



HAL
open science

Les normes fondamentales du travail contribuent-elles à réduire les inégalités ?

Rémi Bazillier, Nicolas Sirven

► **To cite this version:**

Rémi Bazillier, Nicolas Sirven. Les normes fondamentales du travail contribuent-elles à réduire les inégalités ?. 2006. halshs-00112316

HAL Id: halshs-00112316

<https://shs.hal.science/halshs-00112316>

Submitted on 8 Nov 2006

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Centre d'Economie de la Sorbonne

UMR 8174

C
a
h
i
e
r
s

de
la

M
S
E

Les Normes Fondamentales du Travail Contribuent-elles à Réduire les Inégalités?

Rémi BAZILLIER

Nicolas SIRVEN

2006.16



CENTRE NATIONAL
DE LA RECHERCHE
SCIENTIFIQUE

Maison des Sciences Économiques, 106-112 boulevard de L'Hôpital, 75647 Paris Cedex 13
<http://mse.univ-paris1.fr/Publicat.htm>

ISSN : 1624-0340

Les Normes Fondamentales du Travail
Contributeur-elles à Réduire les Inégalités ?

(Décembre 2005)

Rémi BAZILLIER
TEAM
Université Paris 1 Panthéon Sorbonne
Remi.Bazillier@malix.univ-paris1.fr

Nicolas SIRVEN
CED – IFRéDE – GRES
Université Montesquieu Bordeaux IV
nsirven@hotmail.com

Les Normes fondamentales du Travail contribuent-elles à réduire les inégalités

Résumé : Cet article propose une investigation empirique des liens qu'entretiennent normes sociales et inégalité de revenus. Dans un premier temps, un indice de normes sociales du travail (travail des enfants, travail forcé, discrimination, liberté syndicale, conventions OIT) est déterminé. Aucun lien n'est trouvé *a priori* avec l'inégalité. Ceci s'explique par la différence entre la ratification des traités internationaux sur les normes sociales et la mise en place effective de ces normes par les pays signataires. C'est pourquoi, dans un second temps les normes sociales sont endogénéisées au moyen de variables instrumentales. Un nouvel indicateur de normes *effectives* est obtenu comme un output de l'efficacité du système politique et juridique. Il est en effet plus probable que les pays qui jouissent de meilleures institutions soient plus aptes à mettre en place effectivement des normes sociales. L'endogénéisation des normes sociales permet de mettre en évidence l'existence d'une courbe de Kuznets entre les normes et les inégalités de revenu pour 90 pays sur la période 1990-2001. Les normes sociales sont ainsi mobilisées comme facteur explicatif intermédiaire pour interpréter la courbe de Kuznets.

Mots clefs : Normes fondamentales du travail, Inégalités, Courbe de Kuznets

Classification JEL: J80, 011

Do Labour Standards contribute to decrease inequalities?

Abstract: This article proposes an empirical investigation concerning the links between labour standards and income inequalities. In a first time, we build an index of core labour standards (child labour, forced labour, discrimination, freedom of association and ILO conventions). No links is found *a priori* with inequalities. This can be explained by the difference between ILO ratifications and effective enforcement of these standards. That is why, in a second time, we take into consideration the endogeneity of these norms thanks to instrumental variables. A new index of *effective* labour standards is obtained as an output of the political and juridical system. There is a high probability that countries with better institutions are more able to effectively put in place labour standards. We then find a Kuznet curb between standards and income inequalities for 90 countries between 1990 and 2001. Labour standards can be seen as an intermediate explicative factor to explain Kuznet curb.

Key words: Core Labour Standards, Inequalities, Kuznet curb

JEL classification: J80, O11

Les Normes fondamentales du Travail contribuent-elles à réduire les inégalités ?

I. Introduction

La libéralisation des échanges internationaux et l'accélération de l'interpénétration des économies ont rendu le débat sur les conditions de travail particulièrement vif et controversé. D'un côté, les pays développés, avec le concours des institutions internationales, tentent d'imposer des normes mondiales du travail afin d'améliorer les conditions du commerce international. L'instauration d'une clause sociale à la mondialisation favoriserait ainsi les gains à l'échange de tous les participants (Beaulieu & Gaisford, 2001). De l'autre côté, beaucoup de pays en développement (PED) contestent cet argument et dénoncent la montée d'un « protectionnisme déguisé » des pays du Nord, visant à renchérir le coût du travail peu qualifié ; c'est-à-dire à réduire l'avantage comparatif des économies émergentes (Baghwati, 1995). D'abord concentrée sur le lien entre normes du travail et commerce international (Brown, 2000) puis sur l'impact de ces normes sur les investissements directs à l'étranger (Kucera, 2002) ; le débat s'est rapidement déplacé vers l'intérêt qu'auraient les pays en développement (PED) à adopter les normes internationales du travail.

L'influence des normes sociales sur la croissance économique a immédiatement occupé l'essentiel de la littérature en se focalisant sur les conséquences de la mondialisation dans un contexte de faible respect des normes du travail dans les PED. Aids & Zannatos (2003) montrent ainsi que le respect des droits des travailleurs facilite la coordination et accroît la productivité en réduisant l'incidence des conflits sociaux sur la production. Dans le même ordre d'idée, la lutte contre la discrimination sur le marché du travail augmente la productivité en favorisant une meilleure allocation des ressources (Brown Deardoff & Stern, 1996 ; Maskus, 1997 ; OCDE, 1996). Les travaux empiriques de Bazillier (2004) confirment l'influence positive des normes fondamentales du travail sur la croissance à long terme. Face à ces résultats encourageants, l'intérêt s'est par la suite porté sur les autres leviers du processus de développement, en particulier sur les inégalités de revenu.

Sur ce dernier point, la mise en place de normes du travail plus protectrices est susceptible d'avoir un impact important sur la réduction des inégalités (Emerson et Dramais, 1988 ; Rama 2001, 2003). Saint Paul (1999) explique que les institutions sur le marché du travail consistent en général en un système de redistribution (taxation des travailleurs au profit des non-travailleurs) pouvant potentiellement réduire les inégalités de revenus. Palley (2005) suggère par ailleurs que la reconnaissance des droits fondamentaux du travail permet de créer un espace de discussion et de négociation entre employés et employeurs, susceptible d'augmenter la part des salaires dans le revenu total. Ainsi, la présence de syndicats influents permet d'augmenter la part des salaires dans la richesse créée et de réduire les écarts de salaires au sein d'une entreprise, ce qui favorise indirectement une redistribution plus équitable au niveau national (Bivens & Weller, 2003). Checchi & Garcia-Penalosa (2005) ajoutent que l'instauration d'un salaire minimum et son augmentation dans le temps favorise la réduction des écarts de salaire dans les pays de l'OCDE. Au niveau empirique, Palley (1999) montre que l'adoption des normes fondamentales du travail est associée à une distribution plus équitable du revenu. Aidt et Tzannatos (2003) mettent en avant que la présence de syndicats et l'existence de cadres de négociations collectives sont corrélées avec des distributions de revenus plus égalitaires. Buchele et Christiansen (2003) trouvent des résultats similaires dans un ensemble de pays de l'OCDE à partir d'un indicateur de « droits des travailleurs ».

Néanmoins, le lien entre les inégalités de revenus et les institutions sur le marché du travail est loin d'être univoque et robuste. Par exemple, Vanhoudt (1997) trouve que les politiques actives d'emploi dans les pays de l'OCDE permettent d'augmenter la part des revenus du quintile le plus bas mais n'affectent cependant pas l'évolution du coefficient de Gini. Plus récemment, Rama (2003) montre que si un système de sécurité sociale permet de réduire de manière significative les inégalités dans les pays développés, les négociations collectives apparaissent comme beaucoup moins opérantes pour améliorer la distribution des revenus, et les conventions fondamentales de l'OIT s'avèrent complètement inefficaces pour réduire les inégalités. Le débat est encore plus contrasté dans les PED où la mise en place de normes trop restrictives est suspectée d'entraîner le déplacement d'une partie importante de la main d'œuvre du secteur formel vers le secteur informel, renforçant le dualisme de l'économie et de fait les inégalités entre salariés protégés et ceux ne bénéficiant d'aucune protection (Harrison & Leamer, 1997; Maskus, 1997).

Cette apparente contradiction entre les enseignements de la littérature rappelle un autre débat sur l'inégalité. Dans un papier fondateur, Kuznets (1955) envisage que la croissance économique favorise les inégalités dans un premier temps avant de les réduire dans un second temps du fait d'un effet de diffusion. Depuis lors, la littérature empirique a largement démontré l'existence d'une courbe en 'U inversé' caractérisant la relation croissance-inégalité (Ahluwalia, 1976 ; Papanek & Kyn, 1986 ; Campano & Salvatore, 1988 ; Bourguignon & Morrison, 1990 ; Anand & Kanbur, 1993 ; Bourguignon, 1994 ; Milanovic 1995 ; Jha 1996 ; Cornia, 2004).

