



# Normes fondamentales du travail et développement économique

Rémi Bazillier

► **To cite this version:**

Rémi Bazillier. Normes fondamentales du travail et développement économique. Économies et finances. Université Panthéon-Sorbonne - Paris I, 2007. Français. <tel-00258230>

**HAL Id: tel-00258230**

**<https://tel.archives-ouvertes.fr/tel-00258230>**

Submitted on 21 Feb 2008

**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.

UNIVERSITÉ DE PARIS I - PANTHÉON SORBONNE

U.F.R. DE SCIENCES ECONOMIQUES

Année 2007

Numéro attribué par la bibliothèque

2|0|0|7|P|A|0|1|0|0|7|4|

THESE

Pour obtenir le grade de  
Docteur de l'Université de Paris I  
Discipline : Sciences Economiques

Présentée et soutenue publiquement par

Rémi Bazillier

le 12 Décembre 2007

Titre :

NORMES FONDAMENTALES DU TRAVAIL ET  
DÉVELOPPEMENT ECONOMIQUE

Directeur de thèse : M. Jean-Claude BERTHÉLEMY, Professeur à l'Université Paris 1

JURY :

M. Jean-Paul AZAM (Rapporteur),	Professeur à l'Université Toulouse 1
M. Jean-Claude BERTHÉLEMY (Directeur),	Professeur à l'Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne
M. Jérôme GAUTIE,	Professeur à l'Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne
Mme. Ann E. HARRISON,	Professeure à l'Université de Californie-Berkeley
M. Thierry MAYER,	Professeur à l'Université Paris 1 Panthéon-Sorbonne
M. Jean-Marc SIROËN (Rapporteur),	Professeur à l'Université Paris-Dauphine

*A mes parents*

L'Université de Paris I n'entend donner aucune approbation ou improbation aux opinions émises dans cette thèse. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.

# Remerciements

Si cette thèse relève de l'exercice solitaire, elle n'a pu se concrétiser que grâce à l'intervention, l'aide et le soutien de nombreuses personnes que je tiens à remercier ici.

En premier lieu, je remercie Jean-Claude Berthélemy de m'avoir fait confiance et d'avoir accepté de diriger ma thèse, ainsi que pour la liberté qu'il m'a accordée.

Cette thèse doit également beaucoup à Nicolas Sirven qui m'a proposé de co-écrire avec lui. Cette expérience de recherche me fut hautement bénéfique. Au-delà de la seule co-écriture, ses conseils et encouragements ont été pour moi très importants. C'est aujourd'hui un ami et j'espère que nous aurons à nouveau l'occasion de travailler ensemble.

De même, je remercie sincèrement Ariane Tichit pour ses encouragements et ses patientes relectures, ses conseils méthodologiques et son enthousiasme. Je voudrais également faire part de ma reconnaissance à Farid Toubal pour sa disponibilité, ses remarques et suggestions tout au long de mes recherches.

Je remercie Jean-Paul Azam et Jean-Marc Siroën qui ont accepté d'être rapporteurs de cette thèse, ainsi que Jérôme Gautié, Ann E. Harrison, et Thierry Mayer qui ont accepté d'être membres de ce jury.

Je tiens également à remercier Catherine Sofer, pour m'avoir accueilli au sein du laboratoire TEAM-CNRS. Régine Cachin et Elda André méritent aussi toute ma gratitude pour leur gentillesse et leur disponibilité sans faille.

J'adresse également mes remerciements aux participants des séminaires et conférences dans le cadre desquels plusieurs de ces travaux ont été présentés. En particulier, les remarques pertinentes de Jean-Louis Arcand et de Paul Gyselink m'ont été très utiles pour améliorer mes recherches.

J'exprime également toute ma gratitude pour la confiance que m'a accordée Jean-Marie Cardebat et Isabelle Daugareilh en m'intégrant dans le programme européen de recherche ESTER sur la responsabilité sociale des entreprises. J'ai également bénéficié en début de thèse des conseils de David Kucera de l'OIT et de Clothilde Granger. Cristiane Lubbe, administratrice des bases ILOLEX et NATEX, et David Kucera de l'OIT m'ont aidé à améliorer la qualité de mes indicateurs et je remercie également Matthias Busse pour m'avoir fourni ses données sur le travail forcé. Je suis reconnaissant à Johannes Jütting, du Centre de Développement de l'OCDE, ainsi qu'à Pierre-Alain Schieb et à Barrie Stevens du programme de l'OCDE sur l'avenir pour m'avoir permis de travailler au sein d'une organisation internationale.

Dans la version finale, ce travail a bénéficié des remarques de plusieurs relecteurs. Je remercie donc vivement toutes celles et tous ceux qui ont accepté la tâche difficile de relire les chapitres de cette thèse, dans un temps souvent limité : Adeline Bachellerie, Nicolas Berman, Jérôme Héricourt, Marie-Aude Laguna, Rodrigo Paillacar, Nicolas Sirven, Vincent Vicard.

Ma gratitude va également à tous les membres du Pôle développement. En début de thèse, le légendaire “bureau des filles du développement” a grandement contribué à mon intégration au sein du laboratoire. Je tiens donc à remercier Nicole Madariaga, Valentine Henrard, Marie Godquin, Sandra Freire, Hayfa Grira, Tania Rajadel et Rofikoh Rokhim. Merci également à Pierre Beaudouin, mon voisin de bureau pendant toute la durée de ma thèse et ses prodigieux conseils informatiques et à Sandra Poncet pour ses relectures et conseils. La solitude du thésard aura été compensée par l’ambiance chaleureuse régnant entre doctorants (ou ex-doctorants) des pôles international, transition et finance. Parmi eux, une pensée toute particulière va aux camarades du sprint final : Fabian Gouret, Julien Vauday, Fabrice Defever et Liza Jabbour avec qui j’ai partagé le stress de la fin de thèse. Je pense également à Vincent Rebeyrol, notamment pour ses relectures patientes et ses conseils théoriques, mais également pour les moments de convivialité. Les bonnes rencontres auront été nombreuses et je voudrais également saluer les compères d’économie internationale : Rodrigo Paillacar, Laurent Soulat, Nicolas Berman, Antoine Berthou, Vincent Vicard, Laura Hering, Gautier Duflos et plus récemment Silvio Tai, Chahir Zaki et Fida Karam ; ceux du pôle développement : Adeline Bachellerie, Nihan Koseleci et Lysù Paez-Cortez ; ceux du pôle finance : Julien Reynaud, Jérôme Héricourt et Marie-Aude Laguna et beaucoup d’autres encore.

Et puis il y a les vieux amis. Ceux à qui je n’ai pas pu accorder toute la disponibilité que je souhaitais, mais qui m’ont toujours fait preuve d’une amitié et d’un soutien sans faille : Elodie Ducobu, Guillaume Santives, Aurélien Jeanjean, Mathieu Auxière, Jean-Christophe Rousseau, Julien Bironne et Eve Lepagnot, ainsi que David Larbre. Je pense également à Paloma qui aura trop supporté ma mauvaise humeur mais qui aura beaucoup compté pour moi. Et puis Nicolas Marandon, Estelle Goeger, David Lebon et tous les autres, avec qui j’aurais passé beaucoup de temps à refaire le Monde et à changer la vie.

Ce travail doit énormément aux encouragements et la confiance sans détour que m’auront accordés ma famille. Mes parents qui auront toujours cru en moi même lorsque je leur soutenais que le Bac ES était la meilleure voie pour devenir économiste ; et mes grands parents qui, sans avoir toujours forcément compris exactement ce que je faisais, ont toujours été persuadés que j’en viendrais à bout. Une pensée également à ma soeur, Cécile, qui je l’espère connaîtra très vite les joies de la fin de thèse.

Enfin, je dois une place particulière dans ces remerciements à Léna, qui aura supporté avec moi les moments de stress de la fin de thèse. Elle aura fait preuve d’une patience, d’un soutien et d’un enthousiasme qui auront été déterminants pour moi, et je lui en suis profondément reconnaissant. Son aide et son appui me permettent aujourd’hui de regarder l’avenir avec calme et détermination.

# Table des matières

<b>Remerciements</b>	<b>iv</b>
<b>Introduction Générale</b>	<b>1</b>
<b>1 Normes Fondamentales du Travail : Présentation générale et différents indicateurs</b>	<b>20</b>
1.1 Introduction . . . . .	20
1.2 Différentes mesures existentes du niveau des normes du travail . . . . .	23
1.2.1 L'indicateur de Granger (2005) . . . . .	24
1.2.2 L'indicateur de l'OCDE (1996) . . . . .	24
1.2.3 L'indicateur de droits syndicaux de Kucera (2004) . . . . .	25
1.2.4 Mesures du déficit de droits fondamentaux des travailleurs . . . . .	26
1.3 Présentation de l'indicateur agrégé de respect effectif des normes fondamentales du travail . . . . .	27
1.3.1 Normes du travail et indicateurs . . . . .	27
1.3.2 L'indicateur agrégé de respect des Normes Fondamentales du Travail	33

1.4	Présentation de l'indicateur temporel de respect effectif des normes fondamentales du travail . . . . .	41
1.4.1	Indicateurs individuels de normes du travail dans une perspective temporelle . . . . .	42
1.4.2	Indicateur temporel agrégé de normes fondamentales du travail . . .	49
1.4.3	Forces et limites de l'indicateur temporel de normes fondamentales du travail . . . . .	54
1.5	Les Normes du travail et développement, quelques faits stylisés . . . . .	59
1.6	Conclusions du premier chapitre . . . . .	62
<b>2</b>	<b>Normes Fondamentales du Travail et Revenu de long-terme</b>	<b>65</b>
2.1	Introduction . . . . .	65
2.2	Impact des Normes Fondamentales du Travail et Revenu par Habitant de Long-Terme . . . . .	67
2.2.1	Effets attendus des normes du travail . . . . .	67
2.2.2	Le modèle Mankiw Romer et Weil (MRW) augmenté des normes sociales . . . . .	69
2.2.3	Spécification empiriques et données . . . . .	72
2.2.4	Instruments . . . . .	73
2.2.5	Estimations en double-moindres carrés . . . . .	79
2.2.6	Premières Conclusions . . . . .	86
2.3	Normes et revenu de long-terme : une analyse temporelle . . . . .	88
2.3.1	Estimation du revenu en panel avec effets fixes pays . . . . .	90



2.3.2	Estimations avec effets fixes pays et effets fixes années . . . . .	93
2.3.3	Estimations avec approximation des effets fixes pays . . . . .	99
2.4	Conclusions du second chapitre . . . . .	106
<b>3</b>	<b>Normes Fondamentales du Travail et inégalités de revenu</b>	<b>108</b>
3.1	Introduction . . . . .	108
3.2	Normes du Travail et inégalités . . . . .	111
3.2.1	Spécification du modèle . . . . .	111
3.2.2	Inégalités, normes et application effective des normes : un biais possible? . . . . .	114
3.3	Normes endogènes et inégalités . . . . .	116
3.3.1	L'endogénéisation des normes par les Doubles moindres carrés . . . . .	117
3.3.2	Validité et Pertinence des instruments . . . . .	119
3.3.3	Incidences sur les inégalités . . . . .	124
3.4	Conclusions du troisième chapitre . . . . .	128
<b>4</b>	<b>Normes du travail dans une économie duale : une analyse théorique</b>	<b>130</b>
4.1	Introduction . . . . .	130
4.2	Normes du travail, emploi urbain, emploi rural et emploi informel : quelques faits stylisés . . . . .	133
4.2.1	Une corrélation négative entre niveau de normes et population rurale	134
4.2.2	Une corrélation positive avec l'emploi dans l'industrie et les services	135
4.2.3	Une corrélation négative entre normes du travail et économie informelle	136

4.2.4	Pas de corrélation claire entre <i>évolution</i> des normes et <i>croissance</i> de l'emploi dans les différents secteurs . . . . .	136
4.3	Modèle d'économie duale avec normes du travail . . . . .	139
4.3.1	Normes et Productivité . . . . .	141
4.3.2	Fonction de production et salaire dans les secteurs rural et urbain formel . . . . .	143
4.3.3	Niveaux d'emploi et de chômage . . . . .	146
4.4	Effets sur le dualisme lorsque les normes constituent une incitation supplémentaire à migrer . . . . .	156
4.4.1	L'emploi rural peut baisser même lorsque les normes détruisent de l'emploi dans le secteur formel . . . . .	157
4.4.2	Incitation à migrer, normes et chômage : le paradoxe de Todaro accentué . . . . .	162
4.5	Conclusions du quatrième chapitre . . . . .	163
	<b>Conclusion Générale</b>	<b>166</b>
	<b>Bibliographie</b>	<b>175</b>
<b>A</b>	<b>Annexes du chapitre 1 : Normes Fondamentales du Travail, présentation et indicateurs</b>	<b>196</b>
A.1	Indicateur agrégé de respect des normes fondamentales du travail . . . . .	196
A.2	Carte du respect des Normes du travail . . . . .	203
A.3	Comparaison des différents indicateurs agrégés de normes du travail . . . . .	204

A.4 Normes du Travail et Développement Humain . . . . .	205
<b>B Annexes du chapitre 3 : Normes Fondamentales du Travail et inégalités de revenu</b>	<b>206</b>
B.1 Normes du Travail et inégalités de revenu : quelques statistiques descriptives	206
B.2 Normes du Travail et inégalités de revenu : Spécification alternative avec inégalités d'accès à l'éducation . . . . .	209
B.3 Validité et pertinence des instruments . . . . .	210
B.4 Estimations DMC des déterminants des inégalités de revenu . . . . .	210
<b>C Annexes du chapitre 4 : Normes du travail dans une économie duale : une analyse théorique</b>	<b>214</b>
C.1 Faits stylisés . . . . .	214
C.2 Normes du travail et décomposition de la productivité globale des facteurs à la Frankel (1962) . . . . .	218
C.3 Démonstration du résultat de l'équation (4.15) . . . . .	219
C.4 Effets sur l'emploi urbain, rural et sur le chômage des normes du travail (Section 3) . . . . .	221
C.5 Effets des normes du travail lorsqu'elles constituent une incitation supplé- mentaire à migrer (Section 4) . . . . .	222

# Introduction générale

“Labour standards can no longer be the concern of just individual governments but also of the entire international community. [...] Labour standards are now a prominent item on the international agenda and are likely to stay there for a long time to come.”

---

Zafiris Tzannatos (2003), World Bank

“Le développement représente plus que l’accumulation du capital et une meilleure efficacité dans l’allocation des ressources ; le développement est un processus de transformation de la société. Un développement durable, équitable et démocratique nécessite des droits fondamentaux pour les travailleurs, y compris la liberté d’association et la négociation collective.”

---

Joseph E. Stiglitz (2001)

Après la première guerre mondiale, le Traité de Versailles prévoyait la création de ce qui allait devenir l’Organisation Internationale du Travail, fondée en 1919. L’idée principale, justifiant la création d’une organisation internationale dédiée aux questions d’emplois et de conditions de travail, était la suivante : une “*paix durable et universelle ne peut-être fondée que sur la base de la justice sociale.*”<sup>1</sup> L’amélioration des conditions de travail était

---

<sup>1</sup>Constitution de l’OIT, 1919

donc perçue comme une condition nécessaire à la stabilité politique internationale. Au sortir de la deuxième guerre mondiale, la Déclaration de Philadelphie était adoptée, dans laquelle la conférence générale de l'OIT s'accordait sur les buts, objectifs, et principes de l'Organisation. Cette déclaration reconnaissait l'universalité d'un certain nombre d'objectifs parmi lesquels un emploi en adéquation avec les compétences de chacun, un salaire minimal vital, la reconnaissance effective du droit à la négociation collective, ou encore l'extension des mesures de sécurité sociale<sup>2</sup>. L'OIT devenait ainsi la première agence spécialisée de l'Organisation des Nations-Unies.

Cette analyse selon laquelle la justice sociale constitue une condition nécessaire à une paix durable et universelle est issue de la Révolution Industrielle à l'oeuvre au XIXème siècle en Europe. La Révolution Industrielle a amené de profonds changements économiques et sociaux entraînant un bouleversement des structures sociales au sein des sociétés. Elle a apporté une phase de croissance économique comme l'Humanité n'en avait jamais connu, mais a également engendré une montée du pouvoir économique des Nations Européennes et l'augmentation conjointe d'une compétition sévère entre ces Nations. La Révolution Industrielle a par ailleurs provoqué l'émergence d'une classe sociale nouvelle, la classe ouvrière, et de nouvelles tensions sociales au sein des sociétés européennes. La création de l'OIT est fondée sur le constat que ces tensions sociales, ainsi que la compétition entre Nations, ont constitué un facteur explicatif significatif ayant conduit les Nations Européennes à entrer en guerre (O.I.T. 1969).

Un autre aspect constitutif de l'OIT, qui n'est pas sans rappeler certains débats actuels sur les conséquences sociales de la mondialisation, fut de considérer que la coopération internationale devenait une nécessité pour améliorer les conditions de travail de manière universelle. La Constitution de l'OIT déclare ainsi que *“la non-adoption par une nation quelconque d'un régime de travail réellement humain fait obstacle aux efforts des autres nations désireuses d'améliorer le sort des travailleurs dans leurs propres pays”*. La Décla-

---

<sup>2</sup>Déclaration dite de Philadelphie, concernant les buts et objectifs de l'Organisation Internationale du Travail (Annexe à la Constitution de l'OIT), 1944

ration de Philadelphie aborde explicitement l'interdépendance entre Nations : *“la pauvreté où qu'elle existe, constitue un danger pour la prospérité de tous.”*

C'est en concordance avec ces principes constitutifs que l'OIT a élaboré au cours des années un ensemble complet de *normes internationales du travail* définies comme les *principes et objectifs de la politique sociale reconnus internationalement*. Ces normes sont adoptées par la Conférence Internationale du Travail et prennent la forme de Conventions (ouvertes à ratification par les gouvernements) ou de Recommandations (qui ne créent pas d'obligations formelles aux gouvernements mais qui visent à guider leurs politiques sociales). L'objectif initial était de *protéger* les travailleurs contre des conditions de travail *“excessivement dures et injustes”* (O.I.T. 1969).

Aujourd'hui, ce sont 188 conventions et 199 recommandations qui ont été adoptées par l'organisation. Cette codification des règles relatives au travail concerne un ensemble vaste de thématiques : la liberté d'association et la négociation collective, l'égalité de traitement et d'opportunité, l'abolition du travail forcé et du travail des enfants, la promotion de l'emploi et de la formation continue, la sécurité sociale, les conditions de travail, l'administration de l'emploi et de l'inspection du travail, la prévention des accidents du travail, la protection des congés maternité, la protection des travailleurs migrants et des catégories spécifiques de travailleurs (marins, personnel hospitalier, agriculteurs...). Ce sont plus de 7500 ratifications qui auront été recensées.

Si cette codification par l'OIT présente une vocation universelle, de larges disparités dans leurs applications sont bien évidemment à souligner. Ces disparités peuvent s'expliquer par le développement (Srinivisan 1996), par des écarts de productivité ou de dotations (Golub 1997) entre pays. Du point de vue néo-classique, ces disparités sont compatibles avec le libre-échange ou avec la libre mobilité du capital (Stern 2000, Srinivisan 1996)<sup>3</sup>. L'adoption de la plupart de ces normes dépendra donc de circonstances nationales données (Stern 2000).

---

<sup>3</sup>Nous verrons par la suite que si de faibles normes du travail sont analysées en tant qu'externalités négatives, le libre-échange sans le respect des normes du travail n'est plus optimal (Kok, Nahuis, et DeVaal 2004).

Un consensus international a cependant émergé au cours des années 1990 reconnaissant parmi l'ensemble des normes internationales, quatre normes considérées aujourd'hui comme fondamentales : (1) l'interdiction du travail forcé, (2) la liberté d'association et le droit à l'organisation et à la négociation collective, (3) l'élimination de l'exploitation des enfants, et (4) la non-discrimination dans l'emploi. Cette définition des normes fondamentales a été reprise par la plupart des organismes internationaux<sup>4</sup>. L'OCDE justifie ce choix par deux arguments : ces normes fondamentales du travail font partie intégrante des Droits Humains, et leur respect permet d'améliorer l'efficacité économique. L'OIT parle de droits fondamentaux des travailleurs qui peuvent être appliqués partout, quelque soit le niveau de développement. Certes, Bhagwati (1995) considère qu'il est très difficile d'établir des normes universelles et que seule l'interdiction du travail forcé peut être considérée comme une norme fondamentale. Cependant, force est de constater que la définition de ces quatre normes fondamentales fait aujourd'hui autorité.

L'Organisation Internationale du Travail adopte en 1998 la *Déclaration sur les Principes et Droits Fondamentaux au Travail* en reprenant ces quatre normes fondamentales, ce qui constitue par ailleurs une rupture dans la méthode utilisée par l'organisation. En effet, jusqu'alors, l'ensemble des pays gardait la possibilité de ratifier ou non chaque convention. Les principes édictés dans ces conventions prenaient donc force de loi dès lors que le pays s'engageait à les respecter. La déclaration fait en effet clairement référence au caractère universel de ces normes, quelque soit le niveau de développement des pays. Chaque membre de l'OIT s'engage donc à les respecter, *qu'ils aient ou non ratifié les conventions* rattachées à ces normes fondamentales.

