, à savoir la Suisse. L'écart salarial moyen sur toute la période de 40 entre les sexes y est, après le Royaume-Uni, le plus élevé de tout l'échantillon (1.53), et le taux de croissance moyen du PIB par habitant a été le plus faible de tous les dix pays pendant la période de 40 ans (1.85%).

Malgré l'échantillon réduit, les résultats ne changent que peu: CAPITAL, HOURS et GDPGAP restent solidement significatifs, tandis que SCOLAR monte au-dessus du seuil de significativité. La variable d'intérêt, ADJ_INEQUY, garde le signe négatif tout en restant significative.

La validité des résultats

L'analyse de la validité des résultats empiriques identifie au moins quatre facteurs susceptibles d'introduire des biais: 1) les erreurs de mesure; 2) les cas extrêmes; 3) les variables omises; 4) la causalité inverse. Comparées aux études empiriques mentionnées précédemment, nos résultats présentent un avantage essentiel: le danger qu'ils soient biaisés par des erreurs de mesure paraît beaucoup plus modeste. Mesurer le salaire moyen masculin et féminin dans l'industrie manufacturière représente une tâche beaucoup moins exigeante que la mesure de l'inégalité de la distribution des revenus dans un pays donné. Une autre préoccupation liée aux régressions provient du fait que les résultats seraient portés par seulement un ou deux cas extrêmes. L'estimation (4) montre que cela n'est pas le cas: la relation négative entre inégalité et croissance reste inchangée si le cas le plus polarisé, la Suisse, est enlevé de l'échantillon.

Afin de contrôler si nos résultats sont biaisés par l'omission de variables explicatives, nous estimons une régression intégrant à côté du capital, de l'écart de développement, de l'inégalité et des heures de travail deux variables pour le capital humain et une variable pour le niveau de conflictualité du marché du travail. La dernière est mesurée par le nombre d'heures perdues lors des conflits du travail, ajustées par la taille du pays, et rend compte du fonctionnement du marché du travail et de la cohésion socio-économique. Expliquant le taux de croissance par habitant par ces 7 variables, le coefficient de l'inégalité reste significatif, tandis que la variable de la conflictualité n'atteint pas le seuil de significativité, malgré le signe négatif prédit. Le problème qu'une variable soit omise reste présent, mais il est néanmoins peu probable qu'il biaise les résultats.

Une dernière préoccupation liée aux régressions de la croissance a trait à la causalité inverse, impliquant que la relation causale ne va pas dans la direction mesurée. Ce ne serait ainsi pas l'inégalité qui explique le taux de

croissance, mais ce dernier qui détermine le niveau d'inégalité. Nous avons répondu à ce problème en rassemblant les données sur l'inégalité systématiquement au début de chaque sous-période: les mesures de l'inégalité sont ainsi antérieures à celles de la croissance. Le problème statistique n'est pourtant pas entièrement résolu, mais d'après la théorie – qui intègre l'inégalité parmi les facteurs explicatifs de la croissance –, il n'a pas d'influence décisive sur les résultats.

La relation négative vérifiée entre l'inégalité et la croissance ne paraît donc ni entachée par des erreurs de mesure ni par des cas extrêmes. Les dangers d'une variable omise ou d'une causalité inverse persistent partiellement, mais ne semblent pas introduire un biais sérieux. Le problème de la faible taille de l'échantillon (50 observations) persiste toutefois. En outre, c'est l'observation des processus économiques récents qui nous contraint à nous interroger sur la validité de nos résultats.

Le lien entre l'inégalité et la croissance à la lumière des années 90

En se concentrant sur l'Europe et en s'arrêtant en 1994, notre étude passe sous silence deux faits qui risquent de remettre en question le lien négatif entre l'inégalité et la croissance. D'une part, il s'agit des taux de croissance relativement soutenus des Etats-Unis, le leader du monde occidental en matière d'inégalité. D'autre part, c'est le phénomène de la globalisation qui amène un changement dans le fonctionnement traditionnel des économies. Au cours de ce chapitre, nous discuterons brièvement la signification de ces deux aspects pour le lien entre l'inégalité et la croissance.