L'objectif de cet article est de vérifier l'existence d'une telle relation entre les normes fondamentales du travail et les inégalités de revenu à partir d'un échantillon de 90 pays sur la période 1990-2001. En d'autres termes, il s'agit de contribuer au développement de la littérature empirique sur les conséquences de l'adoption de normes internationales du travail. L'intérêt particulier porté aux inégalités de revenu permet dans le même temps d'enrichir l'explication de la courbe de Kuznets en introduisant le rôle des normes sociales dans la relation croissance-inégalités. Dans cette optique, nous proposons d'endogénéiser les normes comme un *output* des caractéristiques des pays, et en particulier du « contexte » social. L'originalité de l'étude réside donc dans une tentative d'explication de la courbe de Kuznets à partir du rôle central que jouent les normes fondamentales du travail.

Le présent article est ainsi structuré : dans un premier temps, nous construisons un indicateur de normes fondamentales du travail à partir de cinq dimensions particulières. La méthodologie d'agrégation de ces dimensions est discutée afin de produire un indice représentatif d'une tendance commune aux différentes normes du travail. Dans un second temps, différents modèles économétriques testent les relations qu'entretient cet indice avec le niveau des inégalités. Les résultats amènent s'interroger sur le biais engendré par une différence entre l'adoption des normes (garantie par la ratification des traités internationaux) et leur application effective. Afin de palier cette limite, l'indice précédent est endogénéisé dans un troisième temps au moyen de variables instrumentales et les relations avec le niveau des inégalités sont re-analysées.

II. Un indicateur de normes fondamentales du travail

Mesurer les différences internationales de conditions de travail nécessite avant tout d'obtenir une information de qualité correspondant aux différentes dimensions des normes du

travail que l'on souhaite prendre en compte. L'apparition récente d'un consensus international sur la définition des normes du travail devrait faciliter cette opération. En revanche, la procédure d'agrégation de l'information obtenue en un indice synthétique mérite d'être discutée.

1) *Les normes fondamentales du travail*

Les normes du travail sont définies comme l'ensemble des principes et règles régissant les conditions de travail et les conditions professionnelles (OCDE, 1996). Elles peuvent être fixées au niveau national (réglementations sociales, de type impératives) ou au niveau international. Les conventions de l'Organisation Internationale du Travail (OIT) constituent le cadre normatif international le plus complet. Un consensus international¹ a émergé depuis la deuxième moitié des années 1990 pour une reconnaissance globale et une protection particulière de quatre normes fondamentales : (i) interdiction du travail forcé, (ii) liberté d'association et droit à l'organisation et à la négociation collective, (iii) élimination de l'exploitation des enfants ; et, (iv) non-discrimination dans l'emploi.

L'intérêt porté à ces quatre dimensions est légitimé par leur caractéristique supposée universelle. Ainsi, selon l'OCDE, ces normes font partie intégrante des *Droits de l'Homme* et leur respect apporte plus d'efficacité. De plus, l'OIT considère que ces normes représentent les droits fondamentaux des travailleurs qui peuvent être appliqués partout quelque soit le niveau de développement du pays. Conformément à cette dichotomie, quatre indicateurs relatifs à chacun des domaines envisagés sont construits : travail des enfants (CL), liberté d'association (FA), discrimination (DISCRI), et travail forcé (FL). Sachant que ces quatre normes correspondent à huit conventions de l'OIT, un indicateur supplémentaire de ratification desdites conventions (NR) est également développé. Notons que chacun des cinq indicateurs agrège différentes sources d'informations (e.g. Granger, 2005 ; Ghai, 2003 ; Kucera, 2001 ; et plus généralement le programme de recherche de l'OIT sur le travail décent). Les données et la méthodologie de calcul des cinq variables de normes fondamentales du travail sont tirées des travaux de Bazillier (2004), nous en exposons ici les grandes lignes. Pour chacun des indicateurs, une classification est faite en cinq classes (de un à cinq) afin de normaliser les différentes mesures et de rendre possible une comparaison. Une valeur faible de chaque indicateur indique une bonne application des normes.

L'indicateur du nombre de conventions ratifiées (NR) est composé à la fois du nombre de conventions et du nombre de conventions *fondamentales* ratifiées² ; avec un poids plus important donné aux secondes. L'indicateur du travail des enfants (CL) est défini par le nombre d'enfants travailleurs entre 10 et 14 ans. Cette statistique est en général considérée comme une bonne approximation du niveau d'exploitation des enfants bien qu'elle présente un certain nombre de faiblesses avec un biais statistique important pour un nombre significatif de pays. Aussi, suivant Bescond, Chataignier & Mehran (2003), nous ajustons ce taux par le pourcentage d'enfants n'allant pas à l'école primaire³. La liberté d'association et le droit à la

¹ Suite au sommet social de Copenhague (1995), à la déclaration ministérielle de l'OMC à Singapour (1996) et à la déclaration de l'OIT relative aux principes et droits fondamentaux au travail (1998).

² Les conventions *fondamentales* sont les huit conventions correspondant aux quatre normes fondamentales (Conventions 87 et 98 sur la liberté d'association ; conventions 29 et 105 sur l'élimination du travail forcé, conventions 138 et 182 sur l'abolition du travail des enfants, et conventions 100 et 111 sur le principe de non-discrimination).

³ Un enfant qui ne va pas à l'école primaire sera d'autant plus susceptible de travailler. Au niveau mondial, le nombre d'enfants qui combinent activités professionnelles et scolaires est approximativement équivalent au nombre d'enfants qui ne travaillent pas ni ne vont à l'école.

négociation collective (FA) prend en compte à la fois les aspects quantitatifs et qualitatifs de la liberté d'association : taux de syndicalisation, nombre de conventions OIT sur la liberté d'association ratifiées par le pays ; et, l'indicateur de liberté civile de Freedom House. En ce qui concerne la discrimination de genre dans l'emploi (DISCRI), nous prenons en compte la multidimensionnalité du phénomène pour mesurer à la fois la discrimination dans l'emploi et dans l'éducation. Nous prenons ici en compte la différence de taux d'alphabétisation, la différence de taux de scolarisation, la différence de revenus, l'indicateur de participation du PNUD (GEM) et le taux d'activité féminine. Enfin, concernant le travail forcé (FL), nous utilisons essentiellement les travaux de Busse et Braum (2003). Lorsque les données manquent, un indicateur similaire est reconstruit à partir des sources *Antislavery* et ICFTU (2001), OIT (2001) et le Département d'Etat des Etats-Unis (2002).

2) La construction d'un indice agrégé de normes du travail

L'objectif principal est de trouver une mesure satisfaisante de l'application globale des normes fondamentales du travail. L'information concernant ces normes étant désormais regroupée dans les cinq indicateurs établis précédemment, la démarche à adopter consiste à résumer cette information dans un indice synthétique unique tout en supprimant les biais statistiques, bruits et autres phénomènes inhérents à chaque indicateur. Autrement dit, il s'agit de mettre en évidence – si elle existe – une « tendance commune » assimilable à l'application globale des normes.

Le premier moyen d'avoir cette mesure serait simplement de sommer les différentes valeurs de chacun des indicateurs, ou d'en donner une moyenne arithmétique. Mais alors, une hypothèse implicite est faite sur la métrique des données. En effet, puisque les indicateurs de normes sont chacun codés en classes, la sommation des cinq variables suppose que les distances entre les individus sont les mêmes dans la métrique de khi-deux et dans la métrique euclidienne. Par ailleurs, l'absence de pondération reviendrait à considérer que chaque norme a le même pouvoir explicatif pour expliquer le niveau global des droits des travailleurs. Or, rien n'indique *a priori* que le pouvoir discriminant de chaque norme est le même. Bien que la première remarque (ou hypothèse d'isomorphisme) soit moins problématique que la seconde, il est tout de même possible de s'affranchir de ces deux biais du même coup.

On peut pour cela mobiliser les travaux sur la théorie des ensembles flous⁴. D'un point de vue strictement technique, la procédure des ensembles flous ne modifie pas la forme de la distribution des variables (propriété d'isomorphisme) ; on peut dire qu'elle sert principalement à justifier la transformation de variables qualitatives en variables quantitatives (Droy & Sirven, 2005). Ceroli et Zani (1990) utilisent par exemple cette méthode pour construire des indices multidimensionnels de bien-être des ménages. Ces auteurs proposent en outre de pondérer chaque variable retenue par $\ln(1/f_j)$, où dans notre cas f_j représente la fréquence d'occurrence de la modalité la plus faible en matière d'application de la $j^{\text{ème}}$ norme pour l'ensemble des pays.