\*\*\*

Dès la création de l'Organisation, l'idée selon laquelle l'amélioration des conditions de travail dans un pays pouvait dépendre des conditions de travail dans les autres pays était

---

<sup>4</sup>Voir la déclaration du Sommet Social de Copenhague (1995), la déclaration de l'OMC de Singapour (1996), et la déclaration de l'OIT sur les principes et droits fondamentaux au travail (1998).

donc présente. Le lien avec le commerce international devenait de fait quasi-immédiat, expliquant de multiples débats internationaux au cours du siècle sur cette question. En 1927, la Conférence économique Internationale convoquée par la Société des Nations a étudié le problème du dumping social. Ce fut la première tentative d'aboutir à un accord international sur la coordination des politiques commerciales nationales dans le but d'améliorer les normes du travail. En 1947, l'Organisation Internationale du Commerce (qui ne verra finalement jamais le jour) prévoyait dans sa charte une clause sociale<sup>5</sup>. Des accords sectoriels ont suivi, comme par exemple celui sur le Sucre dans lequel les parties déclaraient qu'“*en vue d'éviter l'abaissement des niveaux de vie et l'introduction de pratiques de concurrence déloyale dans le commerce mondial, elles chercheront à maintenir des normes de travail équitables dans l'industrie sucrière*”. C'est en 1986 que le débat revient au GATT, lorsque les Etats-Unis (soutenus par le Parlement Européen) soulevèrent la question des droits des travailleurs au comité du GATT chargé de préparer le cycle de l'Uruguay. La délégation américaine demandait “*d'étudier comment les problèmes relatifs aux droits des travailleurs pourraient être traités au GATT, afin que l'expansion du commerce puisse profiter à tous les travailleurs de tous les pays*”. Cette initiative n'a pas eu de suite, l'emploi et les conditions de travail ne figureront donc ni à l'agenda de l'Uruguay Round ni dans l'accord instituant l'OMC (1994). En 1996, les Etats membres déclareront formellement “*rejetter l'usage des normes du travail à des fins protectionnistes et convenir que l'avantage comparatif des pays, en particulier des pays en développement à bas salaires, ne doit en aucune façon être remis en question*” (Déclaration Ministerielle de Singapour). La déclaration renverra la question des normes fondamentales du travail à la seule Organisation Internationale du Travail, se contentant d'assurer cette dernière de son soutien dans la promotion des normes. Lors de la conférence ministérielle de Seattle (1999), la question des normes du travail aura constitué, selon l'aveu même de l'OMC, le point le plus conflictuel de l'ordre du jour :

“Lors de la conférence proprement dite, les États-Unis, l'Union européenne et

---

<sup>5</sup>“*Les Etats membres reconnaissant que l'existence de conditions de travail non équitables, particulièrement dans les secteurs de production travaillant pour l'exportation, crée des difficultés aux échanges internationaux. En conséquence, chaque Etat membre prendra toutes les mesures appropriées et pratiquement réalisables en vue de faire disparaître ces conditions sur son territoire*”, Conférence des Nations-Unies sur le commerce et l'emploi : *acte final et documents connexes* (La Havane, 1948), article 7.



les gouvernements d'autres pays développés se sont battus pour que la question soit traitée au sein d'un groupe de travail et ont eu gain de cause. Les débats qui se sont déroulés dans ce groupe ont été intenses et un désaccord profond s'est manifesté entre ses membres. En se rendant à la conférence, l'ancien Président des États-Unis, M. Bill Clinton, a déclaré à un journal de Seattle que, selon lui, des sanctions commerciales pourraient un jour être utilisées en guise de rétorsion en cas de violations des normes du travail. Le lendemain, la parution de cette interview a eu un impact considérable sur la conférence. Les représentants des pays en développement ont encore durci leur position et, malgré un débat sérieux sur la façon dont la question pourrait être examinée dans un cadre international, les participants n'ont pu parvenir à un consensus au sujet du rôle qui pourrait être dévolu à l'OMC en la matière."

O.M.C. (2001)

La déclaration ministérielle de Doha (2001) ne rappellera que la position des États-membres édictée lors de la conférence de Singapour. Du fait du blocage de cette question à l'OMC, la question du lien entre commerce et normes du travail a ressurgi au cours des dernières années dans les accords commerciaux bilatéraux (Granger et Siroën 2005). En 2007 toutefois, l'OMC et l'OIT publieront pour la première fois un rapport commun sur les liens entre commerce et emploi (O.I.T. et O.M.C. 2007) dont la principale conclusion sera la reconnaissance des interactions entre politiques commerciales, emploi et politiques sociales exigeant une plus grande cohérence politique entre les deux domaines de manière à ce que les réformes commerciales aient un impact positif à la fois sur la croissance et sur l'emploi.

\*\*\*

Ce débat sur le lien entre commerce et normes a donc fait l'objet au cours du siècle de controverses institutionnelles importantes, la question restant jusqu'à aujourd'hui en suspend. L'expansion du commerce international et l'accroissement de l'interdépendance

entre les économies ont incontestablement eu un impact sur l'emploi et les conditions de travail au niveau national, rendant de fait encore plus vif ce débat. La recherche académique a fait l'objet de controverses similaires et la littérature sur les normes sociales a rapidement été reliée à celle sur le commerce international<sup>6</sup>.

Ce lien entre commerce et normes peut jouer dans deux directions : le commerce a potentiellement un impact sur le niveau de normes du travail, et le niveau de normes du travail peut influencer les flux de commerce.

Concernant l'impact du commerce sur les normes du travail, Casella (1996) montre théoriquement que les différences entre normes du travail s'expliquent en partie par des différences de revenu. Si le commerce entraîne une convergence des niveaux de revenu, il provoquera également une convergence endogène entre les niveaux de normes du travail. Toutefois, cette convergence s'explique plus par la demande sous-jacente de normes du travail que par le niveau de compétitivité. Toujours du point de vue théorique, Maskus (1997) modélise une économie dans laquelle le travail est mobile entre les secteurs mais le travail des enfants est spécifique au secteur informel, qui offre des intrants au secteur exportateur. Camerer (2002) déduit de cette analyse que la libéralisation augmentera la demande de travail des enfants si les exportations augmentent. Toutefois, cette analyse ignore l'aspect offre du travail des enfants. Basu et Van (1999) et Basu (1999) considèrent que si l'ouverture commerciale permet d'augmenter le niveau de revenu des ménages, cela les aidera à approcher ou dépasser le salaire critique des adultes à partir duquel le travail des enfants commence à décliner. La libéralisation commerciale serait donc susceptible à la fois de réduire l'offre de travail des enfants (seulement si elle provoque une convergence des revenus, ce qui est largement discuté dans la littérature), mais d'en augmenter la demande. Bagwell et Staiger (2000) développent quant à eux un modèle à deux pays. Un pays applique les normes, l'autre non. Du point de vue du pays qui applique les normes, concernant le secteur soumis à la concurrence des importations, une augmentation des normes permettra d'augmenter le gain à l'échange<sup>7</sup>, car le gain à l'échange est croissant avec les différences

---

<sup>6</sup>Voir Charnovitz (1987) pour une présentation historique.

<sup>7</sup>Cela est vrai en posant l'hypothèse d'égalisation internationale des prix dans une situation où le pays

entre pays. Il y aura donc une tendance à appliquer des normes plus importantes dans les secteurs soumis à la compétition des importations. Kok, Nahuis, et DeVaal (2004) supposent que les gains à l'échange sont une fonction croissante des divergence entre normes du travail. La libéralisation commerciale est donc susceptible de créer une divergence grandissante entre les différents niveaux de normes entre les pays du Sud et les pays du Nord. Toutefois, si l'on se place du point de vue du secteur exportateur, la libéralisation commerciale peut avoir des conséquences négatives au Nord, les termes de l'échange jouant dans le sens opposé. La libéralisation commerciale jouera donc en faveur d'une augmentation des normes dans le secteur importateur et d'une diminution dans le secteur exportateur. Cette analyse expliquerait le développement des zones spéciales d'exportations avec un niveau de normes plus faible (Maskus 1997).

Du point de vue empirique, Cigno, Rosati, et Guarcello (2002) montrent que l'ouverture commerciale n'a pas d'impact significatif sur le niveau de travail des enfants dès-lors que l'analyse prend en compte les différences d'éducation. Mais ce résultat n'est que partiel dans la mesure où le travail des enfants est également négativement corrélé avec le revenu. Par ailleurs, le lien avec le processus de libéralisation commerciale n'est pas clairement défini. Edmonds et Pavcnik (2002) tentent de connecter le prix du riz au Vietnam avec la probabilité de travail des enfants. Ils observent que l'augmentation du prix du riz de 30% entre 1998 et 1999, imputable selon eux à la libéralisation commerciale, a permis de réduire de 10% le travail des enfants. Toutefois, au niveau international, ils ne trouvent aucun lien significatif entre libéralisation commerciale et travail des enfants (Edmonds et Pavcnik 2005). Busse (2005) étudie pour sa part les déterminants des normes du travail et trouve que le commerce international constitue un de ces déterminants.

Concernant l'impact des normes du travail sur les flux de commerce, Maskus (1997) montre théoriquement que de faibles normes du travail auront tendance à réduire la compétitivité plutôt qu'à l'augmenter du fait des effets de distorsions que celles-ci engendrent. Cela est particulièrement vrai pour la discrimination dans l'emploi. Une exception existe

---

est *price-maker*.

pour le travail des enfants qui peut permettre d'augmenter les exportations dans les secteurs intensifs en travail. Brown, Deardorff, et Stern (1996) montrent que si les pays peuvent jouer sur leurs termes de l'échange par leur niveau de normes, ils ont tendance à définir des normes trop élevées ou trop faibles. L'intuition est que le coût d'augmentation des normes dans le secteur exportateur se traduira par une hausse des prix si les pays ont un pouvoir de marché. Du fait de cette hausse, les termes de l'échange s'amélioreront au détriment des autres pays, qui assumeront donc une partie du coût lié à la mise en place de la norme chez leurs partenaires commerciaux. L'OCDE (1996, 2000) étudie les liens théoriques entre normes du travail et commerce dans le cadre d'un modèle Heckscher-Ohlin-Samuelson. Si les normes réduisent la dotation en travail, des normes du travail plus strictes seront associées à une production plus faible dans le pays et à l'étranger (du fait de l'effet Rybcinsky et du changement des termes de l'échange). Busse (2002) montre que les effets des normes dépendront de leur impact sur le niveau de la main d'oeuvre disponible. Le travail forcé et le travail des enfants augmenteront la main d'oeuvre et peuvent permettre une amélioration de l'avantage comparatif pour les biens intensifs en travail non-qualifié. La discrimination aura les effets inverses tandis que la liberté syndicale aura un effet ambigu.

Empiriquement, Rodrik (1996) ne trouve aucun impact significatif des normes du travail sur l'avantage comparatif<sup>8</sup>. En excluant les pays développés de son échantillon, il trouve que le travail des enfants joue un rôle significatif dans l'avantage comparatif pour les biens intensifs en travail. Aggarwal (1995) montre que les pays avec de faibles normes du travail n'ont pas un taux de pénétration sur le marché américain supérieur aux pays avec des normes plus élevées. Van Beers (1998) obtient des résultats comparables avec les pays OCDE, montrant que le respect des normes n'affecte pas leur capacité à exporter des biens intensifs en travail. Les pays avec des normes élevées ayant par ailleurs tendance à exporter plus de biens intensifs en travail qualifié. Mah (1997) étudie les interactions entre normes du travail et ratio d'exportation sur un panel de pays en développement. Il montre que la part des exportations dans le PIB est négativement corrélée avec la liberté d'association

---

<sup>8</sup>Excepté pour le nombre légal d'heures travaillées qui ne constitue pas une des quatre normes reconnues comme fondamentales.

et encore plus négativement corrélée avec la non-discrimination. Martin et Maskus (2001), au contraire, montrent que lorsque les marchés sont compétitifs, la liberté d'association augmente la compétitivité via une augmentation de la productivité. Il n'y donc guère de consensus dans la littérature sur les effets des normes sur l'avantage comparatif ou les performances commerciales.

En ce qui concerne l'impact des normes sur les investissements directs à l'étranger, Kucera (2002) montre qu'il n'y pas de preuve solide appuyant l'idée que les investissements se tourneraient d'abord vers les pays à faible normes. Rodrik (1996) montre même que de faibles normes peuvent jouer en défaveur des pays et servir de repoussoir pour les investisseurs. Aggarwal (1995) arrive aux mêmes conclusions. L'OCDE (1996) considère que si le niveau de normes ne peut être considéré comme absent dans les choix d'investissement, il n'est pas possible d'établir de liens globaux entre normes et niveau d'IDE.

\*\*\*

De ces travaux, il est difficile d'établir des généralisations simples quant à l'effet des normes sur le commerce ou l'effet de la mondialisation sur le respect des normes. Par ailleurs, la littérature a mis en avant d'autres limites en termes d'applications politiques. La logique de sanctions commerciales liées au non-respect des normes est ainsi fortement critiquée tant par certains économistes que par la plupart des pays en développement. Maskus (1997) considère que des sanctions commerciales peuvent être contreproductives dans la mesure où elles impactent négativement les populations qu'elles sont censées protéger<sup>9</sup> (Srinivisan 1996, Brown, Deardorff, et Stern 1996, Brown 2000). Comme l'ont montré les discussions de Seattle, les pays en développement rejettent fortement toute inclusion des thématiques sociales dans les règles commerciales internationales considérant qu'il s'agit de la part des pays développés d'une nouvelle forme de "protectionnisme déguisé". Evidemment, cet argument a été largement discuté par les économistes avec de multiples propositions de clauses sociales limitées (Rodrik 1996, Leary 1996) devant permettre d'éviter le biais protectionniste potentiellement induit par une telle clause. D'autres logiques que la seule sanction

---

<sup>9</sup>Pour une discussion sur les sanctions commerciales et leur effectivité, voir Hufbauer et Schott (1990).

ont par ailleurs été envisagées. Anderson (1996) propose ainsi d'accorder un meilleur accès au marché des pays de l'OCDE aux pays s'engageant dans un processus et sur un calendrier d'amélioration des normes du travail. C'est d'ailleurs cette logique qui existe dans le cadre du système de préférences généralisées européen. Bagwell et Staiger (2000) ou Kok, Nahuis, et DeVaal (2004) proposent pour leur part un système de négociation jointe portant à la fois sur la libéralisation commerciale et le renforcement des normes.

\*\*\*

Face à l'impasse institutionnelle à l'OMC et l'impossibilité d'établir au niveau international un lien coercitif entre respect des normes du travail et commerce international, d'autres leviers d'actions ont été privilégiés notamment via la montée en puissance de la responsabilité sociale des entreprises (RSE). Cardebat et Cassagnard (2006) considèrent ainsi qu'il s'agit d'une réponse directe à l'impossibilité d'instaurer une clause sociale à l'OMC. Les initiatives visent à responsabiliser les firmes multinationales sur une base volontaire afin qu'elles s'engagent à respecter des droits fondamentaux des travailleurs. De nombreuses entreprises ont adopté des chartes éthiques, face notamment aux pressions des campagnes "anti-sweatshops". Le *Global Compact* a par ailleurs été lancé par l'ONU lors du forum de Davos, comprenant 10 principes fondamentaux issus de la Déclaration des Droits de l'Homme que les firmes s'engagent à respecter. ISO travaille à la mise en place d'une certification 26000 en 2008, sur la responsabilité sociétale des firmes. Le développement de la responsabilité sociale des entreprises n'est pas en soit antinomique avec la promotion des normes fondamentales du travail au niveau international. Alors qu'il est courant de chercher à opposer responsabilité sociale des entreprises et mise en place des normes fondamentales du travail par l'Etat, ces deux mouvements peuvent être complémentaires, les deux processus se renforçant mutuellement. La mise en place de règles publiques claires renforce la capacité des entreprises à respecter les principes annoncés de responsabilité sociale des entreprises. Le respect de ces principes permet d'améliorer significativement le respect des normes. Si le contexte institutionnel est favorable, la responsabilité sociale des entreprises

accompagnée par une politique publique de fixation efficace de normes est donc susceptible d'avoir un effet significatif sur l'amélioration effective du niveau global de normes. Cependant, si Seelos, Ganly, et Mair (2005) par exemple, montrent que 60% des initiatives de responsabilité sociale des entreprises servent effectivement à la réduction de la pauvreté, il est très difficile d'en estimer les impacts globaux.

Ce concept de responsabilité sociale des entreprises est par ailleurs critiqué en considérant que le concept reste vague et orienté dans une logique de relations publiques plus que visant à une réelle efficacité. Certaines firmes multinationales sont par ailleurs accusées d'utiliser le concept de RSE pour éviter d'avoir à appliquer un niveau plus important de « responsabilité sociale obligatoire ». En 1999, le Rapport sur le Développement Humain considérait que l'adoption de codes de conduite obligatoire était insuffisant en soit pour assurer un processus global de gouvernance.

Les justifications sous-jacentes à la promotion de la RSE sont finalement relativement proches des motivations des défenseurs d'une clause sociale. Le point de vue reste principalement celui des pays développés dont les consommateurs et travailleurs s'inquiètent des conséquences sociales du non-respect des normes internationales du travail dans certains pays en développement. L'attention se focalise donc principalement sur les conditions de travail dans les secteurs exportateurs de ces pays (pour la clause sociale) ou dans les firmes multinationales (pour la RSE). Le niveau *général* de respect des normes du travail dans ces pays ne représente finalement qu'une préoccupation indirecte. Or, le phénomène de non-respect des normes fondamentales du travail concerne massivement des pays peu intégrés au commerce international ou des secteurs non-exportateurs. Nous chercherons dans cette thèse à renverser la logique en étudiant d'abord les conséquences d'une meilleure application des normes fondamentales du travail sur le développement des pays du Sud, et non les conséquences d'une faible application des normes au Sud sur les pays développés.

### **Argument de la thèse**

La question des normes du travail a jusqu'à présent été essentiellement abordée sous l'angle de ses relations avec les échanges internationaux et investissements directs à l'étran-

ger. Nous considérons que cette approche est certes importante, mais ne permet pas d'appréhender à elle seule l'ensemble du phénomène de non-respect des normes fondamentales du travail. Nous proposons donc dans cette thèse de nous concentrer sur les relations entre normes fondamentales et développement économique, avec une attention particulière sur la situation des pays en développement. En effet, si le non-respect des normes dans un pays est susceptible d'avoir de multiples répercussions sur les échanges commerciaux, et par ce biais, sur les conditions de travail dans les pays tiers, il semble également essentiel de se placer du point de vue des pays en développement en étudiant l'impact potentiel de ces normes sur leur propre développement économique.

Cette approche est par ailleurs en cohérence avec la stratégie de l'Organisation Internationale du Travail, insistant sur les liens entre *travail décent* et développement. Ce concept apparaît pour la première fois en 1999 dans le rapport du Directeur Général lors de la 87eme session de la Conférence Internationale du Travail (O.I.T. 1999). Il repose sur quatre piliers : la promotion de l'emploi, de la protection sociale, des droits des travailleurs et du dialogue social. La stratégie de promotion du travail décent est considérée comme centrale par l'OIT pour atteindre les Objectifs du Millénaire (Odm) par leur contribution sur la réduction de la pauvreté (O.I.T. 2000, O.I.T. 2003).

“Le travail décent est au cœur des efforts pour éradiquer la pauvreté, il est un moyen de parvenir à un développement durable, équitable et fédérateur. L'OIT s'efforce de développer la dimension de travail décent dans les politiques économiques et sociales, en partenariat avec les principales institutions du système multilatéral et les acteurs majeurs de l'économie mondiale.”

Organisation Internationale du Travail, *Présentation du Travail Décent*<sup>10</sup>

Par ailleurs, et il s'agit d'un point central dans notre analyse, le problème du non-respect des normes fondamentales du travail ne concerne pas uniquement les pays ou les

---

<sup>10</sup>[http://www.ilo.org/global/About\\_the\\_ILO/Mainpillars/WhatIsDecentWork/lang--fr/index.htm](http://www.ilo.org/global/About_the_ILO/Mainpillars/WhatIsDecentWork/lang--fr/index.htm)



secteurs intégrés dans le commerce international. Il apparaît en effet que beaucoup de pays ayant un très faible niveau de normes jouent également un rôle mineur dans les échanges commerciaux internationaux. Par ailleurs, y compris au sein des pays intégrés au commerce international, les conditions de travail dans les secteurs exportateurs sont souvent meilleures que dans d'autres secteurs (Brown, Deardorff, et Stern 2003).

D'autre part, réfléchir aux conséquences des normes du travail sur le développement économique peut permettre de relier la thématique des normes du travail aux recherches sur les biens publics mondiaux (Kaul, Grunber, et Stern 2003). Est-il possible de considérer les Normes Fondamentales du Travail comme un Bien Public Mondial ?

Pour répondre à toutes ces questions, nous étudierons l'effets des normes sur différents aspects du développement. Quel est l'impact des Normes Fondamentales du Travail sur le revenu de long-terme ? Est-il possible de discerner un impact significatif des normes sur le niveau des inégalités ? Dans quel mesure les Normes sont-elles susceptibles d'influer sur le niveau de dualisme des économies, particulièrement dans les pays en développement ?