La croissance récente très soutenue de l'économie américaine

Dans un souci d'homogénéité, le cas des Etats-Unis n'a pas été intégré dans notre échantillon initial (Tableau 2, régressions 1, 2 et 4). Si nous l'incluons dans une estimation ultérieure ensemble avec le cas du Canada (Tableau 2, régression 3), la relation observée entre l'inégalité et la croissance s'affaiblit, tout en restant significatif à un seuil de 10% sans changer de signe. L'hypothèse que le lien en question ne s'applique pas à l'économie américaine surgit en outre si l'on observe le Tableau 3 qui affiche des taux de croissance supérieurs à la moyenne pour les Etats-Unis pendant les années 90. En même temps, ce Tableau montre que l'inégalité dans la distribution du revenu n'est nulle part aussi marquée qu'aux Etats-Unis, au moins

pas dans la zone de l'OCDE (Burniaux et al. 1998).⁸ Parmi les économies de l'Europe de l'Ouest, la croissance économique américaine a seulement été égalée par trois pays particulièrement égalitaires, le Danemark, la Norvège et les Pays Bas, un fait qui suggère que les mécanismes qui régissent la relation entre l'inégalité et la croissance ne sont pas les mêmes aux Etats-Unis qu'en Europe occidentale.⁹ Krugmann fait le même constat en ce qui concerne le lien entre l'inégalité et l'emploi, le résumant avec quatre mots: "moneyless America, jobless Europe" (cité par Cohen 1997: 101).

Tableau 3: *Distribution du revenu et taux de croissance pour neuf pays de l'OCDE*

<i>Pays</i>	<i>Distribution du revenu, mesurée par l'indice de Gini, années 90</i>	<i>Taux moyens de croissance réels du PIB par habitant en %, 1990-1998</i>
Allemagne	28.2 (1994)	1.0
Belgique	27.2 (1995)	1.5
Danemark	21.7 (1994)	1.9
Finlande	23.1 (1995)	1.0
France	29.1 (1990)	0.9
Norvège	25.6 (1995)	3.2
Pays-Bas	25.3 (1994)	2.0
Suède	23.0 (1995)	0.6
Etats-Unis	34.4 (1995)	2.0

Sources: données inégalité: Burniaux et al. (1998); données taux de croissance: Scarpetta et al. (2000).

Bien qu'il soit possible que la distribution des revenus ait un effet différent sur l'économie américaine que sur celles européennes, il ne faut pas se tromper de cible: les facteurs principaux expliquant la différence entre les taux de croissance pendant les années 90 sont les mêmes en Europe et aux Etats-Unis. La bonne performance macroéconomique paraît ainsi être surtout une conséquence d'une plus grande utilisation des ressources du travail (Scarpetta et al. 2000). D'après l'OCDE (2000a), ce sont les conditions favorables sur le marché de l'emploi qui expliquent les taux de croissance plus élevés aussi bien dans des pays plutôt inégalitaires comme les Etats-Unis et l'Irlande que dans des économies plus égalitaires comme celles danoise, norvégienne et hollandaise. A l'autre bout du spectre, en Allemagne, en Finlande, en Suède et en Suisse, la lenteur de la croissance serait liée à

⁸ A l'opposé de l'opinion répandue qu'aux Etats-Unis l'inégalité du revenu se serait fortement accrue pendant les années 90, Burniaux et al. (1998: 35) montrent que l'indice de Gini n'y a augmenté que de 1.1% entre 1985 et 1995 (de 34.0 à 34.4).

⁹ En faisant abstraction de deux pays suiveurs qui ont un potentiel de rattrapage supérieur, le Portugal et surtout l'Irlande avec des taux moyens de croissance réels du PIB par habitant de 2.3% ou 5.5% respectivement pour la période de 1990 à 1998 (Scarpetta et al. 2000).

des taux d'emploi stagnants ou déclinants et un moindre input en heures de travail (OCDE 2000a).