⁴ D'une manière générale, le principe des ensembles flous (Zadeh, 1965) repose sur l'idée qu'un élément d'un ensemble universel ($x \in X$) puisse appartenir plus ou moins à un sous-ensemble noté A. Soit $\mu_a : X \rightarrow A$ est la fonction d'appartenance de x. En général, l'individu possède la caractéristique $\mu_a(x) = 1$ ou non $\mu_a(x) = 0$. Or, dans l'optique de la théorie des ensembles flous, $\mu_a : X \rightarrow A$ est une fonction continue telle que $0 \leq \mu_a(x) \leq 1$. Autrement dit, on peut désormais concevoir un grand nombre de graduations exprimant l'idée que x appartient partiellement à l'ensemble A. Pour plus de détails, voir Chiappero-Martinetti (2000).

Toutefois, les méthodologies d'agrégation des variables proposées reposent sur une hypothèse forte qu'il est jusqu'à présent impossible de tester : l'existence d'une tendance commune aux cinq indicateurs de normes. A ce stade, seule les techniques d'analyse factorielles⁵ s'avèrent simultanément aptes à : (i) produire une combinaison linéaire des indicateurs de normes, (ii) vérifier l'hypothèse d'homogénéité des variables synthétiser leur "tendance commune" ; et (iii) constituer des groupes de pays cohérents quant à leur niveau de normes du travail. Lorsque les données sont, comme dans le cas présent, de nature qualitative, l'analyse des correspondances multiples (ACM) est la méthode idoine (Greenacre 1984 ; Benzecri, 1992).

Les méthodes d'analyse factorielles tirent leur nom de la combinaison linéaire de plusieurs variables projetées orthogonalement sur des axes (dits « principaux »). L'ensemble des coordonnées des points du nuage des variables sur chacun de ces axes définit une fonction linéaire appelée facteur qui maximise l'inertie du nuage. Dans notre cas, le tableau A2 en annexe indique que la différence entre le premier axe et les autres est ici relativement importante. Rappelons en outre que par construction, chaque axe factoriel explique une part de l'inertie du nuage plus importante que l'axe suivant. De sorte que ce « palier » entre les facteurs principaux amène à retenir l'idée que le premier axe factoriel représente une synthèse correcte de l'ensemble des variables prises en compte. Il apparaît donc légitime de qualifier ce premier axe de « variable synthétique des normes du travail ». Par conséquent, le vecteur F1 – formé des coordonnées des individus sur le premier axe principal – donne une valeur quantitative continue du niveau des normes sociales existant dans chaque pays. Celle-ci s'interprète comme une combinaison linéaire des cinq variables initiales, pondérée par la contribution (CTR) de chaque modalité à l'inertie de l'axe. Le signe des modalités indique que les variables évoluent toutes dans le même sens et qu'il n'y a pas d'effets non linéaires : l'hypothèse d'homogénéité des indicateurs de normes est ainsi vérifiée. En d'autres termes, notre « variable synthétique des normes du travail » a la propriété de se concentrer sur la tendance commune.

La figure A1 en annexe⁶ montre que l'indice agrégé de normes obtenu par ACM est beaucoup plus discriminant que ceux fournis par moyenne non pondérée ou selon la méthode des ensembles flous. D'après le tableau A1 en annexe, l'indicateur agrégé par ACM donne un poids plus important au travail des enfants et à la liberté d'association. Ce résultat est intéressant car notre indicateur peut-être considéré comme moins « ethno-centré » que celui obtenu par moyenne simple. L'indicateur de discrimination, s'il évolue dans le même sens que les quatre autres indicateurs⁷ joue un rôle moindre, ce qui est aussi le cas si l'on prend l'indice proposé par la méthode des ensembles flous. Ceci peut s'expliquer par le fait que le niveau de discrimination dépend d'autres caractéristiques (culturelles ou religieuses) n'entrant pas en compte dans un indicateur agrégé de normes du travail.

III. Normes du travail et inégalités

L'indicateur de normes fondamentales du travail obtenu précédemment est introduit dans un modèle économétrique au même titre que les déterminants habituels des inégalités de

⁵ Pour un aperçu, voir Escoffier & Pagès (1998).

⁶ Afin de faciliter la comparaison des trois indices entre eux, ils ont été transformés par interpolation linéaire afin de prendre leurs valeurs dans l'intervalle [0, 1].

⁷ Ce qui justifie par ailleurs la construction d'un indicateur agrégé.

revenu. L'influence des normes du travail sur le coefficient de Gini est par la suite discutée en fonction des différentes interprétations qui peuvent être données à l'indice agrégé de normes.

1) Spécification du modèle

La littérature empirique sur des inégalités utilise en général un indice de Gini comme indicateur de la distribution des revenus au niveau national. Un des problèmes qui se pose avec ce type de mesure, c'est que les études permettant d'évaluer ce coefficient sont relativement coûteuses ; de sorte que l'information sur la distribution des revenus n'est pas disponible chaque année pour tous les pays, en particulier les PED. Aussi, afin que l'étude porte sur un nombre satisfaisant de pays, les valeurs du coefficient de Gini sont prises sur la période 1985-2001. Cette limite méthodologique est atténuée par le fait qu'en règle générale, les inégalités au sein d'un pays ne se modifient pas sensiblement sur la courte période. Elle interdit cependant de travailler avec des données de panel. C'est pourquoi, à l'exception de l'indice agrégé de normes, toutes les autres données utilisées ici sont des moyennes de variables tirées des *World Development Indicators* (WDI) fournis par Banque mondiale. Le modèle général est la forme :

$$y = W\delta + u \quad (1)$$

où y est le vecteur colonne contenant le coefficient de Gini de chaque pays, W la matrice des variables indépendantes dont la première colonne est composée de uns, δ le vecteur colonne des coefficients à estimer associés à la matrice W , et $u \sim N(0,1)$ le terme d'erreur avec les hypothèses habituelles. A partir de l'équation (1) plusieurs modèles sont estimés suivant la composition de la matrice W . En premier lieu, il faut s'assurer que le modèle général permet de vérifier l'hypothèse de la courbe de Kuznets. Pour cela, conformément aux travaux empiriques sur ce thème, le modèle I prend en compte le logarithme du revenu moyen par habitant en dollars constants de 1990 en parité de pouvoir d'achat (PPA), ainsi que le même terme élevé au carré. Ceci permet de déceler l'existence d'un renversement des inégalités à partir d'un certain niveau de revenu.

Des variables de contrôle sont également ajoutées afin de vérifier la stabilité du modèle. Parmi ces dernières, l'idée intuitive qu'un meilleur niveau d'éducation ou de dépenses éducatives permet de réduire les inégalités (Sylwester, 2000, 2002, 2003) peut être pris en compte par le pourcentage d'individus scolarisés dans le secondaire (Higgins & Williamson, 1999). Par ailleurs, l'ouverture au commerce international – mesurée par le taux d'ouverture – peut, sous certaines conditions, réduire le niveau absolu de pauvreté (Dollar, 2001), mais dans le même temps, augmenter les inégalités, surtout dans les PED (Wood, 1997). Ensuite, d'autres auteurs (e.g. Bourguignon & Morrisson, 1998 ; Deininger & Squire, 1998) proposent de retenir la superficie de terres cultivables par habitant afin de tester le lien entre la dotation en ressources naturelles et inégalités. Enfin, des variables instrumentales relatives à l'Amérique Latine et à l'Afrique Subsaharienne sont en général proposées dans la littérature afin de distinguer ces régions accusant un retard important de développement.

Trois estimations supplémentaires sont envisagés en modifiant succinctement la spécification du modèle I. Ainsi, l'indice agrégé de normes du travail obtenu par ACM est introduit dans le modèle II, puis le même terme élevé au carré est ajouté au modèle précédent pour obtenir le modèle III. La spécification du modèle IV est identique à celle du modèle III,

à ceci près que les variables de revenu ont été retirées pour supprimer le risque de corrélation avec l'indice de normes (tableau A4 en annexe).

Ce dernier point soulève un autre problème, plus général : la présence du PIB par habitant dans les régressions peut être à l'origine d'un biais dans l'estimation par moindres carrés ordinaires. Le tableau A4 en annexe suggère en effet une corrélation significative entre le PIB par habitant et d'autres variables indépendantes (notamment le taux de scolarisation ou le pourcentage de terres arables par habitant) qui peut se traduire par de l'autocorrélation parmi les résidus. Par ailleurs, l'agrégation de données relatives à plusieurs pays ayant des différences importantes de niveau de développement peut entraîner des problèmes d'homogénéité de la population globale étudiée. Ceci se traduit par la présence potentielle d'hétéroscédasticité des résidus. La mise en œuvre de différents tests statistiques⁸ suggère en effet que la nature des données et les spécifications économétriques retenues ont tendance à violer l'hypothèse d'un résidu $u \sim N(0,1)$ et de nuire ainsi à l'efficacité des estimateurs MCO. Dans ce cas, Newey & West (1987) proposent d'utiliser une matrice des variances/covariances robuste afin de corriger cette double source de biais.