### **Structure de la thèse**

Dans le premier chapitre, nous revenons sur la définition des normes fondamentales du travail et surtout sur la construction de différents indicateurs permettant de mesurer leur application effective. Il apparaît en effet que certains des résultats contradictoires de la littérature s'expliquent par des objets d'étude différents. Nous identifions ici trois problèmes auxquels nous tenterons d'apporter des réponses : (i) un problème de définition, (ii) une différence entre normes *de facto* et normes *de jure* et (iii) un aspect temporel dans la mesure des normes de travail. Pour résoudre le problème de définitions, nous concentrerons notre analyse sur l'étude des quatre normes considérées par l'Organisation Internationale du Travail et d'autres organisations internationales comme *fondamentales*. Le deuxième problème est la distinction entre normes *de jure* et normes *de facto*. Comme souligné par Granger (2005), un indicateur fréquemment utilisé est le nombre de conventions ratifiées par un pays parmi les huit conventions fondamentales de l'OIT (Mah 1997, Rodrik 1996).

Nous mesurerons pour notre part l'application effective des normes du travail et non la seule législation. Cette approche *de facto* est préférée aux considérations *de jure* à cause des fréquents écarts entre la législation et la réalité (ainsi, le travail des enfants est illégal dans beaucoup de pays mais continue à exister). Le troisième problème est celui de l'absence de dimension temporelle dans la plupart des mesures existantes de normes du travail. Cela s'explique par la difficulté d'obtenir de données fiables sur longue période. La construction d'un indicateur temporel permettra de mesurer les potentiels effets dynamiques des normes.

Dans ce chapitre, nous présenterons tout d'abord une sélection d'indicateurs existants sur les normes fondamentales du travail. Dans une deuxième partie, nous présenterons notre indicateur agrégé, construit pour l'année 2000. Cet indicateur agrégé vise à mesurer l'application effective des normes fondamentales du travail. Dans une troisième partie, nous proposerons un indicateur temporel construit pour la période 1970-1995, par sous-périodes de cinq ans. Nous verrons que cet indicateur ne peut, pour des raisons de disponibilité de données, prendre en compte toutes les dimensions des normes fondamentales du travail mais fournit une approximation satisfaisante du niveau général de normes sur plusieurs périodes.

Dans le deuxième chapitre, nous étudions les liens entre normes du travail et revenu de long-terme. L'amélioration des normes du travail est en effet susceptible d'avoir des conséquences importantes sur les déterminants du revenu de long-terme. Les opposants à la clause sociale à l'OMC considèrent ainsi que de faibles normes du travail sont une condition pour le développement des pays les plus pauvres (du fait de leur avantage comparatif dans la main-d'oeuvre non qualifiée). Il est donc intéressant d'étudier la réalité économique de telles relations. Pour cela, nous proposons dans un premier temps une estimation en coupe transversale du revenu de long-terme et utilisons l'indicateur agrégé de respect des normes du travail présenté dans le chapitre 1. Nous proposons une forme estimable du modèle de Mankiw, Romer, et Weil (1992) dans lequel nous incluons notre variable de normes du travail. Nous prenons en compte l'endogénéité des normes du travail en proposant une estimation en double-moindres carrés utilisant une série d'instruments corrélés avec les normes du travail mais n'impactant pas directement le revenu. Nous trouvons un effet

positif et significatif des normes du travail quel que soit l'instrument utilisé. Les effets quantitatifs apparaissent forts, sensiblement équivalents aux effets de l'éducation sur le revenu de long-terme.

La principale limite de cette première étude réside dans l'impossibilité, du fait de la nature des données, de contrôler pour l'hétérogénéité non observée et des effets spécifiques-pays. Pour prendre en compte cette limite, nous proposons dans un second temps une estimation en données de panel en utilisant l'indicateur temporel de respect des normes du travail présenté précédemment. Ces deux analyses empiriques se veulent complémentaires, dans la mesure où l'indicateur non temporel est plus précis que l'indicateur temporel, et que les effets à moyen ou long-terme des normes du travail sont plus susceptibles d'être captés par l'étude du revenu de long-terme en coupe transversale (basée sur la période 1960-1996) que sur une étude en panel par période de cinq ans. Les estimations en données de panel confirment globalement les effets mis en avant dans l'analyse en coupe transversale. Cependant, la prise en compte des effets fixes années et effets fixes pays n'est pas sans poser de problèmes dans l'estimation. Nous sommes ici confrontés à un problème similaire à celui de l'estimation en données de panel des effets de l'éducation sur le revenu ou sur la croissance. Du fait du peu de variabilité temporelle, l'estimation avec effets fixes pays et effets fixes années donnent des résultats contraire aux résultats précédents. Les normes ne joueraient ici qu'un rôle positif sur le revenu au-delà d'un niveau très élevé de normes. Plusieurs aspects peuvent expliquer ce résultat paradoxal : le manque de variabilité temporelle de la variable normes du travail rend difficile la captation de ces effets. Mais également, les normes peuvent n'avoir qu'un impact positif sur le revenu sur une période plus longue. Pour remédier à ces problèmes, nous proposons de suivre les recommandations de Durlauf, Johnson, et Temple (2005) en cherchant à approximer ces effets fixes pays par d'autres variables. Du fait de caractéristiques communes propres à chaque région, nous proposons une estimation avec effets fixes années et dans laquelle les effets individuels seraient en partie captés par une série de variables muettes régionales. Nous obtenons ainsi pour l'ensemble des variables de contrôle des signes et une amplitude concordant avec les prédictions théoriques. Le coefficient des normes du travail est alors positif et significatif, même lorsque

nous instrumentons cette variable pour corriger de l'endogénéité. Quantitativement, nous pouvons alors mesurer les effets d'une déviation d'un écart-type *within*, conduisant à une augmentation estimée du revenu par habitant de 16%.

L'objectif du troisième chapitre est de vérifier l'existence d'une 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. 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 résultante 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. Nous proposons dans ce chapitre une nouvelle interprétation permettant d'expliquer les résultats contradictoires des effets des normes de travail sur les inégalités de revenu. Ces divergences apparentes peuvent être expliquées par l'existence d'une courbe en 'U' inversé indiquant qu'une faible application des normes augmenterait les inégalités tandis qu'une meilleure application permettrait de les réduire. L'existence d'une *courbe de Kuznets sociale* se base ici sur l'hypothèse qu'un cadre institutionnel favorable tend à garantir l'application effective des normes fondamentales du travail. Plus précisément, l'influence des normes du travail sur les inégalités de revenu dépendra moins de la volonté politique du pays ou de l'adoption de conventions de l'OIT que du contexte social et politique dans lequel ces normes sont mises en place.

Notre étude se focalise sur l'intérêt qu'auraient les pays du Sud 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.

Dans le quatrième chapitre, nous cherchons à expliciter les mécanismes économiques sous-jacents permettant de comprendre et d'expliquer les résultats économétriques des chapitres précédents. Une des explications de cet effet non-linéaire des normes sur les inégalités résiderait dans l'impact potentiel des normes sur le niveau de dualisme. En effet, la persistance du dualisme dans les économies des pays en développement est susceptible d'avoir des conséquences importantes sur l'impact des normes sur ces économies. Harrison et Leamer (1997) montrent que la mise en place de normes trop restrictives<sup>11</sup> peut entraîner le déplacement d'une partie importante de la main d'oeuvre du secteur formel vers le secteur informel, renforçant le dualisme de l'économie. Les études empiriques ne semblent toutefois pas confirmer ces intuitions théoriques (Kucera et Galli 2004).

L'indicateur temporel de respect effectif des normes fondamentales du travail, présenté dans la section 1.4, suggère l'existence d'une corrélation négative entre emploi agricole et niveau de normes d'une part, mais aussi entre emploi informel et niveau de normes d'une autre part. Nous développons dans une seconde partie un modèle nous permettant d'expliquer les faits stylisés présentés. Pour cela, nous nous basons sur un modèle de type Harris et Todaro (1970) avec deux secteurs : un secteur agricole et un secteur urbain formel. Dans ce type de modèle, on suppose également l'existence d'un chômage urbain qui peut aisément être assimilé à un secteur informel urbain. Nous étudions l'effet de la mise en place de normes dans le secteur urbain formel et son impact sur l'emploi urbain, sur le salaire et emploi rural et sur le niveau de chômage urbain.

Dans un premier temps de notre modélisation, nous supposons que les normes ont deux effets : un effet coût et un effet productivité. Nous montrons que les normes peuvent avoir un effet positif sur l'emploi urbain. L'effet dépendra du coût de la norme, du rendement de celle-ci et de l'intensité capitalistique du secteur formel. Quel que soit l'effet sur l'emploi formel, l'effet sur le secteur informel urbain pourra être positif ou négatif, cet effet dépendant entre autres du niveau de salaire dans les secteurs urbain et rural. Nous montrons les conditions sous lesquelles le paradoxe mis en avant par Todaro (1969) peut apparaître lorsque les créations d'emploi dans le secteur urbain formel s'accompagnent d'une montée du chômage

---

<sup>11</sup>Plus précisément, ils étudient les effets d'une augmentation du salaire minimum.

urbain (ou secteur informel urbain). Nous montrons également l'existence de conditions sous lesquelles les normes jouent en faveur du développement avec création d'emploi urbain, baisse de l'emploi rural et baisse du chômage. Ce résultat va à l'encontre de l'idée reçue que les normes pourraient avoir un effet pervers en renforçant systématiquement le dualisme de l'économie.

Dans un second temps, nous formulons l'hypothèse que les normes peuvent constituer une source potentielle et additionnelle de migration du secteur rural vers le secteur urbain. Cela nous permet de montrer qu'on peut observer une migration rural-urbain expliquée par l'augmentation des normes dans le secteur urbain formel, même lorsque l'effet sur l'emploi dans ce secteur est négatif. Cet effet incitatif des normes aura tendance à accentuer la probabilité de voir apparaître le paradoxe de Todaro. Se pose alors la question des disparités des conditions de travail entre économie rurale et économie urbaine appelant à une réflexion sur les possibilités d'améliorer les conditions de travail dans l'économie rurale pour minimiser les effets négatifs sur le chômage liés à la migration rural-urbain.

# Chapitre 1

## Normes Fondamentales du Travail : Présentation générale et différents indicateurs

### 1.1 Introduction

Les normes du travail font l'objet d'un intérêt croissant et de nombreuses mesures ont été construites pour en mesurer les effets. A cela, Kucera (2004) attribue plusieurs motifs parmi lesquels l'impact des normes sur la compétitivité internationale et l'intérêt croissant pour la thématique des *investissements socialement responsables*. Les normes du travail constituent toutefois un ensemble hétérogène et, d'une étude à l'autre, les normes considérées ne sont pas les mêmes. Il est nécessaire de définir à quelles normes nous faisons ici référence et comment il est possible de les mesurer. Il apparaît en effet que certains des résultats contradictoires de la littérature s'expliquent par des objets d'étude différents. Nous identifions ici trois problèmes auxquels nous tenterons d'apporter des réponses : (i) un problème de définition, (ii) la différence entre normes *de facto* et normes *de jure* et (iii) l'aspect temporel dans la mesure des normes de travail.

Le premier problème est un problème de *définition*. Ainsi, Rodrik (1996) construit

différentes mesures de normes du travail parmi lesquelles : (1) le nombre total de conventions OIT ratifiées par pays ; (2) une mesure plus précise de ratifications de conventions OIT portant sur les "droits basiques des travailleurs" ; (3) une mesure de la démocratie prenant en compte les droits civiques et droits politiques ; (4) un indicateur portant sur les problèmes de législation ou d'application des normes sur le travail des enfants ; (5) le nombre d'heures légales travaillées ; (6) le nombre de jours de congés payés dans le secteur manufacturé ; (7) le pourcentage de travailleurs syndiqués. Van Beers (1998) construit un indice de normes du travail incluant différentes mesures de temps de travail, du type de contrat de travail, de salaire minimum et des droits de représentation des travailleurs. Rama (2003) cherche lui à mesurer la *rigidité* du marché du travail. Heckman et Pages-Serra (2000) proposent de mesurer la "sécurité de l'emploi". Beaucoup de ces indicateurs sont des mesures que Freeman (1996) classe comme des normes liées aux coûts, en opposition aux normes *fondamentales*.

Les normes du travail peuvent être définies comme l'ensemble des principes et des règles régissant les conditions de travail (OCDE 1996). Elles sont diverses et peuvent varier d'un pays à un autre en fonction du niveau de développement et des conditions politiques, sociales et culturelles ainsi que des institutions. La plupart des normes du travail dépendront donc de contextes nationaux particuliers (Stern 2000). La disparité du niveau de normes du travail dépendra donc du développement (Srinivisan 1996), d'écarts de productivités ou de dotations (Golub 1997). Du point de vue néo-classique, cette disparité est compatible avec le libre-échange et la libre mobilité du capital (Stern 2000, Srinivisan 1996).

Cependant, quelques normes du travail peuvent être considérées comme *fondamentales*. Un consensus international est ainsi apparu dans la seconde moitié des années 1990 visant à reconnaître le fait que des droits fondamentaux devaient être reconnus et protégés au niveau mondial (Leary 1996). L'Organisation Internationale du Travail (OIT) et l'OCDE ont ainsi défini quatre normes fondamentales : (1) l'interdiction du travail forcé, (2) la liberté d'association et le droit à l'organisation et à la négociation collective, (3) l'élimination de l'exploitation des enfants, et (4) la non-discrimination dans l'emploi. Cette définition



des normes fondamentales a été reprises par la plupart des organismes internationaux<sup>1</sup>. L'OCDE justifie ce choix par deux arguments : ces normes fondamentales du travail font partie intégrante des Droits Humains, et leur respect permet d'améliorer l'efficacité économique. L'OIT parle de droits fondamentaux des travailleurs qui peuvent être appliqués partout, quelque soit le niveau de développement. Certes, Bhagwati (1995) considère qu'il est très difficile d'établir des normes universelles et considère que seule l'interdiction du travail forcé peut être considérée comme une norme fondamentale. Cependant, force est de constater que la définition de ces quatre normes fondamentales fait aujourd'hui autorité. Du fait de ce consensus international, le problème de définition est moins vif aujourd'hui et des articles plus récents se concentrent sur les effets de ces quatre normes, définies comme fondamentales (Martin et Maskus 2001, Kucera 2002). Nous faisons le choix de concentrer notre analyse sur ces quatre normes fondamentales.

Le deuxième problème est la distinction entre normes *de jure* et normes *de facto*. Comme souligné par Granger (2005), un indicateur fréquemment utilisé est le nombre de conventions ratifiées par un pays parmi les huit conventions fondamentales de l'OIT (Mah 1997, Rodrik 1996). Nous mesurerons pour notre part l'application effective des normes du travail et non la seule législation. Cette approche *de facto* est préférée aux considérations *de jure* à cause des fréquents écarts entre la législation et la réalité (ainsi, le travail des enfants est illégal dans beaucoup de pays mais continue à exister). Bien-sûr, il existe un lien entre législations et application des normes. Mais ce lien n'est pas exclusif et ne peut être considéré comme le seul outil pour mesurer le niveau effectif des normes. Par ailleurs, comme le remarque Bohning (2003), tous les pays n'ont pas mêmes capacités à appliquer les conventions ratifiées. Un problème additionnel se pose pour certains pays, comme les Etats-Unis, ratifiant peu de conventions de l'OIT pour des raisons politiques ou historiques (Block 2005).

Le troisième problème est celui de l'absence de dimension temporelle dans la plupart des mesures existantes de normes du travail. Cela s'explique par la difficulté d'obtenir de

---

<sup>1</sup>Voir la déclaration du Sommet Social de Copenhague (1995), la déclaration de l'OMC de Singapour (1996), et la déclaration de l'OIT sur les principes et droits fondamentaux au travail (1998).

données fiables sur longue période. La construction d'un indicateur temporel permettra de mesurer les potentiels effets dynamiques des normes.

Dans ce chapitre, nous présenterons tout d'abord une sélection d'indicateurs existants sur les normes fondamentales du travail. Dans une deuxième partie, nous présenterons notre indicateur agrégé, construit pour l'année 2000. Cet indicateur agrégé vise à mesurer l'application effective des normes fondamentales du travail. Dans une troisième partie, nous proposerons un indicateur temporel construit pour la période 1970-1995, par sous-périodes de cinq ans. Nous verrons que cet indicateur ne peut, pour des raisons de disponibilité de données, prendre en compte toutes les dimensions des normes fondamentales du travail mais fournit une approximation satisfaisante du niveau général de normes sur plusieurs périodes.

## 1.2 Différentes mesures existantes du niveau des normes du travail

Nos recherches s'inscrivent dans la continuité de différents travaux et constructions d'indicateurs permettant de mesurer le niveau de normes du travail. Nous nous concentrons dans cette partie sur les indicateurs mesurant l'application *effective* et non les législations existantes, et sur ceux mesurant les normes fondamentales du travail telles que définies en introduction<sup>2</sup>. Ces différents indicateurs sont complémentaires et utilisables dans des contextes différents. Nous présenterons dans cette partie l'indicateur agrégé de normes du travail de Granger (2005), l'indicateur de liberté d'association et de négociation collective de Kucera (2004) et les indicateurs de travail décent de Ghai (2003).

---

<sup>2</sup>Les indicateurs ne respectant pas ces deux critères (OCDE 1994, Rodrik 1996, Mah 1997, Van Beers 1998) ne sont donc pas présentés ici.

### 1.2.1 L'indicateur de Granger (2005)

L'indicateur de Granger (2005)<sup>3</sup> vise à mesurer de manière agrégée le respect effectif des normes du travail. De ce fait, il s'agit de l'indicateur se rapprochant le plus de la méthodologie utilisée par la suite. Il est disponible pour 65 pays. Dans un premier temps, chaque norme est traitée séparément. En fonction du degré des violations observées, les pays sont regroupés en quatre classes, allant de 1 (violation totale) à 4 (respect complet de la norme). Dans un second temps et de manière à obtenir un indicateur synthétique, un regroupement des quatre normes est effectué. Deux méthodes alternatives sont utilisées afin d'obtenir un indicateur sous forme quantitative et un autre sous forme qualitative. Sous forme quantitative, l'indicateur *lntf* correspond à une variable comprise entre 0 (absence de normes) et 1 (respect des quatre normes) ; il est égal à la somme des indices de classe, rapportée entre 0 et 1. Sous forme qualitative, *Dntf* correspond à une variable indicatrice des trois catégories suivantes : respect, respect partiel ou violation. Ces deux indicateurs ne sont pas strictement équivalents. Etant donné la manière dont ils sont construits, la variable *Dntf* sanctionne d'avantage les pays qui violent fortement au moins l'une des quatre normes tandis que la variable *lntf* est toujours une mesure moyenne du respect de ces quatre normes.

Le principal mérite de cet indicateur est de proposer une mesure agrégée du respect effectif des normes du travail. Du fait de la difficulté d'obtenir des données, Granger (2005) se concentre sur 65 pays. Nous ferons un choix différent en retenant un plus grand nombre de pays tout en adoptant une méthode d'agrégation permettant de minimiser les erreurs de mesures.

### 1.2.2 L'indicateur de l'OCDE (1996)

L'OCDE (1996) recense des informations qualitatives pour 75 pays. A partir de ces observations, une évaluation quantitative des normes est construite, en se concentrant sur la liberté syndicale et le droit à la négociation collective. Ainsi un score compris entre

---

<sup>3</sup>Pour une présentation plus détaillée, voir Granger (2003).

1 et 5 est attribué pour chacune des observations suivantes : (1) restriction sur le droit d'établir des syndicats libres, (2) protection des travailleurs syndiqués et du droit à la négociation collective, (3) récents changements dans les droits de liberté d'association. En fonction des scores obtenus, l'OCDE construit quatre groupes de pays. Dans le premier groupe figurent l'ensemble des pays OCDE (hors Mexique et Turquie) ainsi que les Bahamas, Barbades, Israël, Malte et Surinam. Dans le quatrième groupe figurent les pays où la liberté d'association est complètement absente (Chine, Egypte, Indonésie, Iran, Koweït, Syrie et Tanzanie).

### 1.2.3 L'indicateur de droits syndicaux de Kucera (2004)

Kucera (2004) se concentre sur les droits syndicaux et la liberté de négociation collective. Il est basé sur l'évaluation de 37 critères basés sur la violation des droits d'association et de liberté collective (*Freedom of Association and Collective Bargaining*). Chacun des critères d'évaluation est basé sur une liste détaillée de définitions et de critères de décision. Pour chacun de ces critères, il attribue une valeur de 0 s'il n'y a pas de violations constatées, de 1 si la violation a été constatée. Il construit ensuite deux indicateurs agrégés : un indicateur non-pondéré, moyenne simple des 37 observations et un indicateur pondéré basé sur la sévérité de chaque violation. L'indicateur présente l'avantage d'être construit pour un large nombre de pays (160) et bénéficie d'une information fine se basant sur le rapport du comité de l'OIT sur la liberté d'association, sur le rapport annuel de la Confédération internationale des Syndicats Libres (devenue Confédération syndicale internationale en 2006), et sur les rapports établis par le département d'Etat Américain sur le respect des Droits de l'Homme, disponibles pour chaque pays.