La meilleure utilisation du facteur travail à elle seule ne rend toutefois pas compte des taux de croissance plus élevés de l'économie américaine. La part grandissante des investissements dans les technologies de l'information et de la communication (ICT) y joue également un rôle crucial. Selon l'OCDE (2000a), le capital investi en ICT était responsable pour un sixième de la croissance américaine entre 1990 et 1996, et pour plus encore dans les années ultérieures. Peu indique que dans les autres pays de l'OCDE, l'utilisation des ICT dope la croissance de la même manière (OCDE 2000a).¹⁰ Ce fait nous renvoie à un autre phénomène susceptible de bouleverser la relation entre l'inégalité et les taux de croissance, à savoir la globalisation.

Le lien entre l'inégalité et la croissance à l'heure de la globalisation des économies

Le processus de la globalisation inclut d'une part des forces exogènes au marché comme les améliorations dans la technologie de l'information et des télécommunications (ICT) qui permettent de baisser les coûts des transactions. D'autre part, il a également trait aux décisions politiques internes (la libéralisation du marché intérieur, la privatisation et la dérégulation) et externes (l'abaissement des barrières au commerce international, aux flux financiers et aux investissements étrangers directs). La globalisation dans le sens d'une plus grande intégration dans l'économie mondiale a plusieurs implications importantes sur nos deux variables en questions, l'inégalité et la croissance. Par l'accroissement des échanges internationaux, elle peut potentiellement induire des taux de croissance plus élevés (OCDE 2000b). En même temps, l'intégration plus poussée peut être accompagnée par une plus grande inégalité dans la distribution du revenu: comme les économies les plus avancées s'adaptent à la compétition plus intensive par une plus grande différenciation de leurs activités, la demande du travail non qualifié diminue en même temps que celle du travail qualifié augmente, renforçant ainsi une polarisation des salaires (Feenstra et Hanson 1996; Atkinson 1997; OCDE 2000b).¹¹

Ces aspects de la globalisation ont à la fois un effet sur le potentiel de croissance d'un pays comme sur la distribution du revenu à l'intérieur de ce

¹⁰ Les données disponibles suggèrent que les taux de croissance de la productivité du travail liée à l'industrie d'ICT sont inférieurs dans les pays de l'OCDE qu'aux Etats-Unis (Bassanini et al. 2000).

¹¹ Dans la littérature spécialisée, les avis divergent sur le fait de savoir si la désaffectation à l'égard du travail non qualifié est davantage une conséquence du commerce international ou du changement technologique, lié entre autre aux ITC (par exemple Burtless 1995).

même pays. Vouloir les saisir dans une étude quantitative comme la notre est toutefois une tâche ardue. Dans la littérature existante, ces effets sont très rarement intégrés. Pour estimer l'impact de la globalisation sur le revenu par habitant des 20% les plus pauvres de 125 pays, Dollar et Kraay (2000) utilisent la somme des exportations et des importations relative au PIB – sans obtenir un résultat significatif.¹² Berthomieu et al. (2000) utilisent la même variable pour mesurer l'effet de l'ouverture de l'économie sur l'inégalité des revenus en Israël, ce qui représente une description plus adéquate car cette variable ne capte qu'un aspect de la globalisation – l'intensification du commerce international – mais passe sous silence la libéralisation des marchés intérieurs, l'accroissement des flux financiers ainsi que les investissements dans les technologies de l'information et de la communication.¹³

Une estimation empirique qui veut mesurer l'impact de l'inégalité sur la croissance en intégrant la globalisation se devra d'utiliser au moins deux variables: une première pour l'ouverture au commerce international et une deuxième pour la part du capital investi dans les ICT.