2) Inégalités, normes et application effective des normes : un biais possible ?

Les résultats des estimations des modèles précédents sont donnés dans le tableau 1. Les tests d'inférence statistique montrent que les quatre estimations sont de bonne qualité. En effet, les tests de Fischer indiquent à chaque fois que tous les coefficients sont simultanément et significativement différent de zéro ; et le pourcentage de variance expliquée est systématiquement proche de 50%. Les variables prennent le signe attendu avec un effet de retournement de la croissance sur les inégalités pour un niveau de 3588\$ dans le modèle I. Ce résultat confirme l'idée d'une courbe de Kuznets et rejoint ainsi les conclusions de travaux empiriques déjà cités sur ce thème.

En ce qui concerne les variables de contrôle dans le modèle I, le niveau d'éducation (approché ici par le taux de scolarisation dans le secondaire) et la superficie cultivable par habitant ont, *ceteris paribus*, un impact négatif sur le niveau d'inégalités. Toutefois, la correction des perturbations non sphériques par l'estimateur de Newey-West a entraîné une diminution des seuils de significativité de ces deux variables à 10% d'erreur. Cette procédure explique également pourquoi l'hypothèse de Wood (1997) – quant à l'impact de l'ouverture au commerce international sur les inégalités – n'est pas vérifiée. En revanche, les variables binaires confirment qu'en Afrique subsaharienne et en Amérique Latine, le niveau des inégalités est plus élevé que dans l'ensemble des autres régions du monde.

La prise en compte de l'indice agrégé de normes dans les modèles II et III ne dément pas l'existence d'une courbe de Kuznets, mais elle produit un résultat surprenant dans le sens où les différences internationales de conditions de travail ne semblent avoir aucun effet (linéaire ou curvilinéaire) sur le niveau des inégalités. On remarque par ailleurs que l'introduction de cet indice vient concurrencer l'effet de l'éducation. Ceci s'explique par le fait que ces deux variables sont positivement et significativement corrélées (tableau A4 en annexe). L'estimation du modèle IV confirme l'absence d'influence des normes du travail sur le niveau des inégalités, bien que la suppression des variables de revenu rende l'interprétation moins intéressante que les deux modèles précédents.

⁸ Non reproduits ici.

Tableau 1 : Estimation MCO^a des déterminants de l'inégalité des revenus

Var.dép. : Gini	Modèle I		Modèle II		Modèle III		Modèle IV	
	Coeff.	t-ratio	Coeff.	t-ratio	Coeff.	t-ratio	Coeff.	t-ratio
Constante	-97,464**	-2,366	-81,727*	-1,887	-71,650	-1,629	31,850***	8,919
Ln PIB/t	34,272***	3,183	29,754**	2,602	26,595**	2,273		
(Ln PIB/t) ²	-2,094***	-2,978	-1,785**	-2,380	-1,592**	-2,080		
Renversement^b	3588,29		4156,03		4244,25			
Normes du travail			-6,447	-1,156	7,365	0,578	10,941	0,844
(Normes du travail) ²					-14,274	-1,205	-21,479*	-1,817
Taux de solarisation	-0,102*	-1,851	-0,056	-0,826	-0,045	-0,653	0,032	0,582
Taux d'ouverture	0,032	1,497	0,030	1,413	0,029	1,379	0,038*	1,788
Terre arable/hab.	4,264*	1,789	4,131*	1,735	3,987*	1,677	3,616	1,488
Afrique Subsahar.	12,435***	4,563	13,608***	4,688	13,031***	4,441	11,047***	3,808
Amérique Latine	11,508***	5,210	12,813***	5,174	12,270***	4,887	14,357***	6,046
Observations	90		90		90		90	
R ² Ajusté	0,521		0,523		0,526		0,499	
F (sig.)	14,840	(0,000)	13,200	(0,000)	11,960	(0,000)	13,680	(0,000)
Test d'endogénéité ^c			42,448**	(2,602)	-514,101**	(-2,273)		

Note : **** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%. (a) Résultats corrigés de l'hétéroscédasticité et de l'autocorrélation des résidus par l'estimateur de Newey-West (1987). (b) Dollars constants de 1990, en PPA par individu et par an. (c) Test d'endogénéité de Hausman concernant la variable « Normes du travail » selon la procédure proposée par Davidson & Mac Kinnon (1989) à partir d'estimations MCO sans matrice de variance/covariance robuste (t-ratios entre parenthèses).

L'absence d'influence statistique des conditions de travail sur la distribution des revenus rejoint les hypothèses les plus pessimistes et contredit surtout la plupart des travaux théoriques et empiriques sur le sujet. Le doute quant à la possibilité d'un biais introduit par la construction d'un indice agrégé de normes du travail est alors permis. En effet, un test de Hausman dans les régressions II et III signale la présence d'un biais d'endogénéité concernant l'indice agrégé de normes du travail. Il est ainsi possible que l'effet des normes dépende du *contexte* dans lequel elles sont mises en œuvre. Les normes du travail sont d'autant plus susceptibles d'avoir des effets sur les variables macroéconomiques que ces normes sont efficaces. Les différences de système politique ou de contexte institutionnel peuvent ainsi expliquer un effet différencié des normes. Par exemple, la liberté syndicale peut-être formellement reconnue, avec la reconnaissance du droit d'association et de négociations collectives, mais ces cadres formels de négociation ne joueront un rôle effectif qu'à partir du moment où le cadre institutionnel garantira ces droits.

Par ailleurs, si notre indicateur vise à mesurer l'application *effective* des normes, l'indice agrégé de normes du travail mesure également les normes *annoncées*, notamment par l'inclusion de l'indicateur de ratifications des conventions de l'OIT. S'il existe un lien entre la législation et l'application effective des normes, des disparités importantes peuvent apparaître susceptibles de modifier les résultats. Calderón, Chong, & Valdés (2004) distinguent ainsi l'engagement contractuel des Etats à améliorer les conditions de travail (normes *de jure*), des actions concrètes qu'ils mettent en œuvre pour atteindre les objectifs fixés (normes *de facto*). Cette précision est particulièrement importante lorsque l'on s'intéresse aux PED car leur capacité à appliquer effectivement les normes fondamentales du travail est souvent mise en

doute (Squire & Suthiwart-Narueput, 1997 ; Biffi & Isaac, 2002). En somme, il semble important de reconsidérer le problème en privilégiant : (i) la capacité des pays à appliquer *effectivement* les normes fondamentales du travail ; et, (ii) son influence sur la distribution des revenus. Pour cela, nous proposons d'endogénéiser l'indice agrégé de normes à partir d'une méthode faisant intervenir des variables instrumentales.

IV. Normes endogènes et inégalité

La différence entre l'engagement des Etats à appliquer des normes fondamentales du travail et leur application effective peut s'avérer fondamentale dans le cadre d'une compétition commerciale au niveau international. C'est pourquoi il est nécessaire de corriger ce biais en endogénéisant les normes à partir de variables instrumentales qui garantissent leur mise en oeuvre réelle.

1) L'endogénéisation des normes par les Doubles moindres carrés

Les résultats des tests de Hansen proposés dans le tableau 1 amènent à privilégier une estimation par variables instrumentales afin d'éviter le biais d'endogénéité. L'utilisation de plusieurs instruments nous conduit à utiliser un estimateur des doubles moindres carrés (DMC) de la forme :

$$y = Y\gamma + X\beta + u \quad (2)$$

où y est le vecteur colonne contenant le coefficient de Gini de chaque pays, Y la matrice contenant deux variables : l'indice agrégé de normes et son carré, X la matrice correspond à W – dans le modèle (1) – augmentée des variables instrumentales que nous spécifions plus bas. Les coefficients à estimer des matrices Y et X sont respectivement γ et β , et $u \sim N(0,1)$ représente le terme d'erreur. Comme son nom l'indique, la procédure des DMC se fait en deux étapes. D'abord, on estime par MCO une régression de chaque variable de Y sur toutes les variables de X et l'on conserve les prédictions obtenues. Ces dernières sont utilisées avec les variables de X comme les régresseurs par MCO d'une équation dont la variable dépendante est y .