Si ces deux derniers indicateurs ne sont pas en tant que tels des mesures de l'application globale des normes fondamentales du travail, ils ont souvent été utilisés pour mesurer l'effet des normes fondamentales du travail (Kucera 2002) ou ont servi de base à la construction d'autres indicateurs (Granger 2005).

D'autres indicateurs ont été construits pour mesurer une norme fondamentale en parti-

culier : Busse et Braun (2003) sur le travail forcé, Busse et Spielmann (2005) sur l'inégalité de genre, etc.

#### 1.2.4 Mesures du déficit de droits fondamentaux des travailleurs

Bohning (2003) propose de mesurer "l'adhésion" et "l'application" des droits fondamentaux des travailleurs. Ces derniers sont définis comme le respect des normes fondamentales du travail présentées dans la déclaration sur les principes et droits fondamentaux au travail de l'OIT. le choix est fait de mesurer le niveau de normes par rapport à l'écart à une situation dans laquelle les normes fondamentales de l'OIT seraient pleinement respectées. Les indicateurs ainsi proposées présentent la particularité de s'appuyer uniquement sur des données de l'OIT.

Le premier indicateur (*Adherence Gap*) se base sur :

- la non-ratification de normes fondamentales de l'OIT
- la non-publication d'un rapport sur les normes ratifiés
- La publication de rapports sur les normes non-ratifiées et sur les progrès dans leur application<sup>4</sup>

Le second indicateur (*Implementation Gap*) se base sur :

- le rapport de la commission d'experts pour l'application des conventions et recommandations<sup>5</sup>
- les rapports du comité sur la liberté d'association

La nature des sources utilisées présente avantages et inconvénients. Elle permet d'avoir un indicateur disponible pour l'ensemble des pays de l'OIT. La principale limite est que ces sources ne permettent de prendre la pleine mesure de l'application effective des normes, du fait de la difficulté pour les comités d'experts de rapporter tous les abus.

---

<sup>4</sup>Dans le cadre de l'application de la déclaration des droits et principes fondamentaux au travail, chaque pays doit publier un rapport sur les normes fondamentales non ratifiées, rendant compte des progrès dans leur application.

<sup>5</sup>La commission d'experts est un organe indépendant constitué de juristes ayant pour mission d'examiner l'application des conventions et recommandations de l'OIT. Elle présente un rapport annuel lors de la conférence annuelle du travail.

## 1.3 Présentation de l'indicateur agrégé de respect effectif des normes fondamentales du travail

Notre indicateur cherche à répondre aux critères suivants : (i) mesurer le respect *effectif* des normes *fondamentales* du travail, (ii) être disponible pour un large nombre de pays, notamment en développement, (iii) se baser sur une méthode d'agrégation permettant de minimiser les biais statistiques et retenir une *tendance commune* aux quatre normes fondamentales. Nous proposons donc dans un premier temps de construire des indicateurs de respect de chacune des normes. Nous nous baserons essentiellement sur les sources suggérées par Kucera (2001) et sur des études plus récentes, notamment sur le travail forcé (Busse et Braun 2003). Cet indicateur est disponible pour un plus grand nombre de pays que celui de Granger (2005) même s'il repose sur un nombre de sources plus limité. Nous permettons toutefois de limiter les biais d'erreurs statistiques par notre méthode d'agrégation et nous montrerons que la corrélation entre les valeurs des deux indicateurs est forte. Cet indicateur prend en compte, comme celui de Bohning (2003), l'application effective et "l'adhésion aux principes" mesurée par le nombre de ratifications de conventions de l'OIT. La principale contribution de cet indicateur est la méthode d'agrégation par analyse en correspondance multiple, permettant de donner de manière endogène une pondération à chacun des cinq indicateurs en fonction de leur pouvoir explicatif de la *tendance commune* représentative de l'application globale des normes du travail.

### 1.3.1 Normes du travail et indicateurs

Nous construisons cinq indicateurs : ratifications des conventions de l'OIT, travail des enfants, liberté d'association, discrimination et travail forcé. Chacun de ces indicateurs agrège différentes sources d'informations dans le but de minimiser les problèmes de données. Nous opérons ensuite pour chacun des indicateurs une classification entre 5 groupes afin d'obtenir des indicateurs comparables entre eux. Nous obtenons donc un série d'indicateurs ordinaux.

Pour le **nombre de conventions ratifiées**, nous proposons une formulation mesurant à la fois le nombre de conventions et le nombre de conventions *fondamentales* ratifiées. Cette formule donne un poids plus important aux ratifications des conventions fondamentales<sup>6</sup> :

$$NR_{raw} = \frac{N_1 \times (N_2)^2}{11776} \quad (1.1)$$

Les pays sont ensuite répartis en cinq classes à partir d'un découpage par quartile, car il n'existe pas vraiment de critère ou de valeur critique permettant de définir des groupes. Nous prenons en compte l'information apportée par le nombre de ratifications en considérant que, malgré la différence déjà mis-en-avant entre normes *de jure* et normes *de facto*, le nombre de ratifications apporte malgré tout une information sur la volonté politique du pays à mettre en place les normes.

---

<sup>6</sup>Source : OIT, base ILOLEX

### **Normes Fondamentales du Travail et Conventions de l'OIT**

La déclaration de l'OIT sur les principes et Droits Fondamentaux au Travail reconnaît quatre normes fondamentales : (1) la liberté d'association et la reconnaissance effective du droit de négociation collective; (2) l'élimination de toute forme de travail forcé ou obligatoire; (3) l'abolition effective du travail des enfants; (4) l'élimination de la discrimination en matière d'emploi et de profession.

A ces quatre normes fondamentales correspondent huit normes dites fondamentales :

#### **(1) Liberté d'association et la reconnaissance effective du droit de négociation collective**

- Convention 87 sur la liberté syndicale et la protection du droit syndical (1948), 148 ratifications<sup>a</sup>
- Convention 98 sur le droit d'organisation et de négociation collective (1949), 159 ratifications

#### **(2) L'élimination de toute forme de travail forcé ou obligatoire**

- Convention 29 sur le travail forcé (1930), 172 ratifications
- Convention 105 sur l'abolition du travail forcé (1957), 167 ratifications

#### **(3) L'abolition effective du travail des enfants**

- Convention 138 sur l'âge minimum (1973), 150 ratifications
- Convention 182 sur les formes intolérables du travail des enfants (1999), 164 ratifications

#### **(4) L'élimination de la discrimination en matière d'emploi et de profession**

- Convention 100 sur l'égalité de rémunération (1951), 164 ratifications
- Convention 111 sur la discrimination (1958), 166 ratifications

---

<sup>a</sup>Nombre de ratifications au 30 Juillet 2007. Source : Site Internet ILOLEX



Concernant le **travail des enfants (CL)**, nous construisons un indicateur brut et un indicateur ajusté. L'indicateur brut est défini par le pourcentage d'enfants travailleurs entre 10 et 14 ans. Nous considérons qu'il fournit une bonne approximation du niveau d'exploitation des enfants, et il s'agit de celui généralement utilisé dans la littérature (Kucera 2001, Granger 2005, Bescond, Chataignier, et Mehran 2003). Cependant, cet indicateur n'est pas satisfaisant pour un grand nombre de pays en développement du fait de problèmes de disponibilité de données. Nous pouvons supposer qu'un pays dans lequel la moitié des enfants ne va pas à l'école primaire a une forte probabilité de connaître un problème significatif de travail des enfants, même s'il est possible que certains enfants ne travaillent pas et ne vont pas à l'école. Nous observons que certains pays qui ont un taux officiel de travail des enfants nul ont dans le même temps un faible taux de scolarisation primaire. Des considérations politiques ou des problèmes de données peuvent expliquer cet apparent paradoxe. Notre indicateur ajusté est une tentative de corriger ce biais. Il est défini par l'indicateur brut ajusté du pourcentage d'enfants qui ne vont pas à l'école primaire<sup>7</sup> :

$$CL_{adjusted} = \max('CL_{brut}', \frac{CL_{brut} + CL_2}{2}) \quad (1.2)$$

avec  $CL_{brut}$ , le pourcentage des 10-14 ans qui travaillent et  $CL_2$  le pourcentage d'enfants qui ne vont pas à l'école primaire.

Cette méthode est préconisée par Bescond, Chataignier, et Mehran (2003) et utilisée par Kucera et Sarna (2004). Bescond, Chataignier, et Mehran (2003) considèrent qu'au niveau mondial, le nombre d'enfants combinant travail et scolarisation est globalement équivalent (9.9% en 2000) au nombre d'enfants n'allant ni à l'école, ni au travail (10.1%)<sup>8</sup>. Nous utilisons le pourcentage brut de scolarisation plutôt que le pourcentage net car il est disponible pour un plus grand nombre de pays.

Concernant **la liberté d'association et le droit à la négociation collective (FA)**,

---

<sup>7</sup>Source des données : Banque Mondiale, World Development Indicators

<sup>8</sup>Estimation O.I.T. (2002)

nous construisons un indicateur composite. L'objectif est d'obtenir un indicateur disponible pour un grand nombre de pays, tant d'un point de vue qualitatif que quantitatif. Nous utilisons le taux de syndicalisation<sup>9</sup>, le nombre de conventions de l'OIT liées à la liberté d'association<sup>10</sup> ratifiées par le pays et l'indicateur *Freedom House* de libertés civiles (FreedomHouse 2005). La valeur prise par chacun de ces indicateurs est codifiée en cinq catégories, l'indicateur final *FA* étant la moyenne simple des sous-indicateurs.

Concernant la **discrimination dans l'emploi (DISCRI)**<sup>11</sup>, nous posons l'hypothèse qu'il s'agit d'un phénomène multidimensionnel et que la discrimination dans l'éducation est une composante essentielle et complémentaire de la discrimination dans l'emploi. La discrimination dans l'éducation peut-être vue comme une discrimination *ex-ante*. Des travaux de Durlauf (1996), Benabou (1996), Lundberg et Startz (1998), se basant sur des travaux plus anciens de Loury (1977), soulignent que ces discriminations *ex-ante* contre un groupe ont des effets néfastes sur le capital humain des générations futures et donc peuvent mener à une persistance des différences entre groupes. Les discriminations actuelles sur le marché du travail peuvent également influencer ces discriminations *ex-ante* (Altonji et Blank 1999). Si les femmes estiment qu'elles auront des difficultés à être acceptées dans des professions particulières, elles seront moins enclines à investir dans les compétences nécessaires pour leur formation (Coate et Loury 1993). Du fait de la corrélation entre les discriminations *ex-ante*

---

<sup>9</sup>Ghai (2003) considère que cette catégorie d'indicateurs est basée sur la conséquence de la liberté d'association en termes du nombre ou de la proportion de travailleurs appartenant à une organisation en lien avec les questions de travail. "*En général, plus le taux de syndicalisation est élevé, plus la défense des intérêts des travailleurs dans les négociations avec les employeurs et avec le gouvernement est forte, et plus grande est la participation des travailleurs dans les discussions affectant leur emploi et leurs conditions de travail*". Néanmoins, il y a plusieurs problèmes. Le taux de syndicalisation est basé sur des traditions historiques ou sur des systèmes politiques (Jose 2002). Ghai (2003) considère également que cela peut-être un problème dans les pays en développement du fait de la faible proportion de travailleurs dans le secteur formel. Cependant, malgré ces limites, il s'agit du seul indicateur disponible basé sur le résultat de la liberté d'association et donc utile pour notre étude. Source : O.I.T. (1997), et bureau des statistiques de l'OIT.

<sup>10</sup>Les deux conventions fondamentales : convention 87 sur la liberté syndicale et la protection du droit syndical et la convention 98 sur le droit d'organisation et de négociation collective; et quatre autres conventions plus précises ou plus techniques : convention 154 sur la négociation collective (1981), convention 134 sur la représentation des travailleurs (1971), convention 141 sur les organisations de travailleurs ruraux et convention 151 sur les relations de travail dans la fonction publique (1978). Source : ILOLEX, OIT

<sup>11</sup>Plus précisément, nous devons parler d'inégalités de genre plus que de discrimination de genre, tout particulièrement concernant le taux d'emploi. Busse et Spielmann (2005) font ainsi remarquer qu'il n'est pas possible de déterminer à quel degré la différence dans les taux de participation au marché de l'emploi entre hommes et femmes est volontaire ou non, et préfère donc parler d'inégalités plus que de discriminations.

sur le marché du travail et les discriminations sur le marché du travail en tant que telles, plusieurs auteurs (Jolliffe et Campos 2003, Chamberlain et Van der Berg 2002) ont observé une forte corrélation entre la composante inexpliquée de la décomposition de Oaxaca (1973) (qui est vue comme la composante mesurant la discrimination dans l'emploi), et la discrimination dans l'éducation.

Notre indicateur prend en compte les différences entre plusieurs composantes : différence dans les taux d'alphabétisation, différence dans les taux de scolarisation, différence de revenu ; ainsi que l'indicateur *Gender Empowerment Measures (GEM)* du PNUD lorsque cet indicateur est disponible, et le taux d'activité des femmes dans le marché de l'emploi.

Nous nous concentrons ici sur les discriminations de genre et non sur toutes les discriminations mentionnées dans les conventions de l'OIT, du fait d'un manque de données fiables et comparables au niveau international concernant les discriminations raciales<sup>12</sup>. Ce choix est celui généralement fait dans la littérature sur les normes du travail (Ghai 2003, Busse et Spielmann 2005). De plus, la convention fondamentale 102 sur l'égalité de rémunération ne traite que de l'égalité de rémunération entre hommes et femmes.

Concernant le **travail forcé**, nous utilisons la définition suivante : "*Le travail forcé ou obligatoire est défini comme un travail ou un service exercé sous la menace de sanctions et pour laquelle la personne ne s'est pas portée volontaire.* (Source : OIT). Nous utilisons plusieurs sources : Busse et Braun (2003), Antislavery et ICFTU (2001), O.I.T. (2001) et *US Department of State* (2002). Busse et Braun (2003) construisent deux indicateurs : l'un sur les formes *fondamentales* de travail forcé et l'autre mesurant toutes les formes de travail forcé. Considérant qu'il est plus important de se concentrer sur les formes principales de travail forcé, nous donnons un poids plus important au premier indicateur. Nous proposons la formule suivante :

$$FL_{brut} = FORCED1^2 + FORCED2 \quad (1.3)$$

---

<sup>12</sup>Granger (2005) propose cependant une évaluation qualitative d'une telle discrimination à partir notamment de rapports du comité pour l'élimination de la discrimination raciale.

avec *FORCED1*, l'indicateur des formes dites fondamentales de travail forcé, et *FORCED2* l'indicateur de toutes les formes de travail forcé. Nous obtenons des valeurs comprises entre 0 et 7.5 et proposons la classification suivante :  $FL = 1$  pour  $FL_{raw} = 0$ ,  $FL = 2$  pour  $FL_{raw}$  compris entre 0.5 et 1,  $FL = 3$  pour  $FL_{raw}$  compris entre 1 et 2,  $FL = 4$  pour  $FL_{raw}$  compris entre 2.5 et 3.5 et  $FL = 5$  pour  $FL_{raw} > 3.5$ . Pour les valeurs manquantes chez Busse et Braun (2003), nous reconstruisons un indicateur similaire à partir des autres sources d'informations mentionnées, en opérant une distinction entre les deux formes de travail forcé de manière à avoir une évaluation comparable.

### 1.3.2 L'indicateur agrégé de respect des Normes Fondamentales du Travail

Nous cherchons ici à déterminer le niveau général des normes fondamentales en agréant les différentes mesures de normes présentées. Ce choix peut se justifier de plusieurs façons :

- Un indicateur agrégé mesure le niveau général de normes du travail, qui peut également être interprété comme une évaluation de la *conscience sociale* du pays.
- Chaque standard peut avoir des effets complémentaires. Par exemple, le principal effet de la liberté d'association sera d'assurer l'application effective d'autres normes. Les syndicats, demandant le respect des droits des travailleurs, auront une influence positive sur le respect effectif des autres normes fondamentales. Cela pourra être mesuré par notre indicateur agrégé.
- Cette approche est par ailleurs justifiée par l'activité d'organisations internationales, notamment de l'OIT, qui promeuvent l'application des quatre normes fondamentales de manière conjointe, et non une parmi les quatre. Il sera donc plus intéressant d'étudier l'effet général des quatre normes pour tester si cette stratégie de promotion jointe est justifiée économiquement.

La première façon d'obtenir une mesure de l'application des quatre normes fondamentales serait simplement d'additionner les différentes valeurs de nos indicateurs individuels. Néanmoins, ce choix n'est pas complètement satisfaisant dans la mesure où il peut intro-

duire des biais dans la mesure :

- Additionner chaque indicateur pour obtenir un indicateur agrégé revient à supposer que chaque norme a le même pouvoir explicatif pour expliquer le niveau général de droits des travailleurs. Cela n'est pas notre hypothèse. Nous considérons que le pouvoir discriminant de chaque norme peut différer.
- En utilisant la moyenne arithmétique, une hypothèse implicite est faite sur la métrique des données. En effet, puisque les indicateurs de normes sont codés en classes, l'addition des cinq variables suppose que les distances entre les individus sont les mêmes dans la métrique de khi-deux et dans la métrique euclidienne (hypothèse d'isomorphisme).
- Nous devons prendre en compte la difficulté d'obtenir de bonnes données, sans biais statistiques pour chaque norme. Nous sommes confrontés à un sérieux problème d'information imparfaite. Si nous supposons l'existence d'une "tendance commune", ici l'application générale des normes fondamentales du travail, nous devons isoler les effets pour chaque standard propre à cette tendance commune et éliminer tous les autres effets (biais statistiques ou mesure d'autres informations).

On peut pour cela mobiliser les travaux sur la théorie des ensembles flous<sup>13</sup>. 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 et Sirven 2005). Cerioli 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  $j^{me}$  norme pour l'ensemble des pays.

---

<sup>13</sup>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  $\mu_a : X \rightarrow A$  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 (2005).

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 factorielles s'avèrent simultanément aptes à : (i) produire une combinaison linéaire des indicateurs de normes, (ii) vérifier l'hypothèse d'homogénéité des variables, (iii) synthétiser leur "tendance commune" ; et (iv) 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.

### 1.3.2.1 L'Analyse en Correspondance Multiple (ACM)

L'analyse en correspondance multiple est une technique mathématique permettant l'analyse de différentes variables discrètes en projetant sur différent axes les informations communes comprises dans ces différentes variables. L'objectif est de réduire le nombre de dimensions, en minimisant la perte d'information (Benzecri 1992, Greenacre 1984).

Les variables (ici chaque indicateur individuel de chaque norme du travail) sont traitées via leurs différentes modalités. En résumé, l'analyse en correspondance peut seulement être utilisée s'il est possible de créer une ou plusieurs tables de contingence, dans lesquels les sommes des lignes et des colonnes ont une signification. S'il y a plus de deux variables, il est alors possible de construire une *table de Burt* qui est la représentation de toutes les tables de contingence prises deux à deux. L'ACM peut ensuite être définie comme une analyse en correspondance de la table de Burt. Contrairement à l'Analyse en Composante Principale (ACP), l'analyse en correspondance analyse les profils, c'est-à-dire la série des fréquences relatives de chaque modalité, et non leur poids absolu. Ces valeurs sont utilisées comme des pondérations (ou masses) dans la calcul des distances pondérées. Ces pondérations influent sur le centroïd, qui est la position du milieu du nuage de points. La distance entre les différents profils (lignes et colonnes) est calculée grâce à la distance du Khi-2, ce qui différencie cette méthode d'autres méthodes d'analyse de données. Ce choix de la distance du Khi-2 est justifié par la propriété d'équivalence distributionnelle : si nous agrégons deux identiques profils-ligne, nous ne modifions pas la distance entre les profils-colonne. La

distance entre les deux profils  $i_1$  et  $i_2$  est définie par :

$$d^2(i_1, i_2) = \sum_n \frac{1}{f_j} \left( \frac{f_{i_1j}}{f_{i_1}} - \frac{f_{i_2j}}{f_{i_2}} \right)^2 \quad (1.4)$$

A partir de cette définition spécifique de la distance, nous utilisons la même méthode que dans une simple analyse de nuages de points : l'ACM permet de réduire le nombre de dimensions grâce à une projection sur différents plans. L'objectif est de minimiser la perte d'information (symbolisée par l'inertie totale, qui représente la dispersion globale du nouveau nuage de points). Le premier axe est donc défini comme celui qui a la plus grande inertie et qui donc contient l'information commune la plus importante.

Il est possible de se demander pourquoi nous décider d'utiliser ici l'*analyse en correspondance multiple* et pas l'*analyse en composante principale*, généralement utilisée dans ce genre d'études<sup>14</sup>. L'ACP est une méthode adaptée pour des variables quantitatives et continues alors que l'analyse en correspondance est utilisée pour analyser des variables qualitatives, discrètes ou ordinales. L'intérêt de cette méthode est qu'elle permet d'explorer des relations non-linéaires entre variables, ce qui n'est pas possible en ACP. En effet, l'ACP peut-être vue comme une analyse de corrélation entre variables. Néanmoins une corrélation nulle entre variables ne signifie pas qu'il n'existe pas de relations entre les variables mais que la relation de premier degré est nulle. L'ACM permet l'exploration de relations de degré supérieur à un, du au fait qu'il s'agit d'une analyse des relations entre différentes modalités et non entre différentes variables.