Conclusion

Le présent article s'est intéressé à l'impact que l'inégalité a sur la croissance d'une économie industrielle avancée. Bien que les avis divergent quant à l'explication théorique, les résultats empiriques vont dans leur grande majorité dans la même direction: une dizaine d'études empiriques citées sous point 1 suggèrent que l'inégalité *freine* la croissance à moyen et long terme. Notre propre recherche se distingue de ces études par trois égards. (a) *L'échantillon*: à l'opposé de la pratique dominante qui rassemble tous les pays pour lesquels des données sur l'inégalité sont disponibles, nous avons retenu uniquement dix pays de l'Europe de l'Ouest et du Nord afin de composer un échantillon homogène. (b) *La période temporelle*: contrairement aux études citées qui se basent toutes sur une estimation en coupe transversale pour un moment donné, prenant le taux de croissance moyen pour une période de 15 à 20 ans, nous avons opté pour un panel qui couvre une période de 40 ans que nous divisons en 5 phases.¹⁴ (c) *Les données sur l'inégalité*: ayant constaté l'impossibilité de comparer les données sur l'inégalité dans l'espace et surtout dans le temps, nous avons pris soin de les remplacer par un indicateur plus fiable, l'inégalité salariale entre les sexes.

¹² $(\text{exp} + \text{imp})/\text{PIB}$

¹³ Leur résultat confirme celui de Dollar et Kraay (2000): l'ouverture aux échanges internationaux n'a d'impact sur la part du revenu d'aucune partie de la population.

¹⁴ Avec l'exception déjà mentionnée de Persson et Tabellini (1994).

Malgré le fait qu'elle ne soit qu'une approximation imparfaite, cette variable a le mérite de la transparence et surtout de la fiabilité de mesure, deux propriétés qui font cruellement défaut aux données sur l'inégalité du revenu, largement utilisées dans la littérature empirique.

Les résultats de nos estimations confirment les théories exposées sous point 1 qui attribuent à la distribution inégalitaire du revenu un effet néfaste sur les taux de croissance: peu importe les spécifications – nous avons analysé une dizaine de régressions différentes –, la variable explicative “inégalité” semble déployer un impact négatif significatif sur la variable expliquée “croissance”. Ayant résisté à différents tests de sensibilité, les résultats paraissent fiables. Si la prudence s'impose néanmoins dans l'interprétation de ce lien négatif, c'est à cause de deux observations des années 90: d'une part, il s'agit de l'économie américaine qui, malgré son bilan négatif en matière d'inégalité, a cru plus rapidement que la majorité des pays européens pendant les dix dernières années. D'autre part, ce sont les transformations intervenues dans le cours de la globalisation qui remettent en question les mécanismes traditionnels régissant le lien entre la distribution du revenu et la croissance.

A cet égard, il faut insister sur le fait que notre étude met en évidence une causalité entre l'inégalité et la croissance pour *un moment historique* et *une région géographique donnée* et qu'il ne s'agit nullement d'une loi universelle. En intégrant les Etats-Unis et les effets de la globalisation, des recherches futures devront montrer si la relation que nous avons démontrée reste valide pour d'autres périodes temporelles et d'autres pays. Gardant en tête cette réserve, les résultats de nos estimations contraignent néanmoins à réfléchir sur la nécessité d'élargir le spectre de la politique économique: les facteurs concernant la distribution du revenu et la cohésion sociale paraissent se répercuter sur la croissance économique à moyen et long terme au même titre que les variables macro-économiques traditionnelles.

Annexe: aperçu des données utilisées dans l'étude empirique

GROWTH: *Taux de croissance réel du PIB par habitant (en dollars constants de 1990)*

	<i>France</i>	<i>Allemg.</i>	<i>Pays Bas</i>	<i>Danemk</i>	<i>Suède</i>	<i>Norvège</i>	<i>Roy-Uni</i>	<i>Suisse</i>	<i>Belgique</i>	<i>Finlande</i>
1955-62	0.0403	0.0572	0.0288	0.0360	0.0314	0.0274	0.0200	0.0336	0.0295	0.0396
1963-70	0.0443	0.0358	0.0416	0.0336	0.0377	0.0328	0.0249	0.0300	0.0431	0.0439
1971-78	0.0285	0.0263	0.0239	0.0199	0.0141	0.0417	0.0225	0.0060	0.0297	0.0249
1979-86	0.0135	0.0172	0.0083	0.0247	0.0193	0.0345	0.0175	0.0165	0.0149	0.0321
1987-94	0.0141	0.0164	0.0168	0.0138	0.0015	0.0131	0.0146	0.0064	0.0196	0.0040