L'endogénéisation des normes du travail par une méthode de variables instrumentales doit répondre à un double objectif. En premier lieu, on cherche à identifier parmi les déterminants potentiels des normes, les variables qui sont corrélées avec l'indice agrégé de normes mais pas avec le niveau d'inégalité, afin que les estimateurs soient convergents. La vérification de cette hypothèse se fera à partir des estimations DMC en mobilisant des tests d'orthogonalité des instruments avec le terme d'erreur. En second lieu, compte tenu des liens tenus qu'entretient l'indicateur de normes avec le PIB/t (tableau A4 en annexe), on peut vouloir chercher des instruments qui – lors du processus d'endogénéisation – ne sont pas susceptibles d'introduire dans la première variable une information relative à la seconde. Dans ce dernier cas, il peut s'avérer utile de sélectionner les variables instrumentales en tenant compte du double critère d'être corrélées avec l'indice de normes, mais pas avec le logarithme du PIB/t. Le modèle utilisé est de la forme :

$$x = Z\lambda + \varepsilon \quad (3)$$

où le vecteur colonne x sera alternativement composé de l'indice agrégé des normes du travail pour chaque pays et du logarithme de leur PIB/t moyen sur la période 1990-2001, λ représente le vecteur colonne des coefficients à estimer associés aux variables, $\varepsilon \sim N(0,1)$ le terme d'erreur, et Z est la matrice dont la première colonne est constituée de uns et les variables indépendantes qui la composent sont tirées de X . La prochaine étape consiste donc à spécifier le modèle (3), c'est-à-dire à choisir les variables qui ont potentiellement un lien avec l'application effective des normes du travail. La démarche adoptée ici repose sur l'hypothèse suivante : **si la ratification des traités internationaux sur les normes fondamentales du travail est garantie par une structure institutionnelle favorable, alors l'efficacité des normes sera renforcé et leur application réelle beaucoup plus probable**. Deux arguments majeurs peuvent être avancés pour défendre cette position.

En premier lieu, la nature du système politique et de régulation sociale est un déterminant fondamental de la façon dont les normes sont appliquées. Il existe par exemple un consensus en sciences politiques reconnaissant une corrélation entre Démocratie et Droits de l'Homme (Carothers, 1994 ; Fox & Nolte, 1995 ; Davenport & Armstrong, 2004). De plus, l'OIT (1998) met en avant le rôle de l'expansion de la démocratie dans le respect de la liberté syndicale. Autrement dit, un des éléments primordiaux assurant l'application des normes du travail concerne les *institutions démocratiques* au sens large. Nous proposons donc d'introduire un indicateur combiné de démocratie (POLITY), une mesure de la capacité d'un pays à choisir ses décideurs lors d'élections équitables garantissant la participation de tous (XRCOMP), et le degré d'indépendance opérationnelle des décideurs (XCONST). Le modèle peut être complété par la prise en compte le statut réservé aux non-élites, en considérant que ces populations sont les plus susceptibles de demander une amélioration des normes du travail. Nous proposerons donc des variables mesurant l'étendue selon laquelle les non-élites peuvent participer aux structures institutionnelles à des fins de participation politique (PARCOMP) et « l'opportunité pour les non-élites d'atteindre des positions de pouvoir (XROPEN). Enfin, le logarithme du nombre de postes de radio pour 1000 personnes (LNRADIO) renseigne sur l'accès à l'information.

En second lieu, la tradition juridique de certains pays est susceptible d'influencer la façon dont les normes sont mises œuvre au niveau national. Selon Chau & Kanbur (2001 : 12) : « *Les origines légales peuvent influencer le niveau des normes du travail par deux biais (i) directement par la base idéologique sur la relation Etat – Individus dans la société ; et, (ii) indirectement par l'influence sur la capacité du Gouvernement à protéger les droits de l'individu et l'efficacité de l'Etat.* ». Plus précisément, La Porta & al. (1998) trouvent que l'origine légale scandinave est l'une de celles garantissant le mieux l'efficacité du système juridique et la règle de droit. L'application des normes du travail est alors d'autant plus facilitée dans ces pays. Nous incluons donc dans notre modèle des variables sur l'origine légale (code civil, héritage socialiste et tradition scandinave par rapport au « *common law* » d'inspiration britannique).

2) Pertinence des instruments et incidence sur l'inégalité

Le tableau 2 présente les résultats des estimations du modèle (3) pour chacune des variables dépendantes retenues. Tous les coefficients apparaissent simultanément et significativement non nuls pour les deux régressions et la valeur élevée des R^2 ajustés (respectivement de 65,1% et de 69,7%) confirme la bonne qualité des estimations. Dans le

Tableau 2 : Choix des instruments pour la procédure des doubles moindres carrés

Var. dép. ^a :	Indice de normes			Ln (Pib/t)		
	Coeff.	t-ratio	signif.	Coeff.	t-ratio	signif.
Constante	-0,556***	-3,103	0,003	1,669**	2,393	0,019
Système politique						
POLITY	-0,005	-0,324	0,747	-0,074	-1,156	0,251
PARCOMP	0,110***	3,289	0,001	0,247*	1,901	0,061
XCONST	0,033	1,052	0,296	0,291**	2,387	0,019
XRCOMP	0,001	0,018	0,986	0,053	0,215	0,830
XROPEN	-0,038	-1,421	0,159	-0,046	-0,436	0,664
LNRADIO	0,103***	4,323	0,000	0,690***	7,415	0,000
Héritage juridique						
Code civil	0,001	0,038	0,970	0,052	0,342	0,733
Ex-pays socialistes	0,114	0,909	0,366	-0,222	-0,456	0,649
Trad. scandinave	0,267***	2,859	0,005	0,353	0,971	0,335
Observations	90			90		
R ² Ajusté	0,651			0,697		
F (sig.)	19,410	(0,000)		23,730	(0,000)	

Note : **** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%. (a) Résultats corrigés de l'hétéroscédasticité et de l'autocorrélation des résidus par l'estimateur de Newey-West (1987).

détail, on observe – conformément aux hypothèses de départ – que l'influence du système politique s'avère fondamentale dans l'application effective des normes. En particulier, un système démocratique efficient caractérisé par un niveau élevé de participation politique (PARCOMP) semble être le point clef permettant d'améliorer les normes du travail. Concernant les variables d'origines légales, l'hypothèse de Chau & Kanbur (2001) est vérifiée puisque les pays à tradition scandinave attestent, toutes choses égales par ailleurs, de meilleures conditions de travail. Enfin, conformément à ce qui est attendu, le logarithme du nombre de radios pour 1000 hab. est un déterminant important de l'indice de normes, mais il est également corrélé positivement et significativement avec le logarithme du PIB/t, ce qui l'exclut immédiatement de la liste des instruments à conserver. En revanche, la décision concernant PARCOMP est plus délicate. Cette variable est un des déterminants fondamentaux de l'application des normes et en même temps, elle semble jouer un rôle dans la seconde régression. Néanmoins, son seuil de significativité est suffisamment faible (>6%) pour qu'elle soit retenue parmi les instruments.

La procédure précédente a permis de sélectionner deux instruments (PARCOMP et une variable binaire de Tradition scandinave) en minimisant l'information relative au PIB/t que ces derniers pourraient transmettre à la variable endogène de normes du travail. Désormais, l'estimation du modèle (2) par les doubles moindres carrés (DMC) peut être effectuée, sous réserve qu'un test de Hansen accrédite l'hypothèse d'orthogonalité des instruments avec le terme d'erreur. Toutefois, la mise en œuvre de ce test nécessite de prendre en compte au

Tableau 3 : Estimation DMC des déterminants de l'inégalité des revenus

Variables Instrumentales :	PARCOMP, Trad. scandinave			PARCOMP, Trad. Scandinave Ex-pays socialistes		
	Coeff.	t-ratio	signif.	Coeff.	t-ratio	signif.
Var. dép. : Gini						
Constante	-72,6	-1,08	0,285	-69,04	-1,05	0,29
LN (PIB/t)	26,16	1,50	0,138	25,19	1,46	0,15
[LN (PIB/t)] ²	-1,62	-1,43	0,156	-1,55	-1,39	0,17
Normes du travail	55,44**	1,99	0,050	50,96*	1,86	0,06
(Normes du travail) ²	-52,31***	-3,21	0,002	-49,81***	-3,08	0,00
Renversement	0,529			0,511		
Taux de solarisation	-0,09	-0,85	0,348	-0,08	-0,75	0,45
Taux d'ouverture	0,03	1,43	0,158	0,04	1,42	0,16
Terre arable/hab.	3,84	1,57	0,120	3,82	1,5	0,12
Afrique Subsaharienne	9,42**	2,19	0,031	9,91**	2,22	0,03
Amérique Latine	8,52**	2,14	0,030	9,05**	2,26	0,03
Observations	90			90		
R ² Ajusté	0,497			0,511		
Test de Hansen (prob.)	N.D.			0,272	(0,600)	
<i>Normes & Instruments</i>						
R ² Partiel	0,19			0,21		
F-Test (sig.)	12,06	(0,000)		9,29	(0,000)	
<i>Normes² & Instruments</i>						
R ² Partiel	0,22			0,23		
F-Test (sig.)	18,88	(0,000)		13,17	(0,000)	

Note : **** significatif à 1%, ** significatif à 5%, * significatif à 10%. (a) Rappel : l'indice de normes du travail $\in [0, 1]$.

moins une troisième variable instrumentale ; c'est pourquoi un second modèle est proposé avec la variable binaire « Ex-pays socialistes » comme instrument supplémentaire⁹. Dans ce dernier cas, l'utilisation des instruments est validée avec une probabilité d'orthogonalité de 60%.