### 1.3.2.2 ACM et indicateur agrégé de respect effectif des normes fondamentales du travail

Grâce à l'ACM, nous obtenons différents axes expliquant différents aspects du respect des normes fondamentales du travail. La question est combien d'axes (ou facteurs) retenir

---

<sup>14</sup>L'analyse en correspondance a été très peu utilisée dans les recherches en sciences sociales dans les pays anglo-saxons. Elle est néanmoins plus utilisée par les chercheurs français, suivant les travaux de Benzecri (1992)

TAB. 1.1 – Statistiques descriptives des variables utilisées dans l'indicateur agrégé des normes du travail

<b>Fréquence des modalités</b>						
Très élevé	21.94	28.39	20.00	20.00	46.45	
Elevé	21.29	18.71	20.65	16.16	28.39	
Moyen	20.65	21.94	19.35	16.77	07.10	
Faible	17.42	15.48	21.29	19.35	10.96	
Très faible	17.70	15.48	18.71	27.75	07.10	
Total	100	100	100	100	100	
<b>Matrice des corrélations</b>						
NR	1					
CL	0.364**	1				
FA	0.461**	0.474**	1			
DISCRI	0.073	0.355**	0.282**	1		
FL	0.293**	0.286**	0.399**	0.282**	1	
<b>Pondération utilisée</b>						
Moyenne arithmétique	0.20	0.20	0.20	0.20	0.20	
ACM	0.189	0.243	0.266	0.127	0.176	
N.B. (**) Significatif à 5%						

dans le but d'avoir une description satisfaisante de l'ensemble du phénomène.

Les tableaux 1.1 et 1.2 résument les résultats de l'ACM. Trois principaux commentaires peuvent être faits au regard de ces résultats.

Premièrement, il est intéressant de voir que le premier facteur (F1) explique à lui seul 72.5% de l'inertie totale. Autrement dit, cela signifie que le premier axe synthétise à lui seul beaucoup plus d'information sur les cinq variables de normes du travail que l'accumulation de tous les autres facteurs. En suivant le *scree test* (Cattell 1966), l'écart entre l'information comprise dans le premier axe et celle comprise dans les autres facteurs nous permet d'affirmer que les coordonnées du pays sur le premier axe sont une bonne approximation du niveau général de normes du travail.

Deuxièmement, toutes les faibles modalités ont des coordonnées négatives sur cet axe, et le signe change lorsqu'elles indiquent un meilleur respect des normes fondamentales du travail. Il n'y a donc pas d'effets non-linéaires ici. Elles évoluent toutes dans la même direction sur le premier axe. Cela confirme l'homogénéité des données et le choix de F1 comme



TAB. 1.2 – Synthèse de l'ACM

N=155 pays	Statistiques	F1	F2	F3	F4
Eigenvalue	0.512	0.320	.0294	0.276	
% Inertie totale	0.725	0.108	0.066	0.043	
% cumulée inertie totale	0.725	0.833	0.942	0.967	
Variables	Modalités	Coord(F1)	QLT	T-Value	CTR(%)
Ratifications OIT (NR)	Très élevé	1.236	0.429	8.129**	13.094
	Elevé	-0.061	0.001	-0.395	0.031
	Moyen	-0.316	0.026	-1.997**	0.803
	Faible	-0.267	0.015	-1.523	0.486
	Très faible	-0.782	0.141	-4.656**	4.474
	<b>Total</b>				
Travail des enfants (CL)	Très élevé	1.087	0.468	8.490**	13.102
	Elevé	0.330	0.025	1.962**	0.794
	Moyen	-0.580	0.094	-3.812**	2.880
	Faible	-0.731	0.098	-3.884**	3.237
	Très faible	-0.838	0.129	-4.451**	4.250
	<b>Total</b>				
Liberté d'association (FA)	Très élevé	1.388	0.482	8.613**	15.066
	Elevé	0.492	0.063	3.115**	1.954
	Moyen	-0.543	0.071	-3.304**	2.235
	Faible	-0.698	0.132	-4.506**	4.057
	Très faible	-0.670	0.103	-3.990**	3.285
	<b>Total</b>				
Non-discrimination (DISCRI)	Très élevé	0.909	0.207	5.641**	6.461
	Elevé	0.159	0.005	0.865	0.159
	Moyen	-0.292	0.017	1.627	0.560
	Faible	-0.500	0.060	-3.040**	1.892
	Très Faible	-0.576	0.127	-4.425**	3.592
	<b>Total</b>				
Travail forcé (FL)	Très élevé	0.678	0.399	7.836**	8.347
	Elevé	-0.327	0.042	-2.557**	1.188
	Moyen	-0.809	0.050	-2.775**	1.816
	Faible	-0.727	0.065	-3.166**	2.265
	Très faible	-1.197	0.109	-4.104**	3.972
	<b>Total</b>				

N.B. (\*\*) Significatif à 5%

indicateur agrégé des normes fondamentales du travail. Les coordonnées des modalités sur le premier axe sont ensuite redéfinies par interpolation linéaire dans un intervalle  $[0,1]$ . Pour faciliter l'interprétation, nous considérons par ailleurs qu'une valeur égale à 1 correspond au plein respect des normes fondamentales du travail tandis qu'une valeur faible indique un faible respect de ces normes.

Troisièmement, il apparaît que le choix du nombre de ratification de l'OIT semble cohérent avec les quatre autres normes du travail dans la mesure où son poids (18.9%) est très proche de  $1/5$ . Notons que le poids de chaque variable est ici égal à la somme de la contribution absolue (à l'inertie totale de F1) de chacune des modalités. Le travail forcé a également un poids très proche du poids moyen (17.6%). La liberté d'association (26.6%) et le travail des enfants (24.3%) sont les variables qui ont le pouvoir explicatif le plus fort. Au contraire, la discrimination (12.7%) semble jouer un rôle moins important dans la définition du niveau général de normes. Cela peut s'expliquer par le fait que cette variable apporte également des informations sur d'autres facteurs qui ne dépendent pas en tant que tels du niveau de normes du travail (culture, religion...).

Cet indicateur agrégé présente trois principaux avantages :

- Contrairement à d'autres études empiriques, il se base sur une définition claire des normes fondamentales du travail, appuyée par un réel consensus d'organisations internationales, de gouvernements et de scientifiques.
- L'analyse de données permet de ne pas prendre en compte tous les biais statistiques ou imperfections des données, permettant de minimiser grandement les erreurs de mesure.
- Par les résultats de l'ACM, nous montrons que de caractéristiques communes peuvent être établies entre les différentes normes du travail. Si des disparités existent, les différentes normes du travail évoluent dans la même direction.

La figure A.3 en annexe 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 1.2, l'indicateur agrégé par ACM donne un poids

plus important au travail des enfants et à la liberté d'association.

Cet indicateur nous permettra de mesurer l'impact des normes du travail sur le revenu de long-terme (Bazillier 2005, Bazillier 2008) et sur les inégalités (Bazillier et Sirven 2006, Bazillier et Sirven 2007). Le détail des indicateurs est donné en annexe A.1. L'annexe A.2 permet de visualiser sur une carte les différentes valeurs de l'indicateur agrégé pour chaque pays.

Nous comparons les valeurs obtenus pour notre indicateur avec celles-obtenues pour celui de Granger (2005). Les tendances sont globalement équivalentes avec un coefficient de corrélation de 0.77 (avec l'indicateur quantitatif) et de 0.78 (avec l'indicateur qualitatif). L'écart moyen entre les valeurs est de 0.08 (avec une valeur moyenne légèrement plus élevée pour l'indicateur de Granger). La plupart des pays pour lesquels l'écart entre les indicateurs sont importants sont des pays dans lesquels la valeur de notre indicateur de liberté syndicale est faible (Singapour, Emirats Arabes Unis, Malaisie). Du fait de la méthode d'agrégation et le poids plus important donné à notre variable dans l'indicateur agrégé, il est normal d'obtenir de telles différences.

FIG. 1.1 – Corrélation entre l'indicateur quantitatif de Granger (Intf) et l'indicateur de Bazillier

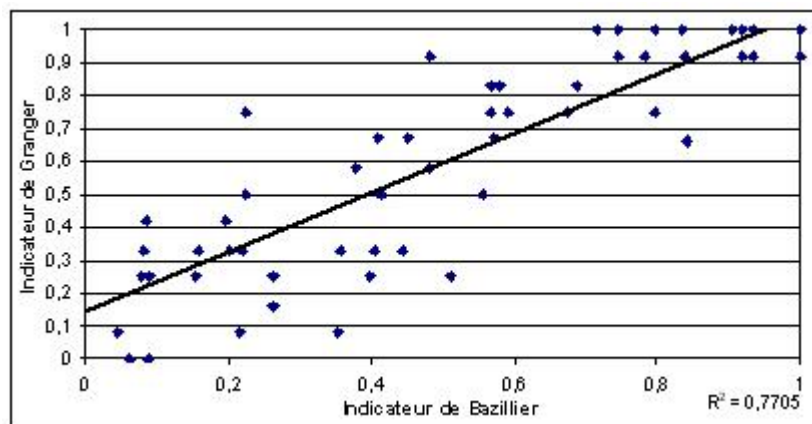
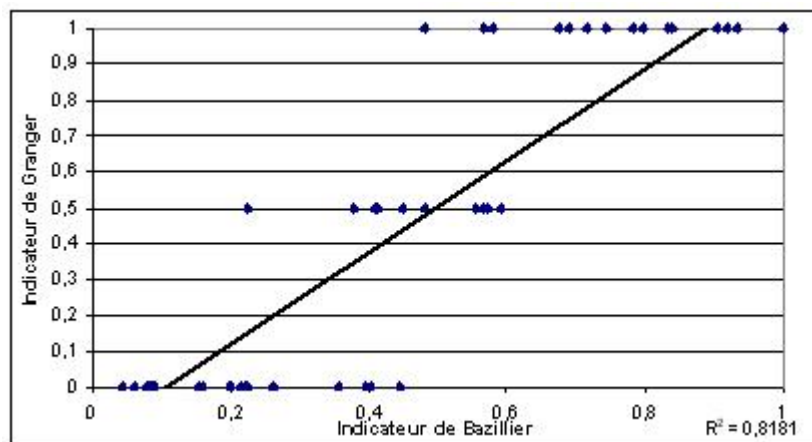


FIG. 1.2 – Corrélation entre l'indicateur qualitatif de Granger (dntf) et l'indicateur de Bazillier



## 1.4 Présentation de l'indicateur temporel de respect effectif des normes fondamentales du travail

Nous cherchons dans cette partie à prolonger notre recherche sur les indicateurs de normes fondamentales du travail, en lui apportant une dimension temporelle. Du fait de la difficulté d'obtenir des données, il est difficile de fournir une estimation aussi précise que pour l'indicateur précédent. Nous considérons donc que ces deux indicateurs sont complémentaires et lorsque la dimension temporelle n'est pas essentielle à l'étude, nous privilégierons l'utilisation de l'indicateur précédent. Toutefois, l'étude des effets dynamiques des normes semble nécessaire dans de nombreux domaines, requérant donc un outil permettant de telles études quantitatives. Tout en prenant en compte la disponibilité plus faible des données, nous proposons donc ici une estimation du niveau de respect des normes fondamentales du travail entre 1970 et 1995 par période de cinq ans.

Nous proposons donc quatre indicateurs distincts mesurant le travail des enfants, la liberté d'association et le droit à la négociation collective, la discrimination et le nombre de ratifications des conventions de l'OIT. En raison de l'indisponibilité des données, il n'est toutefois pas possible de construire un indicateur mesurant l'évolution du travail

forcé entre 1970 et 1995. Les sources utilisées pour construire l'indicateur présentée dans la section précédente (Busse et Braun 2003, Antislavery et ICFTU 2001, O.I.T. 2001, *US Department of State* 2002) ne sont pas disponibles avec le même niveau de détails pour une période plus ancienne<sup>15</sup>.

Pour chacun des indicateurs, nous construisons un indicateur compris entre 0 (bon niveau de normes du travail) et 1 (très faible niveau de normes du travail). Nous gardons la même définition pour chaque indicateur au cours du temps de manière à avoir des données comparables entre chaque période.

### 1.4.1 Indicateurs individuels de normes du travail dans une perspective temporelle

Concernant le **nombre de conventions ratifiées (NR)**, nous reprenons la méthodologie utilisée pour l'indicateur non-temporelle, tout en prenant en compte un nombre différent de conventions existantes aux différentes dates. Pour chaque année, nous construisons un indicateur compris entre 0 et 1 avec 0 la valeur pour un pays qui aurait ratifié toutes les conventions et conventions fondamentales à cette date. La formule utilisée pour construire l'indicateur NR est la suivante :

$$NR_{i,t}^{raw} = \frac{N_{1,i,t} + (N_{2,i,t})^2}{N_{1,t}^{tot} + (N_{2,t}^{tot})^2} \quad (1.5)$$

Avec  $N_{1,i,t}$ , le nombre de conventions de l'OIT ratifiées par le pays  $i$  à l'année  $t$ ,  $N_{2,i,t}$ , le nombre de conventions *fondamentales* ratifiées par le pays  $i$  à l'année  $t$ ,  $N_{1,t}^{tot}$  le nombre total de conventions de l'OIT disponible à la date  $t$ <sup>16</sup>,  $N_{2,t}^{tot}$  le nombre total de conventions fondamentales disponibles à la date  $t$ . Dans cet indicateur, nous prenons en compte la

---

<sup>15</sup>Nous aurions pu tenter de construire cet indicateur grâce aux rapports annuels du Département d'Etat. Nous considérons que ce choix introduirait un biais trop important dans la mesure, du fait que les sources utilisées sont beaucoup moins complètes pour les années plus anciennes.

<sup>16</sup>L'OIT considère qu'il faut une période d'au moins cinq ans pour caractériser le comportement de ratification pour une convention. C'est pourquoi, nous incluons une convention dans  $N_{1,t}^{tot}$  cinq ans après son adoption par la conférence de l'OIT.

dénonciation de conventions de l'OIT (réduisant le nombre de conventions 'ratifiées' par un pays) et excluons de notre analyse les conventions considérées par l'OIT comme obsolètes<sup>17</sup>.

De manière à avoir des données comparables avec nos autres indicateurs, nous proposons la transformation suivante à partir de  $NR_{i,t}^{raw}$ .

$$NR_{i,t} = \frac{1 - NR_{i,t}^{raw}}{2} \quad (1.6)$$

Nous obtenons donc un indice compris entre 0 (pour un pays qui a ratifié toutes les conventions existantes) et 0.5 (pour un pays qui n'a ratifié aucune des conventions). Nous proposons cette division par 2 de manière à avoir une moyenne et un écart-type comparables avec les autres indicateurs individuels de normes.

Plusieurs problèmes peuvent être soulevés que nous essayons ici de minimiser<sup>18</sup>.

Le premier problème est un facteur temps. Les pays sont devenus membres de l'OIT à des dates différentes et n'ont donc pu ratifier les conventions aux mêmes dates. Pour minimiser ce problème, nous adoptons un écart de cinq ans entre l'année où le pays est devenu membre de l'OIT et l'année où nous calculons le premier indice  $NR$  pour ce pays. Cependant, nous considérons également que le fait de ne pas être membre de l'OIT est aussi un fait politique apportant une information sur l'intérêt du pays à reconnaître des droits à ses travailleurs. Si un pays ne devient pas membre de l'OIT cinq ans après sa création ou son indépendance, nous attribuons une valeur nulle à  $NR$ . Par exemple, la Gambie est devenue membre de l'OIT en 1995, 40 ans après son indépendance en 1965. Nous considérons donc qu'entre 1970 et 1995,  $NR_{GAMBIA,t}^{raw} = 0$ <sup>19</sup>.

Le second problème réside dans les conventions automatiquement dénoncées lors de la

---

<sup>17</sup>Source : OIT, International Labour Standards Department.

<sup>18</sup>Nous remercions pour cette partie Christiane Lubbe, administratrice des bases ILOLEX et NATLEX de l'OIT, avec qui nous avons correspondu afin d'améliorer la qualité de notre indicateur.

<sup>19</sup>Il est vrai que la contribution financière demandée aux membres des Nations-Unis peut être un frein à l'adhésion des pays les plus pauvres aux organisations internationales, quelque soit la volonté politique de ces pays. Néanmoins, nous considérons que les bénéfices d'une telle adhésion sont supérieurs à la contribution financière demandée, seul élément explicatif à l'adhésion massive des pays les moins avancés aux Nations-Unis.

ratification d'une nouvelle convention, ou les conventions révisées et non-ouvertes à la ratification. Pour traiter ce problème, nous utilisons les études de l'OIT sur "l'influence de la promotion des conventions fondamentales sur le comportement de ratification des conventions en vigueur pour la même période". Pour cela, l'OIT définit une liste de conventions de l'OIT pouvant être étudiées. Cette liste exclut les instruments obsolètes, les instruments nécessitant une révision, les instruments faisant l'objet d'une requête pour information. Nous ne prenons en compte dans notre étude que les conventions considérées comme pertinentes et en vigueur pour la période.

Nous devons par ailleurs prendre en considération que le résultat que nous obtenons ici représente uniquement une évaluation numérique du comportement de ratifications des pays. Pour permettre une interprétation fine de ces évaluations quantitatives, il faut avoir recours à la situation politique<sup>20</sup>, à des facteurs culturels ou religieux, à la structure administrative, et aux observations faites par le comité des experts concernant l'application des conventions<sup>21</sup>.

L'indicateur *NR* est globalement constant sur la période. La moyenne de *NR* était de 0.362 en 1970 contre 0.352 en 1995<sup>22</sup>. En 1970, cet indicateur était compris entre 0.178 (France) et 0.5 (pour sept pays). En 1995, il était compris entre 0.116 (Espagne) et 0.5 (pour trois pays).

Concernant le **travail des enfants (CL)**, nous reprenons la même définition que pour notre indicateur non-temporel, les données étant disponibles à partir de 1970 :

---

<sup>20</sup>Par exemple, des Etats fédéraux comme les Etats-Unis, le Canada ou l'Australie affirment qu'ils ne sont pas en mesure de ratifier toutes les conventions du fait de leurs procédures légales. Cependant, l'organisation institutionnelle semble en elle-même insuffisante pour expliquer le faible nombre de ratifications pour ces pays. Il existe par ailleurs un biais politique et une certaine méfiance vis-à-vis de l'organisation, notamment de la part des Etats-Unis. Ainsi, les accords de l'ALENA prévoient le respect de normes du travail. Mais il n'est pas fait référence aux normes de l'OIT, les Etats ayant préféré y substituer leurs propres normes internationales.

<sup>21</sup>Cependant les observations faites par le comité des experts souffrent d'un biais temporel, dans la mesure où les rapports sont beaucoup plus fournis aujourd'hui que dans les périodes précédentes.

<sup>22</sup>Nous observons cependant une amélioration dans le comportement de ratification après 1995, attribuable à l'adoption de la déclaration sur les principes et droits fondamentaux au travail en 1998 et au travail de promotion des conventions de l'OIT effectué par l'organisation

$$CL_{i,t}^{adjusted} = \max\left(CL_{i,t}^{brut}, \frac{CL_{i,t}^{brut} + CL_{2,i,t}}{2}\right) \quad (1.7)$$

avec  $CL_{brut}$ , le pourcentage des 10-14 ans qui travaillent et  $CL_2$  le pourcentage d'enfants qui ne vont pas à l'école primaire. La valeur obtenue est une valeur ordinale et ne peut en aucun cas être interprétée comme le pourcentage d'enfants travailleurs.

Nous obtenons des valeurs comprises entre 0.002 (Royaume-Uni) et 0.81 (Burkina Faso) en 1970 et entre 0 (pour la plupart des pays développés) et 0.61 (Somalie) en 1995. Nous observons par ailleurs une baisse régulière du travail des enfants entre 1970 (avec une valeur moyenne de  $CL$  égale à 0.23) et 1995 ( $CL = 0.14$ ).

Concernant la **liberté d'association et le droit à la négociation collective (FA)**, nous nous appuyons essentiellement sur l'indicateur de libertés civiles de Freedom House (FreedomHouse 2005). Il existe trois principales sources qualitatives concernant le respect de la liberté d'association : OCDE (1996), FreedomHouse (2005) et Kucera (2004)<sup>23</sup>. La plus proche de la définition de la liberté d'association et du droit à la négociation collective est certainement celui de Kucera (2004) mais malheureusement la période considérée se limite au milieu des années 1990 (l'indicateur est basé sur les violations ayant eu lieu entre 1993 et 1997). Cet indicateur se base sur trois sources principales : *l'enquête annuelle sur la violation des droits syndicaux* de la Confédération Internationale des Syndicats libres, *les rapports par pays sur les Droits Humains* du Département d'Etat des Etats-Unis, et sur le *rapport du comité sur la liberté d'association* de l'OIT. Kucera<sup>24</sup> considère que ces sources ne peuvent être utilisées pour construire des séries temporelles pour les périodes précédentes car elles sont beaucoup moins complètes dans les périodes précédentes qu'elles ne le sont aujourd'hui. Ce biais d'information pose également problème pour une période plus récente. En effet, ces rapports se basent sur la violation des droits, plutôt que sur leur respect. Plus le niveau d'information augmente, plus le nombre de violations constatées

---

<sup>23</sup>Voir Kucera (2004) pour une synthèse des indicateurs existants.