Source: Maddison (1995)

CAPITAL: *Formation de capital brut en t / PIB en $t-1$ (moyenne sur deux ans, en prix constants)*

	<i>France</i>	<i>Allemg.</i>	<i>Pays Bas</i>	<i>Danemk</i>	<i>Suède</i>	<i>Norvège</i>	<i>Roy-Uni</i>	<i>Suisse</i>	<i>Belgique</i>	<i>Finlande</i>
1959-60	0.216	0.279	0.265	0.245	0.247	0.287	0.186	0.260	0.203	0.304
1963-64	0.272	0.287	0.284	0.247	0.261	0.310	0.193	0.310	0.233	0.305
1971-72	0.274	0.277	0.264	0.269	0.230	0.314	0.209	0.332	0.238	0.315
1979-80	0.236	0.260	0.208	0.204	0.206	0.286	0.188	0.269	0.215	0.277
1987-88	0.229	0.209	0.167	0.190	0.197	0.240	0.198	0.311	0.184	0.272

Source: *Yearbook of National Accounts Statistics*. New York: United Nations.

HOURS: *Nombre d'heures moyen de travail par semaine dans l'industrie manufacturière*

	<i>France</i>	<i>Allemg.</i>	<i>Pays Bas</i>	<i>Danemark</i>	<i>Suède</i>	<i>Norvège</i>	<i>Roy-Uni</i>	<i>Suisse</i>	<i>Belgique</i>	<i>Finlande</i>
1955	44.7	48.8	49	40.2	45.6	44.3	46.4	47.7	41.4	44
1963	46.3	44.3	46.6	39.8	42.2	38.8	46.8	45.4	41.2	44.1
1971	44.5	42.7	41.9	35.8	39.1	34.9	44.1	44.5	39.7	38.5
1979	40.8	41.8	41.1	33.1	37.6	31.1	43.2	44.1	35.4	33.4
1987	38.7	40.1	40	32.1	34.1	29.1	42.2	42.4	33	32.2

Source: *Year Book of Labour Statistics*. Geneva: International Labour Organisation (ILO).

INEQY: *Ecart entre le salaire moyen masculin et le salaire moyen féminin par heure dans l'industrie manufacturière*

	<i>France</i>	<i>Allemg.</i>	<i>Pays Bas</i>	<i>Danemark</i>	<i>Suède</i>	<i>Norvège</i>	<i>Roy-Uni</i>	<i>Suisse</i>	<i>Belgique</i>	<i>Finlande</i>
1955	1.152	1.594	1.701	1.532	1.446	1.484	1.674	1.530	1.667	1.479
1963	1.192	1.456	1.537	1.456	1.385	1.439	1.726	1.573	1.572	1.500
1971	1.304	1.426	1.379	1.305	1.214	1.330	1.651	1.561	1.475	1.412
1979	1.301	1.373	1.340	1.158	1.120	1.243	1.448	1.489	1.425	1.329
1987	1.263	1.369	1.289	1.188	1.110	1.194	1.470	1.485	1.339	1.294

Source: *Year Book of Labour Statistics*. Geneva: International Labour Organisation (ILO).