Les estimations du modèle (2) sont reportées dans le tableau 3. L'utilisation de deux ou trois instruments n'affecte pas l'homogénéité globale des résultats. Les deux modèles sont de bonne qualité avec des niveaux de variance expliquée de l'indice de Gini proches de 50%. Conformément aux résultats dans le tableau 1, les variables binaires régionales indiquent dans les deux cas que l'Amérique Latine et l'Afrique Subsaharienne présentent des niveaux d'inégalité plus élevés que les autres régions du monde. En revanche, l'utilisation des DMC semble avoir réduit l'influence du taux de scolarisation dans le secondaire, du taux d'ouverture et de la superficie cultivable par tête. Ce qui est encore plus frappant, concerne la perte de significativité des variables de PIB/t. Ainsi, on n'observe plus de courbe en 'U' inversé entre le niveau de richesse et le niveau des inégalités de revenu.

⁹ D'autres modèles ont été estimés avec quatre instruments en ajoutant la variable « common law » comme héritage juridique. Les résultats des *tests de Hansen en différence* (non présentés ici) confirment l'idée que les instruments proposés sont orthogonaux avec le terme d'erreur.

En réalité la courbe de Kuznets s'applique désormais aux relations qu'entretiennent l'application effective de normes fondamentales du travail et le niveau des inégalités de revenu. En effet, le niveau des normes endogènes semble accroître dans un premier temps les inégalités, puis dans un second temps, il contribue à réduire les écarts de distribution du revenu ; avec un niveau de retournement situé selon les modèles entre 0,511 et 0,529 – ce qui correspond environ à la situation du Brésil. La relation croissance-inégalité peut donc être réinterprétée en introduisant le rôle médiateur des normes du travail. Ainsi, dans les premiers temps du développement, l'instauration de normes du travail ne concerne que les individus qui travaillent dans un secteur protégé et ne bénéficient pas, par exemple, aux travailleurs du secteur informel. En revanche, à partir d'un certain niveau de développement, une plus grande partie de la population étant embauchée dans le secteur protégé et désireuse de voir s'améliorer ses conditions de travail, l'instauration de normes fondamentales tend à réduire les inégalités.

Par ailleurs, la bonne qualité des tests partiels (R^2 ajustés proches de 20% et tests de Fisher significatifs à moins de 1%) souligne le rôle du « contexte » social dans la réduction de l'inégalité. La significativité des normes endogènes est effectivement due à la prise en compte du rôle du système politique et juridique dans les variables instrumentales. En d'autres termes, moins que l'accroissement mécanique du revenu, c'est surtout la mobilisation des individus de la société civile (PARCOMP) recherchant une meilleure situation sociale – i.e. une distribution des ressources plus égalitaire – qui explique la mise en place de normes fondamentales du travail plus efficaces. Cette analyse rejoint ainsi la littérature récente sur l'influence du capital social (Putnam, 1993) dans l'amélioration des institutions – ici les normes fondamentales du travail – au niveau national.

V. Conclusion

L'application de normes fondamentales du travail au niveau international est une entreprise délicate dans le sens où l'insertion d'une clause sociale à la mondialisation est susceptible de modifier les relations commerciales entre les pays. Face au risque d'un « protectionnisme déguisé », la grande partie du débat entre les pays du Nord et du Sud se focalise sur l'intérêt qu'auraient les seconds à améliorer les conditions de travail dans leur espace économique national. Dans ce cadre, l'argument selon lequel les normes fondamentales du travail permettent de tendre vers un optimum social en réduisant les inégalités salariales devient prépondérant. Or, la présente étude confirme les relations équivoques qu'entretiennent normes et inégalités sur plan empirique. La prise en compte du « contexte » social s'avère en effet décisive dans la mise en évidence d'une relation en 'U' inversé entre conditions de travail et distribution des revenus.

A ce titre, notre approche permet de mettre en évidence deux freins majeurs à l'application des normes fondamentales du travail par les PED. Tout d'abord, la ratification des traités internationaux sur les conditions de travail est loin d'être une garantie suffisante pour l'amélioration effective de ces conditions. En le domaine, les engagements formels des Etats doivent – entre autres – bénéficier d'un système politique favorable pour être réellement mis en œuvre. La participation des non élites au fonctionnement des institutions politiques en particulier, semble garantir l'application effective des normes. La promotion de la démocratie participative dans les PED apparaît ainsi comme une possibilité indirecte de favoriser l'adoption d'une clause sociale à la mondialisation. Cependant, cette dernière option est loin

d'être suffisante car en l'état actuel des choses, l'application effective des normes du travail dans les pays qui connaissent un niveau de PIB/t relativement faible aurait pour conséquence d'accroître les inégalités – à cause du positionnement sur la partie croissante de la courbe de Kuznets. Cette seconde limite à l'application effective des normes fondamentales du travail constitue un argument décisif en faveur des PED. Tant et si bien qu'à défaut d'un éclairage empirique nouveau, le débat entre pays développés et PED sur l'application des normes du travail pourrait rapidement se transformer en bras de fer commercial.

Bibliographie

- Aidt, T. & Tzannatos, Z. (2003) "Unions and Collective Bargaining" Washington, DC: The World Bank. Mimeo.
- Ahluwalia, M.S. (1976) "Inequality, Poverty and Development" *Journal of Development Economics*, 3: 307–342.
- Anand, S. & Kanbur, R. (1993) "The Kuznets Process and the Inequality-Development Relationship," *Journal of Development Economics*, 40: 25-52.
- Biffi, G. & Isaac, J. (2002) "How Effective are ILO's Labour Standards under Globalization?" IIRA/CIRA 4th Regional Congress of the Americas Centre for Industrial Relations, University of Toronto, June 25 to 29.
- Bhagwati, J. (1995) "Trade Liberalization and Fair Trade Demands: Addressing the Environmental and Labour Standards Issues" *The World Economy*, 18: 745-759.
- Bazillier, R. (2004). "Core Labour Standards and Economic Growth" *Cahiers de la MSE*, BLA 04048, Université Paris 1 Panthéon Sorbonne, Paris.
- Beaulieu, E., & J. Gaisford (2001) "Labour and Environmental Standards, the Lemon Problem in International Trade Policy" University of Calgary, Department of Economics, Discussion Paper Series N° 2000-7.
- Benzecri, J.-P (1992) *Correspondence analysis handbook*, New York: Marcel Dekker.
- Bescond, D., Chataignier, A. & Mehran, F. (2003) "Seven Indicators to Measure Decent Work: an International Comparison" *International Labour Review*, 142(2): 179-211.
- Bourguignon, F. (1994) "Growth, Distribution, and Human Resources" in: Ranis, G. (Ed.) *En Route to Modern Growth, Essays in Honor of Carlos Diaz-Alejandro*, Washington, DC: Johns Hopkins Univ. Press, 43–69.
- Bourguignon, F. & Morrison, C. (1990) "Income Distribution, Development and Foreign Trade: A Cross-Sectional Analysis" *European Economic Review*, 34: 1113–1132.
- Bivens, J. & Weller, C. (2003) "Rights Make Might. Ensuring Worker's Rights as a Strategy for Economic Growth" *EPI Issue Brief*, 192: 1-7
- Brown, D. (2000) "International Trade and Core Labour Standards: A Survey of the Recent Literature" *OECD Labour Market and Social Policy Occasional Papers*, No. 43, OECD Publishing.
- Brown D.K., Deardorff A.V. & Stern, R.M. (1996) "International Labour Standards and Trade: a Theoretical analysis", in Bhagwati, J. & Hudec, R. (Eds.). *Fair Trade and Harmonization: Prerequisites for Free Trade?* Cambridge (MA): MIT Press.
- Buchele, R. & Christensen, J. (2003). "Worker Rights and Socio-Economic Performance in Advanced Capitalist Economies." Annual Meetings of URPE, January 3-5, Washington, D.C.
- Busse, M. (2004) "On the Determinants of Core Labour Standards: the Case of Developing Countries" *Economics Letters*, 83: 211–217
- Busse, M. & Braun, S. (2003) "Trade and Investment Effects of Forced Labour: An Empirical Assessment" *International Labour Review*, 142(1): 49-71.
- Calderón, C., Chong, A. & Valdés, R. (2004) "Labor Market Regulations and Income Inequality: Evidence for a Panel of Countries" Inter-American Development Bank, Research Department, Working Paper 514.
- Campano, F. & Salvatore, D. (1988) "Economic Development, Income Inequality, and Kuznets' U-Shaped Hypothesis" *Journal of Policy Modeling*, 10(2): 265–280.
- Carothers, T. (1994) "Democracy and Human Rights: Policy Allies or Rivals?" *The Washington Quarterly*, 17(3), 109-120.
- Cerlioli, A. & Zani, S. (1990) "A Fuzzy Approach to the Measurement of Poverty" in Dagum, C. & Zenga, M. (Eds.), *Income and Wealth Distribution, Inequality and Poverty*, Berlin (D): Springer Verlag: 272-284.
- Chau, N. H. & Kanbur, R. (2001) "The Adoption of International Labor Standards Conventions: Who, When and Why?" *CEPR Discussion Papers* 2904, London (UK), Mimeo.
- Checchi, D. & C. Garcia Penalosa (2005) "Labour Market Institutions and the Personal Distribution of Income in the OECD" IZA Discussion Paper No 1681.