<sup>24</sup>Correspondance avec l'auteur



augmentera, donnant l'illusion d'une aggravation des violations des droits syndicaux pouvant être contraire à la réalité. Un problème équivalent existe concernant l'indicateur de l'OCDE.

L'indicateur de libertés civiles de Freedom House semble dès lors plus adapté pour une analyse en série temporelle. Il fournit des données annuelles entre 1972 et aujourd'hui pour 201 pays. La principale limite de cet indicateur est qu'il se base sur une définition beaucoup plus large que celle de la norme fondamentale que nous voulons étudier ici. Il comprend en effet différentes mesures de "liberté d'expression et de croyance", "liberté d'association et d'organisation", "règles de droit et droits humains" et "autonomie personnelle et droits économiques". Sous le chapitre "liberté d'association et d'organisation", certaines modalités font directement référence à la norme fondamentale : "*Existe-t-il des syndicats libres et exercent-ils une influence sur la négociation collective ?*. *Existe-t-il des organisations professionnelles libres et autres organisations privées ?*". Kucera (2004) note que "*Sur l'ensemble des questions posées pour attribuer une valeur à l'indicateur de libertés civiles, seul 1/14 fait directement référence à la liberté d'association et à la négociation collective*". Mais le même auteur<sup>25</sup> considère que cet indicateur est relativement bien adapté pour étudier les variations temporelles. De plus, plusieurs auteurs dont Rodrik (1996) ont utilisé cet indicateur pour mesurer le droit d'association et le droit à la négociation collective.

Nous choisissons donc d'utiliser l'indicateur de liberté civile de Freedom House comme une approximation du niveau effectif des droits de liberté d'association et de négociation collective. Les données sont comprises entre 0.1 et 0.7 pour toutes les périodes<sup>26</sup>. Contrairement au travail des enfants, le niveau général de liberté d'association reste globalement stable sur la période. La moyenne de cet indicateur est de 0.42 en 1970 contre 0.39 en 1995. Néanmoins, nous observons une amélioration significative de ces droits entre 1985 et 1990. Il existe par ailleurs de nombreuses évolutions de l'indicateur au niveau national, mais il n'existe pas de tendance globale à l'amélioration de cette norme.

---

<sup>25</sup>Correspondance avec l'auteur.

<sup>26</sup>Afin d'homogénéiser la mesure, nous divisons par 10 la valeur de l'indicateur de Freedom House.

S'agissant de la **discrimination**, comme dans la section précédente, nous basons notre indicateur sur des données portant sur la discrimination dans l'éducation et dans l'emploi, considérant que la discrimination est un phénomène multidimensionnel. Nous utilisons trois indicateurs. Pour la discrimination dans l'éducation, nous combinons le *ratio de jeunes femmes lettrées par rapport aux hommes lettrés (% sur la classe d'âge 15-24 ans)*<sup>27</sup> et le *ratio des taux de scolarisation des femmes par rapport aux hommes pour l'éducation primaire et secondaire*<sup>28</sup> dans le but de construire l'indicateur  $DISCRI_{EDU}$ . Les deux variables ne sont pas disponibles pour tous les pays. Lorsqu'une variable est manquante, nous ne retenons que la variable disponible. Pour chacune de ces deux variables, nous construisons un indicateur compris entre 0 et 1 (0 représentant un ratio de 1 entre femmes et hommes, qui signifie donc une égalité stricte de genre). Concernant la première série de données (ratio de jeunes femmes lettrées par rapport aux hommes lettrés), les données manquantes le sont principalement pour les pays développés. Mais en observant les taux d'alphabétisation pour ces pays, les taux sont pour toutes les périodes proches de 1. Pour ces pays, les données manquantes ne sont donc pas problématiques car la différence de scolarisation primaire et secondaire peut être considérée comme une bonne approximation du niveau général de discriminations dans l'éducation (le taux d'alphabétisation étant le plus souvent proche de 100%, il ne peut exister des différence de genre pour cet indicateur). De plus, nous contrôlons le fait que les deux variables ont la même évolution au cours du temps. Si l'indicateur du ratio de jeunes femmes lettrées semble structurellement supérieur à celui concernant la scolarisation, les évolutions sont strictement parallèles.

L'autre dimension dans la discrimination est celle se rapportant directement à l'emploi. Pour cela, nous utilisons le pourcentage de femmes dans le total de la population active. Cette variable est utilisée par Busse et Braun (2003). Il s'agit également d'une composante de l'indice standardisé d'égalité de genre ("Standardized Index of Gender Equality, SIGE) construit par Dijkstra (2002). Ghai (2003) considère que le taux d'emploi reflète les disparités entre hommes et femmes en terme d'accès à l'emploi. Il s'agit également de l'indicateur

---

<sup>27</sup> Source : Banque Mondiale (2005)

<sup>28</sup> Source : UNESCO (1998 and 1999)

proposé par Anker, Chernyshev, Egger, Mehran, et Ritter (2003) et Bescond, Chataignier, et Mehran (2003). Comme nous l'avons mentionné précédemment, la participation au marché de l'emploi reflète une inégalité de genre plus qu'une question discrimination (Voir Busse et Braun (2003) et présentation de l'indicateur non-temporel de discrimination dans la partie précédente). Nous réalisons la même transformation afin d'obtenir un indicateur ( $DISCRI_{EMPLOI}$ ) compris entre 0 et 1 avec 0 représentant une égalité parfaite entre hommes et femmes dans la population active :

$$DISCRI_{EMPLOI} = \frac{(50 - \%Femmes\ dans\ la\ population\ active) \times 2}{100} \quad (1.8)$$

Il n'est pas possible d'introduire une mesure de l'inégalité de revenu car il n'existe pas de données cohérentes de salaires par sexe sur toute la période pour un grand nombre de pays en développement et même pour un nombre significatif de pays développés.

L'indicateur agrégé de discrimination (DISCRI) est la moyenne simple entre  $DISCRI_{EDU}$  et  $DISCRI_{EMPLOI}$ . Nous observons grâce à notre indicateur un déclin global de la discrimination au cours du temps. En 1970, la moyenne de DISCRI était de 0.2827 contre 0.1639 en 1995. En 1970, l'indicateur était compris entre -0.10 (Lesotho)<sup>29</sup> et 0.87 (Oman). En 1995, l'indicateur était compris entre -0.03 (Ghana) et 0.51 (Pakistan).

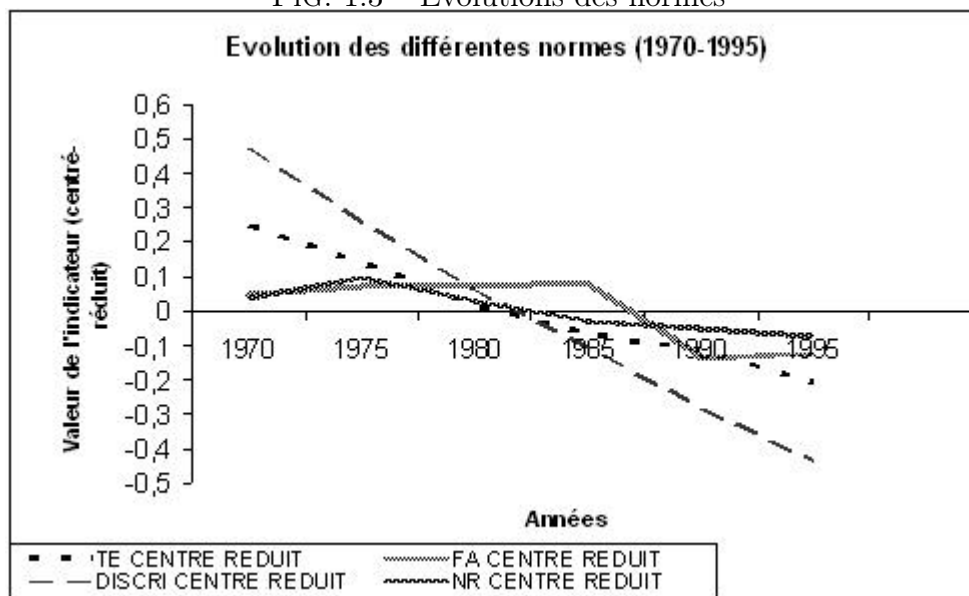
Le graphique 1.3 donne une représentation de l'évolution de la valeur des indicateurs entre 1970 et 1995<sup>30</sup>.

---

<sup>29</sup>Pour un nombre significatif de pays africains, le taux de scolarisation et d'alphabétisation des femmes est supérieur à celui des hommes. Cela explique le faible niveau de notre indicateur pour ces pays.

<sup>30</sup>Les valeurs ont été centrées-réduites de manière à faciliter les comparaisons entre indicateurs et entre périodes.

FIG. 1.3 – Evolutions des normes



Les indicateurs mesurent "le non-respect des normes".  
 Une valeur élevée de l'indicateur indique donc un faible respect des normes.

## 1.4.2 Indicateur temporel agrégé de normes fondamentales du travail

Comme pour l'indicateur non-temporel, nous considérons que la méthode d'agrégation par moyenne simple n'est pas satisfaisante. Nous choisissons d'utiliser à nouveau l'analyse de données pour donner de manière endogène un poids à chaque indicateur individuel dans notre indicateur global. Ici, contrairement à l'indicateur non-temporel, toutes nos variables sont des variables continues. L'analyse en correspondance multiple n'est donc pas adaptée pour de telles variables. Nous utilisons donc ici l'analyse en composante principale (ACP).

### 1.4.2.1 L'analyse en composante principale

L'analyse en composante principale est un des différents modèles d'analyse de données. Comme d'autres modèles, l'objectif est d'isoler les facteurs communs entre différentes variables en réduisant la masse d'informations de manière à permettre une description économique plus aisée.

Nous pouvons représenter les données dans une matrice  $X$  avec  $n$  lignes (les  $n$  pays) et  $p$  colonnes (les  $p$  différentes variables). Graphiquement, nous pouvons représenter les  $n$  pays dans un espace à  $p$  dimension. Contrairement à l'analyse en correspondance multiple, la distance utilisée est la distance euclidienne :

$$d^2(i, i') = \sum_{j=1}^p (x_{i,j} - x_{i',j})^2 \quad (1.9)$$

Cette distance entre les  $n$  points dans l'espace dimensionnel  $p$  est une parfaite représentation de la similarité entre les lignes dans la matrice  $X$ . L'ACP permet de trouver un espace dimensionnel comprenant moins de dimensions permettant de retenir l'essentiel de l'information comprise dans la distance initiale entre les lignes. Le meilleur espace dimensionnel est celui qui maximise la dispersion des points-ligne projetés :

$$Max_H \sum_i \sum_{i'} d_H^2(i, i') \quad (1.10)$$

Il est possible de démontrer que cela revient à maximiser  $\sum_i d_H^2(i, G)$  avec  $H$  l'espace de projection et  $G$  le centroïde. Dans le cas général, il est possible de considérer que les points lignes sont pondérés par leur importance à expliquer la tendance commune.

La masse est  $p_i$  avec ( $\sum p_i = 1$ ) et nous maximisons  $\sum_i p_i d_H^2(i, G)$  qui est l'inertie projetée (variance). Nous trouvons un espace maximisant l'inertie projetée.

Le plus petit espace dimensionnel pouvant exister est un graphique à une dimension. Définissons cet espace par le vecteur  $u$ . La projection d'un point-ligne dans la direction définie par  $u$  est :

$$\psi_i = \sum_{j=1}^p x_{ij} u_j$$

Donc l'inertie de tous les points projetés sur  $u$  est :

$$\sum_{i=1}^n p_i \left( \sum_{j=1}^p x_{ij} u_j \right)^2 = \lambda$$

Si nous devons trouver est un espace qui maximise l'inertie, il faut trouver le vecteur  $u$  qui maximise  $\lambda$ .  $u$  représente le *vecteur propre* (eigenvector) et  $\lambda$  la *valeur propre* (eigenvalue).  $u$  est la ligne pour laquelle la variance est maximale. Il reste de la variabilité qui n'est pas capturée par ce premier facteur. Il est possible de définir un nouveau vecteur qui maximise la variabilité non-expliquée, et ainsi de suite jusqu'à pouvoir expliquer l'ensemble de la variance. Notons que la variabilité restant non-expliquée est systématiquement décroissante puisque nous pouvons trouver à chaque étape un vecteur maximisant l'inertie. Par ailleurs, comme chaque facteur consécutif (chaque ligne) est définie de manière à maximiser la variabilité non-expliquée, les facteurs consécutifs sont orthogonaux entre eux (car ils sont non-corrélés). L'idée fondamentale de la méthode est que si les variables sont corrélées entre elles, il y a redondance d'information qui peut permettre de réduire le nombre d'axes. A la différence de l'ACM, il s'agit ici d'une analyse basée sur les corrélations entre *variables* alors que l'ACM permet de faire apparaître les facteurs communs entre *modalités*.

L'objectif est donc de réduire le nombre de variables. Mais combien de facteurs est-il nécessaire de retenir ? Le choix peut-être discuté mais il existe deux principaux critères utilisés pour sélectionner le nombre de facteurs à extraire : le critère de Kaiser et le Scree-test (Cattell 1966). Le critère de Kaiser suppose que si un facteur explique plus que la variable originale, il est nécessaire de l'extraire. Comme la somme des valeurs propres des  $p$  variables est égale à  $p$ , nous considérons les facteurs ayant une valeur propre supérieure à 1. L'autre méthode, le scree-test est une méthode graphique. En représentant graphiquement les différentes valeurs des valeurs propres pour chaque axe, nous obtenons une fonction décroissante. Le point où la rupture est la plus importante donne le nombre de valeurs propres à retenir.

#### 1.4.2.2 ACP et indicateur temporel agrégé de normes fondamentales du travail

Nous effectuons donc une ACP sur nos quatre variables (CL, FA, DISCRI, NR) et trouvons donc des valeurs propres pour chacun des facteurs (table 1.3). En suivant les deux critères (Kaiser et scree-test), l'utilisation d'un seul facteur est suffisant pour décrire l'essentiel du phénomène. Ce facteur peut s'interpréter comme le niveau général de respect

TAB. 1.3 – Valeurs propres en ACP

Facteur	Eigenvalue	Difference	Proportion	Cumul
1	2.03396	1.17982	0.5085	0.5085
2	0.85415	0.22534	0.2135	0.7220
3	0.62880	0.14572	0.1572	0.8992
4	0.48308	.	0.1208	1

TAB. 1.4 – Analyse factorielle

Variable	Facteur 1	% Variation	Unicité
Travail des enfants (CL)	0.80036	0.64058	0.35942
Liberté d'association (FA)	0.80214	0.64343	0.35657
Discrimination (DISCRI)	0.58064	0.33714	0.66286
Ratifications OIT (NR)	0.64251	0.41282	0.58718

des normes fondamentales du travail que nous cherchons à observer ici.

Il est donc possible de déterminer de manière endogène le poids de chaque variable dans notre indicateur agrégé de normes fondamentales du travail (facteur 1). La table 1.4 donne les résultats obtenus.

La première colonne donne le coefficient de corrélation entre chacune des variables et l'indicateur agrégé. Ces résultats sont cohérents avec ceux trouvés pour l'indicateur non-temporel. Cette corrélation est plus importante pour le travail des enfants et la liberté d'association. Il est plus faible pour la discrimination et joue un rôle intermédiaire concernant le nombre de ratifications. La seconde colonne donne le pourcentage de variation de l'indicateur lié au facteur. Ce pourcentage peut être vu comme la part de l'information comprise dans la variable (ici chaque indicateur de normes du travail) contribuant à l'explication du niveau général de normes de travail. Nous voyons que près des 2/3 de l'information apportée par le travail des enfants et la liberté d'association a directement trait au niveau général de normes du travail. Au contraire, seul 1/3 de l'information liée à la discrimination permet d'expliquer ce niveau général de normes. La troisième colonne donne au contraire le pourcentage d'information comprise dans la variable ne dépendant

TAB. 1.5 – Indicateur temporel de Normes Fondamentales du Travail

Classement	Pays	Année	LS	Classement	Pays	Année	LS
1	Norvège	1995	-2.9712	726	Somalie	1970	2.8527
2	Norvège	1990	-2.9610	727	Afghanistan	1985	2.9557
3	Espagne	1990	-2.9351	728	Oman	1980	2.9711
4	Suède	1995	-2.9046	729	Nepal	1975	3.0669
5	Norvège	1985	-2.8908	730	Afghanistan	1975	3.1123
6	Suède	1990	-2.8841	731	Afghanistan	1980	3.1242
7	Finlande	1995	-2.8783	732	Arabie Saoudite	1970	3.1558
8	Norvège	1980	-2.8492	733	Nepal	1970	3.3923
9	Finlande	1990	-2.8445	734	Oman	1975	3.42
10	France	1990	-2.8430	735	Oman	1970	4.1953

pas du facteur (le niveau général de normes). 2/3 de l'information sur le niveau général de discriminations s'explique donc par d'autres facteurs que le niveau général de normes du travail (culture, religion, société...).

Chaque valeur des différents indicateurs est centrée et réduite de manière à obtenir des indicateurs comparables entre eux et entre différentes périodes. L'analyse en composante principale est ensuite effectuée en attribuant pour chaque pays à chaque année un *score* estimant le niveau général de normes pour le pays  $i$  à la date  $t$ . Cet indicateur mesure le *non-respect* de la norme et prend donc une valeur élevée pour un niveau faible de normes du travail<sup>31</sup>.

L'indicateur agrégé prend des valeurs comprises entre -2.97 (Norvège en 1995) et 4.070 (Oman en 1970). La table 1.5 donne les dix meilleures et dix plus mauvaises valeurs pour notre indicateur. Nous observons une amélioration constante des normes du travail au cours du temps. Néanmoins, l'inégalité entre niveau de normes du travail entre pays (mesurée par l'écart-type) est constante entre 1970 et 1995. Nous observons une baisse significative de l'écart-type entre 1990 et 1995 mais nous ne pouvons conclure à l'existence d'une nouvelle

---

<sup>31</sup>Cette mesure peut toutefois être changée, nous procéderons par la suite à une interpolation linéaire pour donner à notre indicateur une valeur comprise entre 0 et 1 (avec 0 un faible respect des normes).



TAB. 1.6 – Statistiques de *LS*

Année	Moyenne	Min	Max	Ecart-type
1970	0.3805	-2.3504 (Norvège)	4.1953 (Oman)	1.43
1975	0.2741	-2.5156 (France)	3.4187 (Oman)	1.3970
1980	0.0912	-2.8492 (Norvège)	3.1242 (Afghanistan)	1.4063
1985	-0.0441	-2.8908 (Norvège)	2.9556 (Afghanistan)	1.4195
1990	-0.2943	-2.9667 (Norvège)	2.7800 (Guinée Equatoriale)	1.4081
1995	-0.4166	-2.9712 (Norvège)	2.4752 (Afghanistan)	1.3063

tendance. Nous observons par ailleurs que cette réduction de l'écart-type s'explique essentiellement par une plus faible amélioration des normes pour les pays ayant déjà un niveau de normes élevé. Cela peut s'expliquer par la nature des normes du travail étudiées ici. Les normes *fondamentales* ne peuvent s'améliorer indéfiniment. A partir d'un certain niveau, il est possible de considérer qu'un pays *respecte globalement* les normes fondamentales et voit donc la valeur de son indicateur stagner. Cela est en adéquation avec la justification faite par l'OIT dans sa définition des normes fondamentales du travail : *elles correspondent aux droits fondamentaux des travailleurs qui peuvent être appliqués partout, quelque soit le niveau de développement.*

### 1.4.3 Forces et limites de l'indicateur temporel de normes fondamentales du travail

Il existe plusieurs critères généralement utilisés pour juger de la validité d'un indicateur (Bollen et Paxton 2000). Ici, nous suivons la méthodologie de Kucera (2004) afin d'évaluer la pertinence de notre indicateur temporel.

Les critères sont les suivants :

- **Validité de la définition** : Est ce que la définition utilisée pour construire l'indicateur est en adéquation avec le phénomène qu'il est censé mesurer ?
- **Degré de variation suffisant** : Est-ce que l'indicateur comporte suffisamment de degrés permettant de capter d'importantes dimensions de variation ?

- **Caractère reproductible** : Dans quelle mesure des indicateurs distincts mesurant le même phénomène permettront d'arriver globalement aux mêmes résultats ?
- **Transparence** : Dans quelle mesure la valeur d'un indicateur et de ses composantes peut être reproduite à partir des sources d'informations individuelles ?
- **Biais d'évaluation** : Est ce que les valeurs de l'indicateurs reflètent des biais d'évaluations, avec par exemple, des évaluations favorisant des pays similaires ?
- **Biais d'information et autres problèmes liées aux sources d'informations** : Est ce que les sources contiennent systématiquement plus d'informations pour un groupe de pays par rapport à un autre, du fait de leur position régionale ou de la langue par exemple ?

#### 1.4.3.1 Validité de la définition

L'objectif est d'obtenir différents indicateurs basées sur les conventions *fondamentales* de l'OIT et sur la définition des normes fondamentales du travail telles qu'elles ont pu être définies dans la déclaration de l'OIT sur les principes et droits fondamentaux au travail.