ADJ_INEQY (INEQY ajusté): *Ecart salarial entre les sexes, divisé par la moyenne de chaque période*

	<i>France</i>	<i>Allemg.</i>	<i>Pays Bas</i>	<i>Danemark</i>	<i>Suède</i>	<i>Norvège</i>	<i>Roy-Uni</i>	<i>Suisse</i>	<i>Belgique</i>	<i>Finlande</i>
1955	75.49	104.43	111.48	100.41	94.73	97.28	109.70	100.28	109.27	96.93
1963	80.32	98.12	103.59	98.13	93.38	97.03	116.35	106.00	105.95	101.12
1971	92.76	101.43	98.13	92.82	86.39	94.59	117.45	111.04	104.92	100.46
1979	98.40	103.83	101.34	87.53	84.68	93.97	109.49	112.59	107.71	100.46
1987	97.16	105.30	99.11	91.36	85.40	91.85	113.09	114.23	102.98	99.52

Source: *Year Book of Labour Statistics*. Geneva: International Labour Organisation (ILO).

(SCOLAR): *Inscription scolaire pour le premier et le second degré (en pourcentage de la population de l'âge respectif)*

	France	Allemg.	Pays Bas	Danemark	Suède	Norvège	Roy-Uni	Suisse	Belgique	Finlande
1950	71	91	85	80	75	77	75	69	84	76
1955	80	87	92	90	83	87	82	75	91	83
1960	88	83	93	89	80	92	81	73	101	87
1970	92	78	89	88	90	87	88	77	93	92
1977	94	79	96	91	89	95	93	77	93	86

Source: *Annuaire statistique*. Paris: UNESCO.

SCOLAR ajusté: *Inscription scolaire pour le premier et le second degré, divisée par la moyenne de chaque sous-période*

	France	Allemg.	Pays Bas	Danemark	Suède	Norvège	Roy-Uni	Suisse	Belgique	Finlande
1950	0.907	1.162	1.086	1.022	0.958	0.983	0.958	0.881	1.073	0.971
1955	0.941	1.024	1.082	1.059	0.976	1.024	0.965	0.882	1.071	0.976
1960	1.015	0.957	1.073	1.027	0.923	1.061	0.934	0.842	1.165	1.003
1970	1.053	0.892	1.018	1.007	1.030	0.995	1.007	0.881	1.064	1.053
1977	1.053	0.885	1.075	1.019	0.997	1.064	1.041	0.862	1.041	0.963

Source: *Annuaire statistique*. Paris: UNESCO.

Références bibliographiques

- AGHION, Phillip et Peter BOLTON (1992). "Distribution and Growth in Models of Imperfect Capital Markets", *European Economic Review* 36: 603-611.
- ALESINA, Alberto and Roberto PEROTTI (1994). "The Political Economy of Growth: A Critical Survey of the Recent Literature", *The World Bank Economic Review* 8: 351-371.
- ALESINA, Alberto and Roberto PEROTTI (1996). "Income Distribution, Political Instability, and Investment", *European Economic Review* 40: 1203-1228.
- ALESINA, Alberto and Dani RODRIK (1994). "Distributive Politics and Economic Growth", *Quarterly Journal of Economics* 109: 465-490.
- ATKINSON, Anthony B., RAINWATER, Lee and Timothy SMEEDING (1995). *Income Distribution in OECD Countries: Evidence from the Luxembourg Income Study*. Paris: OECD.
- ATKINSON, Anthony B. (1997). "Bringing Income Distribution in from the Cold", *Economic Journal* 107: 297-321.
- BASSANINI, Andrea, SCARPETTA, Stefano and Ignazio VISCO (2000). *Knowledge, Technology and Economic Growth: Recent Evidence from OECD Countries*. Paper presented at the 150th Anniversary Conference of the National Bank of Belgium, May.
- BÉNABOU, Roland (1996). "Inequality and Growth", *NBER Macroeconomics Annual*, pp. 11-92.
- BENHABIB, Jess and Aldo RUSTICHINI (1996). "Social Conflict and Growth", *Journal of Economic Growth* 1: 125-142.
- BERTHOMIEU, Claude et al. (2000). *Income Inequality and Openness to International Trade: The Case of Israel*. Mimeo.