- Chiappero-Martinetti, E. (2000) "A Multi-Dimensional Assessment of Well-Being Based on Sen's Functioning Theory" *Revista Internazionale di Scienza Sociale*, 108(2): 207-239.
- Cornia, G. A. (2004) *Inequality, Growth and Poverty in an era of Liberalization and Globalization*, (Ed.) Oxford (UK): Oxford University Press.
- Davenport, C., & Armstrong, D. A. (2004) "Democracy and the Violation of Human Rights: A Statistical Analysis from 1976 to 1996" *American Journal of Political Science*, 48(3): 538-554.
- Davidson, R. & Mac Kinnon, J.G. (1989) "Testing for Consistency using Artificial Regressions" *Econometric Theory*, 5: 363-384
- Deininger, K. & Squire, L. (1998) "New ways of Looking at Old Issues: Inequality and Growth" *Journal of Development Economics*, 57:259-287
- Dollar, D. (2001) "Trade, Growth and Poverty" World Bank Policy Research Working Paper Series, No 2615,
- Droy, I. & Sirven, N. (2005), "Evaluer le bien-être multidimensionnel des ménages en Guinée Maritime : Analyse factorielle versus méthode des ensembles flous" Contribution au 5^{ème} colloque international sur l'approche des capacités, Unesco, Paris, 11-14 septembre.
- Emerson, M., & Dramais, A. 1988. *What Model for Europe?* Cambridge (USA): MIT Press.
- Escoffier, B. & Pagès, J. (1998) *Analyses factorielles simples et multiples*. Paris : Dunod (3^{ème} édition).
- Forteza, A. & Rama, M. (2001) "Labor Market Rigidity and the Success of Economic Reforms across More than 100 Countries" Policy Research Working Paper 2521. Washington DC: The World Bank, Development Research Group.
- Fox, G. & Nolte, G. (1995) "Intolerant Democracies" *American Journal of International Law*, 36(1), 1-70.
- Ghai, D. (2003) "Decent Work: Concepts, Models and Indicators" *International Labour Review*, Special Issue 2003. 142(2) 113-45
- Granger, C. (2005) "Normes de travail fondamentales et échanges Sud-Nord", *Economie Internationale*, 101, 47-62.
- Greenacre M. (1984) *Theory and Application of Correspondence Analysis*, London: Academic Press.
- Harrison, A., & Leamer, E. E. (1997) "Labor Markets in Developing Countries: an Agenda for Research" *Journal Of Labor Economics*, 15(3), Part 2: S1-19.
- Higgins, M. & Williamson, J. G. (1999) "Explaining Inequality the World Round: Cohort Size, Kuznets Curves, and Openness" Federal Reserve Bank of New York, Mimeo.
- Jha, S. (1996) "The Kuznets Curve, A Reassessment" *World Development*, 24(4): 773-780.
- Kucera, D. (2001) "Measuring Fundamental Rights at Work" *Statistical Journal*, 18(2-3): 175-86
- Kucera, D. (2002) "Core Labour Standards and Foreign Direct Investment" *International Labour Review*, 141(1-2): 31-69
- Kuznets, S. (1955) "Economic Growth and Income Inequality", *American Economic Review*, 45:1-28.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A. & Vishny, R. W. (1998). "Law and Finance." *Journal of Political Economy*, 106: 1113-1155.
- Maskus, K.E. (1997) "Should Core Labor Standards be Imposed Through International Trade Policy?" World Bank Policy Research Working Paper, N° 1817.
- Milanovic, B. (1995) "Poverty, Inequality and Social Policy in Transition Economies" Transition Economics Division, Research Paper No9, Washington DC: The World Bank.
- Newey, W. & West, K. (1987) "A Simple Positive Semi-Definite, Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix" *Econometrica* 55: 703-708.
- OCDE (1996) *Trade, Employment and Labour Standards: a study of Core Worker's Right and International Trade*, Paris: OECD.
- OIT (1998) *Understanding Right at Work*, Declaration on Fundamentals Principles and Rights at Work, International Labour Organization, Geneva.
- Palley, T. I. (1999) "The Economic Case for International Labor Standards: Theory and Some Evidence." Working Paper E025. Washington, D.C: AFL-CIO.
- Palley, T. I. (2005) "Labour Standards, Democracy and Wages: Some Cross-Country Evidence" *Journal of International development*, 17:1-16.
- Papanek, G. & Kyn, O. (1986) "The Effect on Income Distribution of Development, the Growth Rate and Economic Strategy" *Journal of Development Economics*, 23: 55-65.
- Putnam, R. D. – avec Leonardi, R. & Nanetti, R. (1993) *Making Democracy Work*, Princeton (USA): Princeton University Press.
- Rama, M. (1995) "Do Labor Market Policies and Institutions Matter? The Adjustment Experience in Latin America and the Caribbean" *Labour* (Special Issue): S243-S268.
- Rama, M. (2001) "Globalization, Inequality, and Labor Market Policies" Washington, DC, United States: World Bank. Mimeo.

- Rama, M. (2003) "Globalization and Workers in Developing Countries" *in*: Hasan, R. & Mitra, D. (Eds.) *Trade and Labor: Issues, Perspectives and Experiences from Developing Asia*. Amsterdam (NL): North-Holland.
- Saint-Paul, G. (1999) "Towards a Theory of Labor Market Institutions" Barcelona (Spain): Universitat Pompeu Fabra. Mimeo.
- Squire, L., & Suthiwart-Narueput, S. (1997) "The Impact of Labor Market Regulations" *World Bank Economic Review* 11(1): 119-144.
- Sylwester, K (2000) "Income Inequality, Education expenditures and growth" *Journal of Development Economics*, 63(2), 379-398
- Sylwester, K (2002) "Can income expenditures reduce income inequality" *Economics of Education Review*, 21(1), 43-52
- Sylwester, K. (2003) "Enrolment in Higher Education and changes in Income inequality" *Bulletin of Economic Research*, 55(3), 249-252
- Vanhoudt, P. (1997) "Do Labor Market Policies and Growth Fundamentals Matter for Income Inequality in OECD Countries?" *IMF Staff Papers* 44: 356-373.
- Wood, A. (1997): "Openness and wage inequality in developing countries: the Latin American challenge to East Asian conventional wisdom" *World Bank Research Observer*, January.
- Zadeh, L. A. (1965) "Fuzzy Sets" *Information and Control*, 8: 338-353.

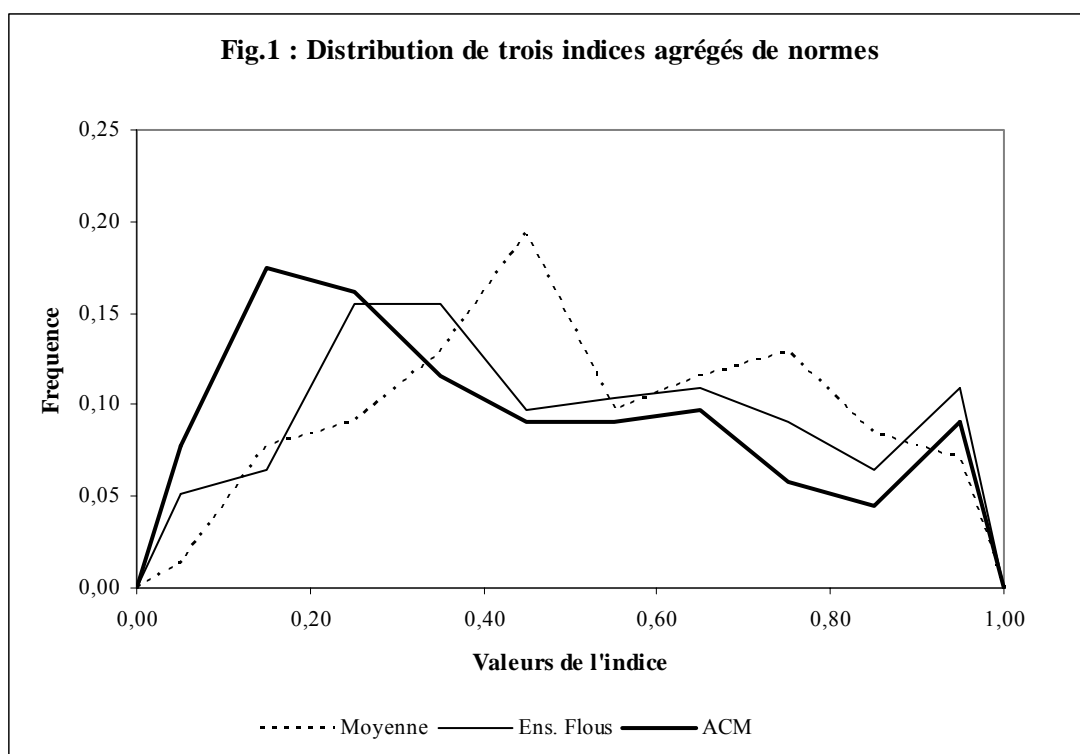


Tableau A1: Statistiques descriptives des variables entrant dans la composition de l'indice agrégé de normes du travail