L'indicateur de travail des enfants se basent sur les conventions de l'OIT 138 (Age minimum) et 182 (pires formes de travail des enfants)<sup>32</sup>. La convention 138 impose que l'age minimum d'entrée sur le marché du travail ne peut être inférieur à 15 ans (14 ans dans certains pays en développement). Notre mesure se concentre sur les enfants de moins de 14 ans qui travaillent. Il n'existe pas de mesure spécifique concernant les pires formes du travail des enfants mais nous pouvons supposer l'existence d'une corrélation entre niveau général de travail des enfants et degré de recours aux pires formes du travail des enfants.

L'indicateur sur la liberté d'association ne se base pas spécifiquement, du fait d'un manque de données, sur les résolutions 87 (liberté d'association et protection du droit à l'organisation) et 98 (droit à l'organisation et à la négociation collective). Ce problème est soulevé par Kucera (2004). Néanmoins, la liberté d'association et le droit à la négociation

---

<sup>32</sup>Cette expression "pires formes de travail des enfants" fait référence aux formes considérées comme intolérables, comme le travail forcé, l'exploitation sexuelle, les emplois mettant en danger la sécurité ou l'intégrité physique des enfants.

collective est une composante de l'indicateur de libertés civiles de Freedom House utilisé pour notre indicateur. Et l'indicateur de Freedom House semble le plus adapté à l'étude d'évolutions temporelles, ce qui n'est pas possible avec les indicateurs de Kucera (2004) et de l'OCDE (OCDE 1996).

L'indicateur de discriminations devrait se baser sur les conventions 100 (égalité de rémunérations) et 111 (discrimination dans l'emploi et l'occupation). Du fait de l'absence de données temporelles fiables sur les inégalités de revenu, notre indicateur ne répond qu'à la définition donnée dans la convention 111. Nous nous basons par ailleurs uniquement sur la discrimination de genre<sup>33</sup>.

L'indicateur concernant le comportement de ratifications mesure à la fois le nombre de conventions et de conventions fondamentales ratifiées, en donnant un poids plus important aux conventions fondamentales (dans l'esprit de ce que nous voulons mesurer ici).

L'indicateur agrégé comprend des mesures du travail des enfants, de la liberté d'association et de la discrimination, à savoir trois normes parmi les quatre repertoriées. Il est malheureusement impossible d'intégrer une mesure temporelle de travail forcé, pour les raisons évoquées précédemment.

### 1.4.3.2 Degré de variation suffisant

Dans le but de saisir à la fois les différences entre pays et les différences au cours du temps, nous ne construisons pas un indicateur agrégé par période mais gardons les mêmes mesures pour les différentes périodes. Toutes les variables utilisées sont continues, exceptée la liberté d'association pour laquelle nous avons sept classes. Cela nous permet d'obtenir des variations significatives au cours du temps et entre pays. L'indicateur agrégé, construit grâce à l'ACP est une variable continue avec une variabilité suffisante entre pays et au cours du temps.

---

<sup>33</sup>Voir une discussion sur ce point dans la section 1.3.1.

### 1.4.3.3 Caractère reproductible

Comme l'indicateur de Kucera (2004), notre indicateur est construit pour une utilisation dans des modèles économétriques. La crédibilité des résultats économétriques obtenus dépend donc de la crédibilité de l'indicateur utilisé et du caractère reproductible de notre indicateur. Pour tous nos indicateurs individuels, nous fournissons la source d'information utilisée. Les données viennent principalement d'organisations internationales et peuvent être considérés comme les plus fiables précisément à des fins de comparaisons internationales. Par ailleurs, cet indicateur est principalement basé sur des mesures quantitatives et non qualitatives des normes du travail. Cela facilite la reproduction d'un tel indicateur, celui-ci pouvant être aisément calculé et vérifié à partir des sources et de la méthode présentée ici.

### 1.4.3.4 Transparence

L'ensemble des sources utilisées pour construire l'indicateur sont publiques et accessibles librement. La méthode semble donc convenir au critère de transparence.

### 1.4.3.5 Biais d'évaluation

Bollen et Paxton (2000) montrent qu'un biais d'évaluation est une source significative d'erreurs systématiques de mesure pour un certain nombre d'indicateurs de démocratie, dont celui de Freedom House. Le principal biais d'évaluation est ce que Bollen et Paxton appelle "la proximité de situation". Cette proximité de situation reflète le problème à attribuer un score basé sur une comparaison avec la situation propre au pays de l'évaluateur, celui-ci étant plus ou moins sensible à des caractéristiques propres à son pays. Afin de limiter ce biais d'évaluation, nous basons notre étude sur les normes fondamentales du travail qui font l'objet d'un large consensus international, reconnu par les organisations internationales et défendu non uniquement par les pays développés mais également très largement par les pays en développement reconnaissant la légitimité de la définition de telles normes. La définition sur laquelle nous basons notre étude ne peut donc être considérée comme propre aux pays développés, contrairement à d'autres indicateurs de normes du travail mesurant

un certain nombre de critères comme le salaire minimum, la législation sur le travail ou le nombre d'heures travaillées par exemple.

Une difficulté se présente cependant concernant l'indicateur de liberté d'association basé sur la mesure de libertés civiles de Freedom House. La recherche d'une mesure objective de la liberté d'association disponible sur données temporelles semble à cet égard particulièrement importante, une telle mesure étant non-disponible aujourd'hui.

### **1.4.3.6 Biais d'information et autres problèmes liées aux sources d'informations**

NRC (2004) considère qu'il existe deux principales difficultés concernant les données sur les normes du travail. La première d'entre elle est que la plupart des données reflètent les conditions dans le secteur formel, et ignorent donc les conditions souvent plus mauvaises dans les zones rurales ou dans le secteur informel dans les pays en développement. Néanmoins, comme le souligne Kucera (2004), cet indicateur servira à mesurer économétriquement les effets des normes essentiellement dans le secteur formel. Une analyse spécifique peut-être nécessaire sur les liens entre normes du travail et secteur informel<sup>34</sup>. La seconde difficulté est que la plupart des sources ne fournissent pas des informations comparables entre pays et entre différentes périodes. Mais nous avons retenu ici uniquement des données permettant justement cette double comparaison entre pays et au cours du temps.

Le département du Travail américain utilise ainsi différents critères pour intégrer des données quantitatives dans sa base de données WebMILS (Monitoring International Labour Standards<sup>35</sup>) :

- Les données doivent être collectées dans des recensements et enquêtes fiables
- Les données sont de couverture nationale
- Les données sont disponibles à différentes périodes de manière à pouvoir faire dégager des tendances. Tout changement nécessaire dans la définition des variables doit être complètement justifiée et documentée.

---

<sup>34</sup>Voir le chapitre 4 de cette thèse.

<sup>35</sup>Disponible sur le site : <http://www.dol.gov/ilab/webmils/>

Les données internationales que nous utilisons respectent les critères énoncés ici. Par exemple, concernant l'indicateur DISCRI, nous choisissons de ne pas prendre en compte les données de salaires du fait de leur manque de fiabilité et de cohérence au cours du temps ainsi que de la difficulté d'obtenir des données comparables entre pays. De même, concernant le taux de scolarisation ou le taux d'alphabétisation, nous fournissons des données entre 1970 et 1995 de manière à avoir des données construites selon la même méthodologie<sup>36</sup>.

## 1.5 Les Normes du travail et développement, quelques faits stylisés

Nous venons de présenter les deux principaux indicateurs qui nous permettront de mesurer économétriquement les effets des normes fondamentales du travail sur différents aspects du développement économique. Avant cela, et à titre d'illustration, nous jugeons utile de présenter quelques faits stylisés construits à partir de l'indicateur non-temporel détaillé en section 1.3 en lien avec différents aspects du développement humain.

L'amélioration des conditions de travail a été historiquement associée avec l'idée de progrès de qualité de la vie et il est généralement accepté que ce processus fait partie intégrante de ce que le PNUD appelle "le développement humain"<sup>37</sup>. Le *Rapport sur le Développement Humain* de 1999 argumente ainsi fortement en faveur d'une approche basée sur les Droits pour le Développement, et accorde une attention particulière aux normes du travail et aux conditions d'emploi. La Banque Mondiale adopte une approche en partie similaire dans son *Rapport sur le Développement dans le Monde* de 2000.

---

<sup>36</sup>La méthodologie de ces données est CITE 76. Après 1998, l'UNESCO a changé ses critères et adopté CITE97. Voir [http://www.uis.unesco.org/ev\\_fr.php?ID=3813\\_201&ID2=DO\\_TOPIC](http://www.uis.unesco.org/ev_fr.php?ID=3813_201&ID2=DO_TOPIC) pour plus de détails. Cela ne sera pas sans problème pour une extension de notre indicateur après 1995.

<sup>37</sup>"Le développement Humain est beaucoup plus qu'une simple augmentation ou baisse du revenu national. Il s'agit de créer un environnement dans lequel les individus peuvent développer leurs pleines potentialités et mener une vie productive et créative en accords avec leurs besoins et intérêts. (...) Le développement revient donc à étendre le choix des individus afin qu'ils puissent mener une vie en accord avec leurs valeurs. Cela est bien plus que la croissance économique"(PNUD 2007)

La mesure la plus connue du développement humain est sans conteste l'Indicateur de Développement Humain (IDH) développé par le PNUD en 1990. Malgré ses qualités, l'IDH a soulevé plusieurs critiques, la principale d'entre elles étant que le concept de développement humain est beaucoup plus vaste que les seules variables incluses dans l'IDH (Pib/Hab, taux d'alphabétisation et taux de scolarisation, espérance de vie). Il est cependant très difficile d'améliorer cet indice sachant que celui-ci est d'ors-et-déjà redondant (Paul 1996, Biswas et Caliendo 2002, Calhill 2005). Il peut donc être intéressant d'étudier les autres aspects du développement humain et d'en chercher empiriquement les liens avec l'IDH. Ici, nous nous concentrerons sur l'étude des liens entre des indicateurs généralement acceptés comme mesurant un aspect du développement humain et le respect des normes fondamentales du travail mesuré par l'indicateur non-temporel agrégé, présenté dans la section 1.3.

- **Dimension économique** : ln PIB par habitant (PPA, constant 1995 international \$), croissance annuelle du PIB par habitant, service de la dette totale (revenu national brut), commerce de biens (% du PIB), IDE (% PIB), Aide (% RNB), surface cultivable (% surface terres).
- **Dimension Humaine** : IDH, taux de scolarisation dans le secondaire, espérance de vie
- **Dimension Sociale** : indice de GINI, Pourcentage de pauvres, indice de fractionation ethnique, WWS indice de confiance parmi la population
- **Dimension institutionnelle** : indice agrégé de normes sociales, Risk rating (ICRG), indice agrégé de démocratie (POLITY), Compétitivité du recrutement exécutif (XRcomp), indépendance opérationnelle du chef du pouvoir exécutif (Xconst). Nous proposons également de mesurer le statut des non-élites : compétitivité de la participation (Parcomp), et ouverture du recrutement exécutif (XRopen). Deux variables sont également retenues : le nombre de radios ( $\ln(\text{radio}/1000\text{hab})$ ) et le nombre de journaux quotidiens (pour 1000 personnes) comme approximation de l'accès à l'information.

La relation entre ces différents indicateurs est complexe et multiple. Il est par contre largement admis que certaines de ces relations sont redondantes. Nous utilisons donc ici une méthode multivariée permettant de décrire et d'analyser une série de variables statistiques

en prenant en compte toutes les corrélations entre elles. Il est par ailleurs possible de construire des indicateurs agrégeant différentes variables qui sont très corrélées entre elles. Dans le détail, nous proposons une analyse en composante principale (ACP) sur les neuf variables institutionnelles et une analyse en correspondance multiple (ACM) sur les cinq variables de normes du travail. Dans les deux cas, les résultats sont satisfaisants dans la mesure où le pourcentage de variance expliquée par le premier axe est significativement supérieur à celui des autres facteurs.

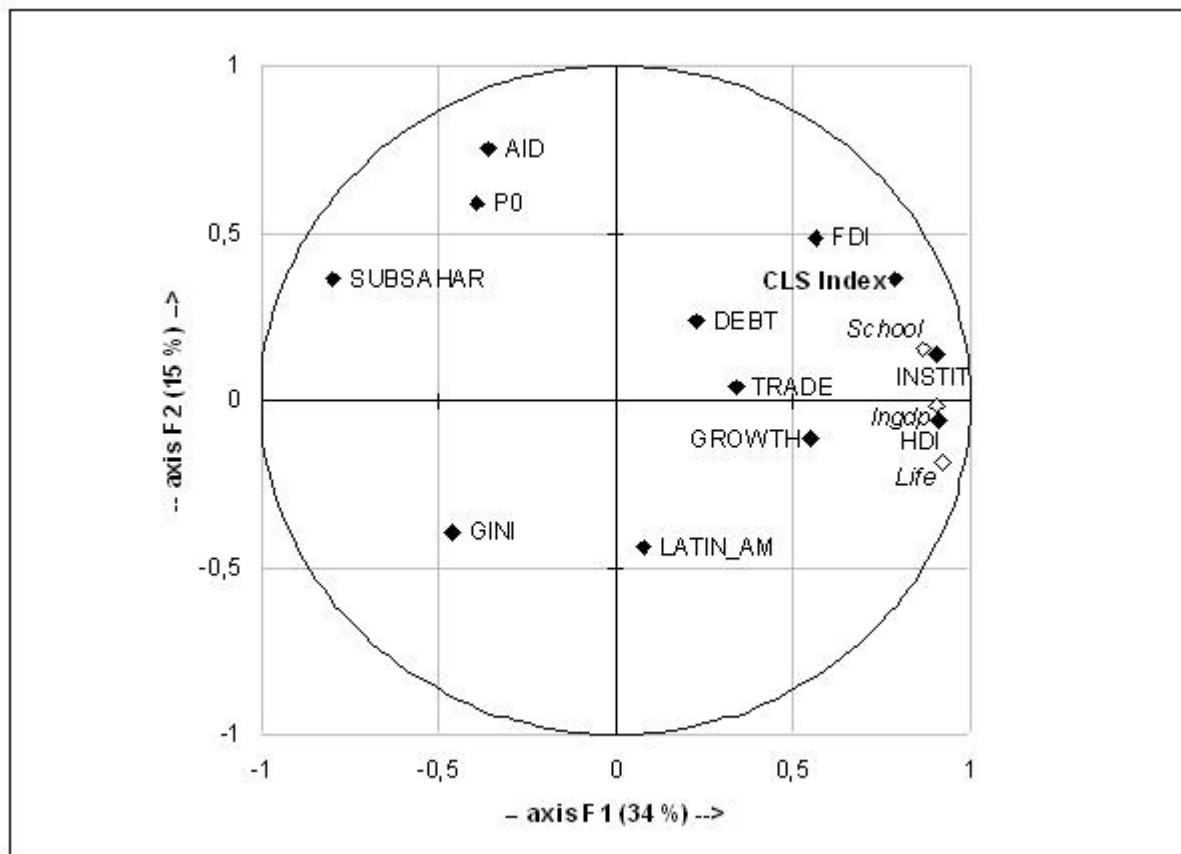
Un résumé de l'ACP est donné dans le tableau A.2. Le test de sphéricité de Bartlett indique que la corrélation globale entre les variables est significative, ce qui justifie l'utilisation d'une ACP. Ce test suggère aussi que le premier facteur (F1) est une bonne variable synthétique pour toutes les variables. Nous pouvons donc interpréter cet axe comme un "axe de développement" car (i) la contribution de l'IDH à cet axe est la plus importante, et (ii) des valeurs élevées du côté droit de F1 suggère en fait un haut niveau de développement (voir figure 1.4). Par exemple, les pays qui ont des niveaux importants d'IDH, une croissance économique rapide (GROWTH), et une bonne qualité des institutions (INSTIT) forment un groupe très distinct d'un groupe de pays avec forte pauvreté (P0), forte dépendance à l'aide (AID) ou importantes inégalités (GINI).

Lorsqu'une variable a une position proche d'une autre variable sur le graphique 1.4, les deux variables sont alors positivement et significativement corrélées. Il apparaît donc clair que l'IDH peut apparaître comme redondant sachant que les variables de revenu (LNGDP), de scolarisation (SCHOOL2) et d'espérance de vie (LIFE) sont dans le même périmètre.

La relation entre l'indicateur de normes du travail (CLS index) et la plupart des variables de développement confirme l'existence d'une corrélation forte entre normes du travail et développement humain (défini par l'axe F1). Le graphique 1.5 montre les différents nuages de points entre le niveau de normes et six variables de développement. Il apparaît que l'indice de Normes du travail est positivement corrélé avec le niveau d'IDE. Cela confirme d'autres études comme celle de Sarna (2005). L'indicateur de normes sociales est corrélé avec l'IDH et donc avec chacune de ses composantes.



FIG. 1.4 – Résultats de l'ACP : Normes et Développement Humain



A ce stade, nous observons donc une corrélation forte en normes sociales et différentes mesures de développement. Il est évidemment impossible à partir de ces faits stylisés de conclure quant à l'existence d'un quelconque lien de causalité entre les différentes variables. Nous étudierons dans les chapitres suivants la nature de ces liens.

## 1.6 Conclusions du premier chapitre

Un consensus international a émergé au cours de la seconde moitié des années 1990 visant à reconnaître, parmi l'ensemble des normes internationales codifiées par l'Organisation Internationale du Travail, quatre normes reconnues "fondamentales" et applicables à tous les pays quelque soit leur niveau de développement. Ces quatre normes sont : (1) l'interdiction

du travail forcé, (2) la liberté d'association et le droit à l'organisation et à la négociation collective, (3) l'élimination de l'exploitation des enfants, et (4) la non-discrimination dans l'emploi.

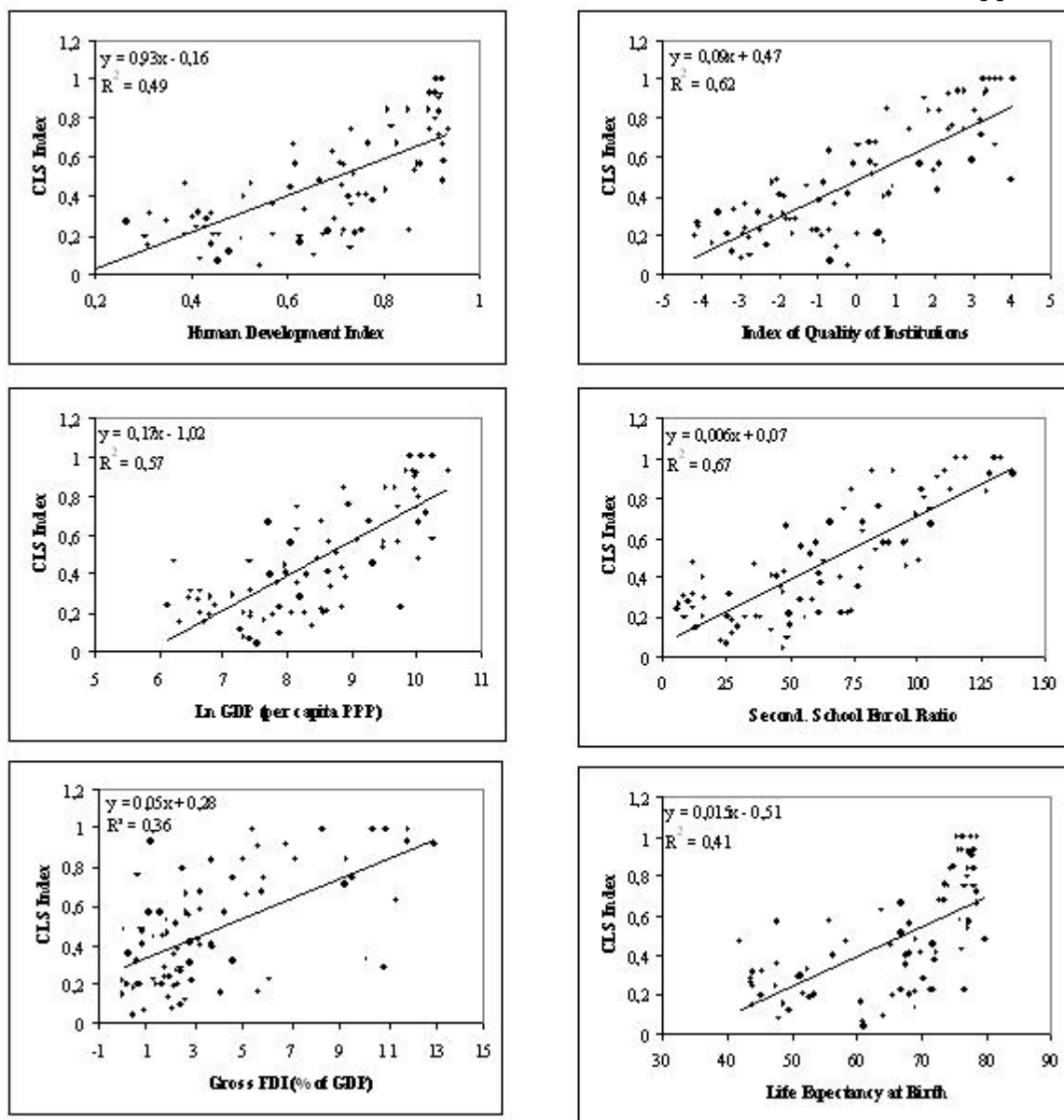
Les études empiriques sur les effets des normes du travail se devaient de prendre en compte la focalisation des organisations internationales sur ces normes fondamentales.