- BIRDSALL, Nancy, ROSS, David and Richard SABOT (1995). "Inequality and Growth Reconsidered: Lessons from East Asia", *The World Bank Economic Review* 9: 477-508.
- BLAU, Francine and Lawrence KAHN (1992). *The Gender Earning Gap: Some International Evidence*. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research. (NBER Working Paper, 4224)
- BOURGUIGNON, François (1994). "Growth, Distribution, and Human Resources", in: Gustav RANIS (ed.). *En Route to Modern Growth*. Baltimore, MD: Johns Hopkins University Press.
- BOYMOND, Martine (1993). *L'inégalité de traitement envers les femmes sur le marché suisse du travail*. Thèse de doctorat, Université de Genève.
- BURNIAUX, Jean-Marc et al. (1998). *Income Distribution and Poverty in Selected OECD Countries*. Paris: OECD Economics Department. (Working Paper, 189)
- BURTLESS, Gary (1995). "International Trade and the Rise in Earnings Inequality", *Journal of Economic Literature* 33: 800-816.
- CLARKE, George (1995). "More Evidence on Income Distribution and Growth", *Journal of Development Economics* 47: 403-427.
- COHEN, Daniel (1997). *Richesse du monde, pauvretés des nations*. Paris: Flammarion.
- DEININGER, Klaus and Lyn SQUIRE (1996). "A New Data Set Measuring Income Inequality", *The World Bank Economic Review* 10(3): 565-591.
- DEININGER, Klaus and Lyn SQUIRE (1997). "Economic Growth and Income Inequality: Reexamining the Links", *Finance and Development* 34(1): 36-39.
- DENISON, Edward F. (1967). *Why Growth Rates Differ: Postwar Experience in Nine Western Countries*. Washington, DC: The Brookings Institution.
- DOLLAR, David and Aart KRAAY (2000). *Growth is Good for the Poor*. Washington, DC: World Bank, Development Research Group. (Mimeo)
- FEENSTRA, Robert and Gordon HANSON (1996). *Globalization, Outsourcing, and Wage Inequality*. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research. (NBER Working Paper, 5424)
- GALOR, Oded and Joseph ZEIRA (1993). "Income Distribution and Macroeconomics", *The Review of Economic Studies* 60: 35-52.
- GOTTSCALK, Peter (1993). "Changes in Inequality of Family Income in Seven Industrialised Countries", *American Economic Review* 83(2): 136-142.
- JAIN, Shail (1975). *Size Distribution of Income: A Compilation of Data*. Washington, DC: World Bank.
- LUCAS, R. (1988). "On the Mechanics of Economic Development", *Journal of Monetary Economics* 22: 3-42.
- MADDISON, Angus (1989). *L'économie mondiale au 20e siècle*. Paris: OCDE.
- MADDISON, Angus (1991). *Dynamic Forces in Capitalist Development: A Long-run Comparative View*. New York: Oxford University Press.
- MADDISON, Angus (1995). *L'économie mondiale, 1820-1992: analyse et statistiques*. Paris: OCDE.
- MITCHELL, Brian R. (1992). *International Historical Statistics: Europe 1750-1988*. Basingstoke: Macmillan. (3rd Edition)
- MUET, Pierre-André (1993). *Croissance et cycles: théories contemporaines*. Paris: Economica.