N = 155 pays	Ratifications OIT	Travail des enfants	Liberté d'association	Non discrimination	Travail forcé
Fréquence des modalités					
Plus élevée	21,94	28,39	20,00	20,00	46,45
Elevée	21,29	18,71	20,65	16,13	28,39
Moyenne	20,65	21,94	19,35	16,77	07,10
Faible	17,42	15,48	21,29	19,35	10,96
Plus faible	18,70	15,48	18,71	27,75	07,10
Total	100	100	100	100	100
Matrice des corrélations					
Ratifications OIT	1				
Travail des enfants	0,364**	1			
Liberté d'association	0,461**	0,474**	1		
Non discrimination	0,073	0,355**	0,282**	1	
Travail forcé	0,293**	0,286**	0,399**	0,282**	1
Poids utilisés dans l'indice agrégé					
Moyenne arithmétique	0,200	0,200	0,200	0,200	0,200
Ensembles flous	1,676	1,866	1,676	1,282	2,645
ACM	0,189	0,243	0,266	0,127	0,176

N.B. (**) Significatif à 5%.

Tableau A2: Résultats de l'ACM

N = 155 pays					
Axes principaux :		F1	F2	F3	F4
Valeur propre		0,512	0,320	0,294	0,276
% de la variance totale		12,79	8,01	7,36	6,89
% cum.		12,79	20,80	28,16	35,05

Normes	Modalité	Coord, (F1)	QLT	Valeur test	CTR (%)
Ratifications OIT	Plus élevée	1,236	0,429	8,129**	13,094
	Elevée	-0,061	0,001	-0,395	0,031
	Moyenne	-0,316	0,026	-1,997**	0,803
	Faible	-0,267	0,015	-1,523	0,486
	Plus faible	-0,782	0,141	-4,656**	4,474
Total					18,888
Travail des enfants	Plus élevée	1,087	0,468	8,490**	13,102
	Elevée	0,330	0,025	1,962**	0,794
	Moyenne	-0,580	0,094	-3,812**	2,880
	Faible	-0,731	0,098	-3,884**	3,237
	Plus faible	-0,838	0,129	-4,451**	4,250
Total					24,263
Liberté d'association	Plus élevée	1,388	0,482	8,613**	15,066
	Elevée	0,492	0,063	3,115**	1,954
	Moyenne	-0,543	0,071	-3,304**	2,235
	Faible	-0,698	0,132	-4,506**	4,057
	Plus faible	-0,670	0,103	-3,990**	3,285
Total					26,597
Non Discrimination	Plus élevée	0,909	0,207	5,641**	6,461
	Elevée	0,159	0,005	0,865	0,159
	Moyenne	0,292	0,017	1,627	0,560
	Faible	-0,500	0,060	-3,040**	1,892
	Plus faible	-0,576	0,127	-4,425**	3,592
Total					12,664
Travail forcé	Plus élevée	0,678	0,399	7,836**	8,347
	Elevée	-0,327	0,042	-2,557**	1,188
	Moyenne	-0,809	0,050	-2,775**	1,816
	Faible	-0,727	0,065	-3,166**	2,265
	Plus faible	-1,197	0,109	-4,104**	3,972
Total					17,588

N.B. (**) Significatif à 5%,

Tableau A3: Statistiques descriptives

	Moyenne	Ecart-type	Minimum	1 ^{er} quartile	2 nd quartile	3 ^{ème} quartile	Maximum	Aplatiss.	Asymétrie
Indice de normes	0,44	0,28	0,00	0,20	0,38	0,67	1,00	-0,97	0,53
(Indice de normes) ²	0,26	0,28	0,00	0,04	0,14	0,43	1,00	0,23	1,16
GINI	42,55	10,20	24,70	35,30	40,56	50,31	70,66	-0,57	0,33
PIB/t	3605,29	3873,05	203,85	771,20	1751,65	5395,26	14034,60	-0,20	1,14
Tx scolarisation	59,18	36,26	5,49	26,66	58,33	87,14	133,19	-1,01	0,30
Tx ouverture	54,08	36,69	15,00	33,88	46,27	62,62	282,34	15,46	3,28
Terre arable/hab.	0,28	0,33	0,00	0,11	0,20	0,34	2,71	30,23	4,87
LN (Radio)	5,55	0,99	3,41	4,90	5,56	6,30	7,66	-0,75	-0,19
POLITY	4,67	5,88	-7,00	-1,00	7,50	9,00	10,00	-0,87	-0,86
PARCOMP	3,61	1,17	0,00	3,00	4,00	5,00	5,00	-0,36	-0,57
XCONST	5,22	1,89	1,00	3,00	6,00	7,00	7,00	-1,05	-0,61
XROPEN	3,54	1,22	0,00	4,00	4,00	4,00	4,00	4,00	-2,40
XRCOMP	2,24	1,05	0,00	1,00	3,00	3,00	3,00	-0,47	-1,01
Variables binaires	N	%	Freq. Rel.						
Afr. Subsaharienne	28	31,11	0,31						
Am. Latine	21	23,33	0,23						
Code civil	51	56,67	0,57						
Ex-pays socialistes	2	2,22	0,02						
Trad. scandinave	4	4,44	0,04						

Tableau A4 : Matrice des corrélations :

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N	O	P	Q	R	S	
GINI	A	1																		
Indice de normes	B	-0,36	1																	
(Indice de normes) ²	C	-0,43	0,97	1																
LN PIB/t	D	-0,36	0,75	0,74	1															
(LN PIB/t) ²	E	-0,38	0,76	0,76	1,00	1														
Tx scolarisation	F	-0,46	0,82	0,83	0,91	0,92	1													
Tx ouverture	G	0,06	0,06	0,06	0,20	0,20	0,14	1												
Terre arable/hab.	H	0,02	0,22	0,21	0,18	0,19	0,22	-0,12	1											
Am. Latine	I	0,42	0,06	-0,01	0,05	0,02	-0,03	-0,04	-0,05	1										
Afr. Subsaharienne	J	0,33	-0,41	-0,42	-0,68	-0,65	-0,66	-0,09	-0,01	-0,37	1									
POLITY	K	-0,06	0,59	0,57	0,57	0,57	0,55	0,01	0,14	0,27	-0,51	1								
PARCOMP	L	-0,19	0,72	0,68	0,67	0,68	0,64	-0,03	0,18	0,12	-0,43	0,83	1							
XCONST	M	-0,12	0,58	0,57	0,61	0,60	0,59	0,00	0,14	0,23	-0,56	0,94	0,75	1						
XROPEN	N	0,04	0,25	0,25	0,38	0,37	0,40	0,11	0,06	0,21	-0,46	0,54	0,44	0,58	1					
XRCOMP	O	-0,05	0,48	0,46	0,51	0,51	0,51	0,08	0,10	0,27	-0,55	0,91	0,70	0,86	0,75	1				
LN RADIO	P	-0,35	0,69	0,67	0,80	0,81	0,82	0,13	0,21	0,16	-0,61	0,46	0,60	0,48	0,36	0,43	1			
Common Law	Q	0,10	-0,09	-0,09	-0,06	-0,06	-0,03	0,32	0,15	-0,20	0,14	0,05	-0,10	0,07	-0,04	0,04	-0,05	1		
Ex-pays socialistes	R	-0,11	-0,01	-0,01	-0,04	-0,05	0,05	-0,05	-0,01	-0,08	-0,10	-0,11	-0,14	-0,06	0,06	-0,04	0,03	-0,11	1	
Trad. Scandinave	S	-0,37	0,43	0,52	0,32	0,33	0,37	0,00	0,05	-0,12	-0,14	0,20	0,26	0,20	0,08	0,16	0,29	-0,16	-0,03	1
Code civil	T	0,09	-0,09	-0,12	-0,06	-0,07	-0,14	-0,30	-0,16	0,27	-0,04	-0,10	0,04	-0,13	-0,01	-0,10	-0,08	-0,87	-0,17	-0,25

En gras, valeurs significatives (hors diagonale) au seuil alpha=0,050 (test bilatéral)