- MURPHY, Kevin, SHLEIFER, Andrei and Robert VISHNY (1989). "Income Distribution, Market Size, and Industrialization", *The Quarterly Journal of Economics* 104: 537-564.
- OCDE (1996). "Croissance, équité et distribution", *Perspectives économiques* 60 : 39-47.
- OCDE (2000a). *Is There a New Economy? First report on the OECD growth project*. Paris.
- OCDE (2000b). "Globalisation and Income Inequality". *Background Note to: Poverty and Income Inequality in Developing Countries: A Policy Dialogue on the Effects of Globalisation*. Paris.
- PAUKERT, Felix (1973). "Income Distribution at Different Levels of Development: A Survey of the Evidence", *International Labour Review* 108: 97-125.
- PEROTTI, Roberto (1993). "Political Equilibrium, Income Distribution, and Growth", *Review of Economic Studies* 60: 755-776.
- PEROTTI, Roberto (1996a). "Growth, Income Distribution, and Democracy: What the Data Say", *Journal of Economic Growth* 1: 149-187.
- PERSSON, Torsten and Guido TABELLINI (1994). "Is Inequality Harmful for Growth?", *American Economic Review* 84: 600-621.
- PIKETTY, Thomas (1994). "Inégalités et redistribution: développements théoriques récents", *Revue d'économie politique* 104: 769-800.
- PIKETTY, Thomas (1997). *L'économie des inégalités*. Paris: Editions la Découverte.
- ROMER, Paul M. (1986). "Increasing Returns and Long-run Growth", *Journal of Political Economy* 94(5): 1002-1037.
- SAINT-PAUL, Gilles and Thierry VERDIER (1996). "Inequality, Redistribution and Growth: A Challenge to the Conventional Political Economy Approach", *European Economic Review* 40: 719-728.
- SAWYER, Malcolm (1976). "La répartition des revenus dans les pays de l'OCDE", *Perspectives économiques de l'OCDE*.
- SCARPETTA, Stefano et al. (2000). *Economic Growth in the OECD Area: Recent Trends at the Aggregate and Sectoral Level*. Paris: OECD Economics Department. (Working Papers, 248)
- VENIERIS, Yannis et Dipak GUPTA (1986). "Income Distribution and Sociopolitical Instability as Determinants of Savings: A Cross-sectional Model", *Journal of Political Economy* 94: 873-883.
- ZWEIMÜLLER, Josef (1999). *Einkommensverteilung und Wachstum*. Universität Zürich. (Mimeo)

Bremst Einkommensungleichheit das Wirtschaftswachstum? Der Einfluss von Ungleichheit auf die Wachstumsraten in zehn europäischen Ländern

Im vorliegenden Artikel wird die Beziehung zwischen der Einkommensverteilung und dem Wirtschaftswachstum anhand einer Reihe von Regressionen empirisch untersucht. Zu diesem Zweck stellt der Autor ein Panel zusammen, das auf einer Zeitperiode von 40 Jahren und einem homogenen Sample von zehn westeuropäischen Ländern beruht. Die Ergebnisse der Regressionen zeigen eine signifikant negative Korre-

lation zwischen der ungleichen Verteilung der Ressourcen und dem Wirtschaftswachstum. Sie bestätigen damit die Theorie, welche der Einkommensungleichheit einen bremsenden Einfluss zuschreibt. In einem letzten Teil wird die Validität dieses Resultates, welches zu einer Erweiterung des Spektrums der politischen Ökonomie zwingt, vor dem Hintergrund zweier Wirtschaftsentwicklungen der neunziger Jahre diskutiert: der aussergewöhnlichen amerikanischen Wachstumsbilanz einerseits, der zunehmenden Globalisierung der Volkswirtschaften andererseits.

Does Income Inequality Slow Down Growth? The Impact of Income Inequality on Growth Rates in Ten Western European Countries

This article empirically analyses the relation between income distribution and economic growth using of multiple regression techniques. Unlike previous studies, the impact of inequality on growth is examined for several countries as well as for several time periods. The author uses panel data based on a period of 40 years and a homogenous sample of ten Western European countries. The empirical results show a significative negative correlation between the two variables, thus confirming the hypothesis that inequality is harmful to growth. These results imply that the spectrum of political economy needs to be enlarged in the sense that income distribution is mentioned along with the traditional macroeconomic variables when accounting for economic growth. Finally, this conclusion is discussed against the background of two recent economic developments: The extraordinary economic performance of the United States on the one hand, and the growing globalization of economies on the other.

Daniel OESCH, 2, rue de Hesse, CH-1204 Genève; E-Mail: daniel_oesch@hotmail.com.

Paper submitted on 24 September 2000; accepted for publication on 10 January 2001.