Nous proposons deux indicateurs visant à mesurer le respect effectif des normes du travail : un indicateur se basant sur une estimation du respect effectif des quatre normes du travail, disponible pour une période mais pour un large nombre de pays (165). Le second indicateur se base sur un nombre plus limité de pays (123) et ne peut pas prendre en compte l'ensemble des informations comprises dans le premier indicateur. Mais cet indicateur est disponible de 1970 à 1995 par période de cinq ans. Il s'agit à notre connaissance d'une première estimation du niveau de respect des normes fondamentales du travail sur une période longue.

Par rapport aux indicateurs existants, nos deux indicateurs présentent l'avantage d'être agrégés par analyse factorielle (analyse en correspondance multiple pour le premier, analyse en composante principale pour le second). Ces méthodes permettent de donner de manière endogène un poids à chacun de nos indicateurs individuels en fonction des tendances communes existantes entre les pays. Leur principal mérite de ces méthodes d'agrégation est qu'il permet de minimiser les erreurs de mesure inhérentes à ce type de données, en se concentrant sur l'étude d'une tendance commune que nous identifions ici comme le niveau global de respect des normes fondamentales du travail.

Ceci nous permet de mettre en avant les liens existant entre normes du travail et développement qui seront développés tout au long de cette thèse. Ce premier chapitre souligne la corrélation positive entre normes du travail et différentes composantes du développement. Bien qu'il soit impossible d'établir quelque conclusion sur le lien de causalité pouvant exister entre les différentes variables, ces premières observations amènent à se pencher plus en détail sur les relations économiques entre ces dernières.

FIG. 1.5 – Corrélations entre l'indicateur de normes et des variables de développements



## Chapitre 2

# Normes Fondamentales du Travail et Revenu de long-terme

“Garantir la liberté syndicale et la négociation collective peut considérablement améliorer l’efficacité du marché du travail et les performances économiques. Les raisons économiques et sociales de bannir l’esclavage ainsi que toute forme de travail forcé sont également évidentes.”

---

Banque Mondiale (2004, p.131)

### 2.1 Introduction

La<sup>1</sup> question des normes du travail est loin d’être une question nouvelle. Nous avons vu la demande de normes augmenter parallèlement au processus de mondialisation des échanges et de la production. Beaucoup de pays développés et de syndicats demandent d’intégrer une clause sociale (Granger et Siroën 2005) dans les accords commerciaux internationaux. L’idée sous-jacente est que le commerce international exerce une pression à la baisse sur les normes du travail dans les pays développés qui permet aux pays en développement d’obtenir

---

<sup>1</sup>L’essentiel de ce chapitre se base sur un article à paraître dans la revue *World Development* (Bazillier 2008).

un avantage comparatif 'injuste'. Dans cete perspective, une coordination internationale permettrait d'atteindre simultanément une libéralisation commerciale et un renforcement des normes du travail (Beaulieu et Gaisford 2001). Bagwell et Staiger (2000) démontrent que des négociations internationales sur les tarifs seulement mèneraient à un résultat sous-optimal caractérisé par libéralisation partielle et baisse des normes du travail. Ils proposent différentes approches de négociations multilatérales qui permettraient aux gouvernements d'atteindre un résultat efficace en terme de libéralisation commerciale et de renforcement des normes du travail.

Jusqu'à présent, le débat s'est largement concentré sur le lien entre normes du travail et commerce international. Néanmoins, cette approche comporte un certain nombre de limites. En premier lieu, les pays en développement sont dans l'ensemble contre toute forme de liens entre commerce international et normes du travail, par crainte d'une nouvelle forme de "protectionnisme caché"<sup>2</sup>. En deuxième lieu, les sanctions commerciales peuvent être contre-productives dans la mesure où elles frappent les individus qu'elles seraient censées aider (Maskus 1997, Srinivisan 2004, Brown, Deardorff, et Stern 1996, Brown 2000). Beaucoup d'auteurs (Griswold 2001, Committee for Economic Development 2001) considèrent que le meilleur moyen d'améliorer les normes du travail est de libéraliser le commerce (argument du caractère endogène des normes du travail). Enfin, nous considérons qu'il est insuffisant d'étudier le phénomène global du non-respect des normes du travail uniquement du point de vue du lien avec le commerce international. Les pays qui ont de très faibles normes du travail sont souvent également peu intégrés dans le commerce international. Par ailleurs, les secteurs exportateurs ont souvent de meilleurs normes que les autres (Brown, Deardorff, et Stern 2003)

Nous cherchons donc à étudier ici les liens entre normes du travail et revenu de long-terme. L'amélioration des normes du travail est en effet susceptible d'avoir des conséquences importantes sur les déterminants du revenu de long-terme. Les opposants à la clause sociale

---

<sup>2</sup>Cette opposition des pays en développement explique pourquoi la question des normes fondamentales du travail est formellement exclue des négociations multilatérales et de l'agenda de Doha. Cependant, cette question des clauses sociales réapparaît dans la négociations des accords bilatéraux (Granger et Siroën 2005)

à l'OMC considèrent aussi que de faibles normes du travail sont une condition pour le développement des pays les plus pauvres (du fait de leur avantage comparatif dans la main-d'oeuvre non qualifiée). Il est donc intéressant d'étudier la réalité économique de telles relations.

Dans une première partie de ce chapitre, nous chercherons à déterminer l'impact des normes fondamentales du travail sur le revenu par habitant de long-terme. Nous utilisons ici un modèle du type Mankiw, Romer, et Weil (1992) que nous modifions afin d'intégrer l'impact potentiel des normes fondamentales du travail. L'objectif est d'évaluer les effets de long-terme d'un meilleur respect des normes fondamentales du travail. Nous estimerons donc l'équilibre de long-terme pour différents pays<sup>3</sup>.

Dans un deuxième temps, nous proposons des estimations en panel de ces effets afin de contrôler de l'hétérogénéité inobservée. Nous proposerons une estimation en contrôlant des effets fixes pays et années. Nous montrerons que les estimations sont de meilleures qualités dès lors que nous approximations les effets fixes pays et calculerons donc les effets d'une déviation d'un écart-type *within* des normes du travail.

## 2.2 Impact des Normes Fondamentales du Travail et Revenu par Habitant de Long-Terme<sup>4</sup>

### 2.2.1 Effets attendus des normes du travail

Les normes du travail sont supposés avoir des effets complémentaires sur le revenu par tête. Il y a trois principaux déterminants du revenu : la productivité<sup>5</sup>, l'investissement en capital humain, et l'investissement en capital physique.

---

<sup>3</sup>Nous estimerons ce modèle pour l'année 1996 pour un échantillon large de pays (104), puis nous restreindrons l'échantillon aux seuls pays en développement

<sup>4</sup>Cette section se base sur un article à paraître dans la revue *World Development* (Bazillier 2007)

<sup>5</sup>Dans le modèle Mankiw, Romer, et Weil (1992), la productivité totale des facteurs est égale pour tous les pays. Cette hypothèse a été largement critiquée (Cohen et Soto 2002, Hall et Jones 1999). Nous considérons que cela n'a pas d'impact sur ce que nous cherchons à mesurer ici à savoir l'impact global sur le revenu de long-terme et non l'impact sur chacun des déterminants du revenu.

Concernant la productivité, la liberté d'association et l'abolition du travail forcé, de la discrimination et du travail des enfants sont supposées avoir un effet positif. Les syndicats apportent aux salariés la capacité de donner son avis sur les décisions de management, rendant plus probable la résolution des différends par la discussion, plus que par le conflit. Par ailleurs, la syndicalisation réduit la rotation du personnel. Les salariés seront mieux à même de développer des compétences spécifiques à l'emploi et les employeurs seront plus enclins à investir dans la formation de long-terme. Ces deux aspects auront tendance à renforcer la croissance de la productivité. Aidt et Tzannatos (2002) considère que la négociation collective favorise la coordination. Ils montrent que la plupart des études sur la question mettent en avant que la négociation collective exercée de manière coordonnée était associée à des performances macroéconomiques accrues<sup>6</sup>. Martin et Maskus (2001) montrent que si les marchés sont compétitifs, il est plus probable que les droits d'association augmentent la production et la compétitivité en améliorant la productivité.

Les discriminations sur le marché de l'emploi empêchent une allocation efficace du travail entre employeurs et travailleurs. Les économies sont bien plus productives dès lors que les emplois sont alloués sur la base des compétences et de l'abilité plutôt que sur la base de la race ou du sexe (Brown, Deardorff, et Stern 1996, Maskus 1997, OCDE 1996).

Le travail des enfants et le travail forcé augmentent l'offre de travail peu cher ou gratuit dans le pays, ce qui pousse à la baisse l'ensemble des salaires. Un accès facile à une main d'oeuvre bon marché supprime les incitations pour les entreprises à réduire leur coût en développant ou adoptant de nouvelles technologies. La croissance de la productivité peut s'en trouver réduite.

Globalement, nous attendons un impact positif des normes fondamentales du travail sur la productivité.

Concernant le capital humain : le travail des enfants, la discrimination, le travail forcé, et la liberté d'association sont susceptibles d'avoir un effet sur le revenu de long-terme. Le

---

<sup>6</sup>Pour les pays OCDE, ils trouvent que les pays avec un système de négociation collective ont de meilleures performances économiques que les pays avec des systèmes moins coordonnés dans les années 1970 et 1980. Les résultats pour les années 1990 sont plus ambigus, ce qui s'explique, selon les auteurs, par des effets dynamiques plus importants que les effets statiques.

fait que les enfants travaillent dans des emplois à faible salaire plutôt que d'être scolarisé empêchera la croissance du stock national de capital humain (Maskus 1997).

Concernant la discrimination, nous considérons que la discrimination dans l'emploi est fondamentalement liée à la discrimination dans l'éducation<sup>7</sup>. L'éradication de la discrimination dans l'emploi pourra avoir des effets incitatifs sur l'éducation des femmes et des minorités.

L'abolition du travail forcé jouera également en faveur du capital humain dans la mesure où il est hautement probable que les travailleurs forcés soient sur-éduqués pour 'l'emploi' qu'ils occupent.

Enfin concernant la syndicalisation, du fait de la réduction de la rotation du personnel, les salariés seront mieux à même de développer des compétences spécifiques à l'emploi et les employeurs seront plus enclins à investir dans la formation de long-terme. Cela jouera également en faveur de l'accumulation du capital humain.

Concernant l'investissement en capital physique, seuls des effets indirects peuvent être attendus.

### **2.2.2 Le modèle Mankiw Romer et Weil (MRW) augmenté des normes sociales**

Nous utilisons le modèle de croissance de Solow (1956), augmenté du capital humain (Mankiw, Romer, et Weil 1992)<sup>8</sup>. Plusieurs auteurs ont ainsi cherché à mesurer l'influence d'autres facteurs sur le revenu de long-terme en utilisant ce modèle (Voir par exemple Murdoch et Sandler (2002) pour une étude sur l'impact des guerres civiles).

Cette étude empirique mesurera donc l'impact des normes fondamentales du travail sur le revenu de long-terme via des effets de *spillover* sur les différents facteurs de productions.

La fonction de production est la suivante :

---

<sup>7</sup>Voir présentation de l'indicateur *Discri* dans la section 1.3.1.

<sup>8</sup>Islam (1995) fournit un excellent résumé du modèle MRW.



$$Y_t = K_t^\alpha H_t^\varphi (L_t A_t)^{1-\alpha-\varphi} \quad (2.1)$$

Où  $Y_t$  est le PIB,  $K_t$  est le stock de capital physique,  $H_t$  est le stock de capital humain,  $L_t$  est la population et  $A_t$  représente le niveau de technologie (ici la productivité du travail).

Soient  $s_k$  la part du revenu investi dans le capital physique, et  $s_h$  la part du revenu investi dans le capital humain. L'évolution de l'économie est déterminé par :

$$\dot{k}_t = s_k y_t - (n + g + \delta)k_t \quad (2.2)$$

$$\dot{h}_t = s_h y_t - (n + g + \delta)h_t \quad (2.3)$$

Avec  $y = Y/AL$ ,  $k = K/AL$ ,  $h = H/AL$  et  $ls = LS/AL$ , les quantités par unité effective de travail,  $\delta$  le taux de dépréciation,  $g$  le taux de croissance de la productivité exogène,  $n$  la croissance de la population. Suivant MRW (1992), nous considérons que la même fonction de production s'applique au capital humain, au capital physique et à la consommation. Une unité de consommation peut être transformée sans coût en une unité de capital physique ou de capital humain. Nous considérons par ailleurs que le capital humain se déprécie au même taux que le capital physique.

Nous supposons que  $\alpha + \beta + \chi < 1$ , ce qui implique que les deux formes de capital ont des rendements décroissants. Les équations 2.2 et 2.3 implique que les économies convergent vers un état stationnaire défini par :

$$k^* = \left( \frac{s_k^{1-\beta} s_h^\beta}{n + g + \delta} \right)^{1/(1-\alpha-\beta)} \quad (2.4)$$

$$h^* = \left( \frac{s_h^{1-\alpha} s_h^{1-\alpha-\chi} s_{ls}^\chi}{n + g + \delta} \right)^{1/(1-\alpha-\beta-\chi)} \quad (2.5)$$

En substituant les équations 2.4 et 2.5 dans la fonction de production 2.1 et en transformant en log, nous obtenons une équation définissant le revenu par tête :

$$\ln \frac{Y_t}{L_t} = \ln A(0) + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha-\beta} \ln(s_k) - \frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(n+g+\delta) + \frac{\beta}{1-\alpha-\beta} \ln(s_h) \quad (2.6)$$

Une méthode alternative permet d'exprimer l'impact du capital humain sur le revenu de long terme. En combinant l'équation 2.6 avec l'équation de l'équilibre stationnaire 2.4, nous pouvons déterminer une équation des déterminants du revenu de long-terme en fonction du taux d'investissement en capital physique, du taux de croissance de la population et du *niveau* de capital humain.

$$\ln \frac{Y_t}{L_t} = \ln A(0) + gt + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s_k) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n+g+\delta) + \frac{\beta}{1-\alpha} \ln(h^*) \quad (2.7)$$

En considérant que les pays sont proches de leur Etat stationnaire, MRW utilisent cette équation pour estimer comment les différences d'épargne, d'accumulation de capital humain et de croissance de la population active peuvent expliquer les différences de revenu par tête entre pays. En général, une fois le capital humain introduit dans le modèle, le modèle réussit relativement bien à expliquer les différences de revenu entre pays.

Islam (1995) relève que le modèle MRW se base sur une hypothèse centrale. Hormis les variables d'investissement, de capital humain et de croissance de la population, l'équation 2.7 contient le terme  $\ln A(0) + gt$ . Le taux exogène de progrès technologique  $g$  est considéré comme étant identique pour tous les pays et puisque nous sommes en coupe transversale,  $t$  est une constante. Cela n'est pas le cas pour  $A(0)$ . MRW précise à cet égard que *"le terme  $A(0)$  reflète non seulement la technologie mais également les dotations, le climat, les institutions (...), qui peuvent donc varier entre les pays"*. Ils posent donc la relation

suivante :

$$\ln A(0) = a + \epsilon \quad (2.8)$$

où  $a$  est une constante et  $\epsilon$  les effets spécifiques au pays. A partir de cette relation, l'équation 2.7 peut être réécrite :

$$\ln \frac{Y_t}{L_t} = a + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s_k) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n+g+\delta) + \frac{\beta}{1-\alpha} \ln(h^*) + \epsilon \quad (2.9)$$

A ce stade, MRW font l'hypothèse que  $\epsilon$  est indépendant des variables explicatives, ce qui leur permet d'estimer leur modèle en MCO. MRW apportent plusieurs justifications à cette hypothèse forte. Tout d'abord, cette hypothèse est celle généralement retenue dans les modèles de croissance. Deuxièmement, dans les modèles où l'investissement, le capital humain et la croissance de la population sont endogènes mais les préférences isoélastiques, les variables explicatives sont indépendantes de  $\epsilon$ . Troisièmement, comme la spécification définit non seulement le signe mais également l'amplitude des différents coefficients, les résultats économétriques permettront à la fois de tester l'hypothèse jointe de validité du modèle et l'hypothèse d'indépendance de  $\epsilon$  par rapport aux variables explicatives.

### 2.2.3 Spécification empiriques et données

A partir de l'équation 2.9, et utilisant la méthodologie utilisée par Murdoch et Sandler (2002), nous proposons l'équation estimable suivante construite dans le but de mesurer les effets des normes du travail ( $ls$ ) sur le revenu par-tête de long-terme :

$$\ln(y_{96}) = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(s_K) + \gamma_2 \ln(n_i + g + \delta) + \gamma_3 \ln(h^*) + \gamma_4 \ln(ls) + \hat{\epsilon} \quad (2.10)$$

Avec théoriquement :  $\gamma_1 = -\gamma_2 = \frac{\alpha}{1-\alpha}$ ,  $\gamma_3 = \frac{\beta}{1-\alpha}$ , et où  $ls$  est la valeur de notre

indicateur agrégé de normes du travail.

Nous considérons ici que les normes du travail peuvent constituer un des facteurs spécifiques à chaque pays, compris dans  $A(0)$ . Notre spécification constitue donc une décomposition du terme  $\epsilon$  de l'équation 2.9 qui représente chez MRW les spécificités propres des pays.

En effet, il est possible, à partir de la forme estimable présentée dans l'équation 2.10, de retrouver l'équation 2.9 en posant la relation :

$$\epsilon = \gamma_4 \ln(ls) + \hat{\epsilon} \quad (2.11)$$

Suivant MRW, nous posons  $g + \delta = 0.05$ . Le modèle est estimé pour l'année 1996 et pour deux échantillons : un échantillon de 104 pays regroupant pays en développement pays développés et un échantillon de 80 pays regroupant uniquement les pays en développement.

Les données utilisées proviennent de différentes sources : (i) The Penn World Tables Mark 6.1 (PWT) (Heston, Summers, et Atten 2002), (ii) Barro et Lee (1996) et Barro et Lee (2000), et (iii) notre indicateur de normes du travail. Nous utilisons le PIB par habitant, mesuré en dollar constant (RGDPL) dans Heston, Summers, et Atten (2002) pour mesurer le revenu. La variable d'investissement est la moyenne des ratio d'investissement entre 1960 et 1996. La variable de population est la moyenne annuelle du taux de croissance de la population (variable POP dans PWT). Pour la variable de capital humain, nous prenons le *niveau à l'équilibre stationnaire*, mesuré par le pourcentage de la population de plus de 25 ans qui ont atteint un niveau d'enseignement secondaire (Barro et Lee, 1996 et 2000).

## 2.2.4 Instruments

### 2.2.4.1 Présentation des instruments

Si les normes du travail sont susceptibles d'avoir un impact significatif sur le revenu par habitant de long-terme, le revenu peut également avoir un impact sur le niveau de normes du travail. Il s'agit par ailleurs d'un des principaux arguments des opposants à

l'intégration d'une clause sociale à l'OMC. Casella (1996) considère que les différences de normes du travail sont en partie expliquées par des différences de revenu. La convergence des niveaux de revenu entraînerait donc une convergence endogène du niveau de normes du travail<sup>9</sup>. Ce problème d'endogénéité peut créer un biais dans l'estimation et doit donc être pris en compte dans la méthodologie économétrique. Le problème peut être résolu si nous trouvons un ou plusieurs instruments des normes du travail qui permet de corriger le biais d'endogénéité et de mesurer l'impact réel des normes du travail sur le revenu, en utilisant la méthode des double-moindres carrés (DMC). Cet ou ces instruments doivent être un facteur explicatif important des variations des normes du travail mais ne doit pas avoir d'effets directs sur la performance économique.

Nous proposons de tester ici la validité des instruments suivants : (1) un index combiné de démocratie (Polity IV) proposé par Gleditsch (2003)<sup>10</sup>, (2) la "compétitivité dans la participation politique" (capacité des non-élites à participer aux structures institutionnelles à des fins d'expression politique)<sup>11</sup>, (3) les contraintes sur le chef exécutif (indépendance opérationnelle du chef de l'exécutif)<sup>12</sup>, (4) l'ouverture dans le recrutement de l'exécutif (opportunité pour les non-élites d'atteindre des positions exécutives)<sup>13</sup>, (5) la "compétitivité dans le recrutement de l'exécutif" (degré selon lequel l'exécutif est choisi au travers d'élections libres)<sup>14</sup>. Toutes les données viennent de Gleditsch (2003). Nous prenons la moyenne de la variable pour la période 1990-2000<sup>15</sup>.

---

<sup>9</sup>Néanmoins, Casella (1996) considère que cette convergence est d'avantage expliquée par la demande sous-jacente de normes du travail que par le niveau de compétitivité. Voir également Maskus (1997) et Basu (1999).

<sup>10</sup>Voir Gleditsch et Ward (1997) pour une présentation détaillée de l'indicateur. Il s'agit d'un indicateur combiné de différentes sous-dimensions mesurant différents aspects de "l'autorité" (Compétitivité dans la participation politique, régulation de la participation politique, compétitivité dans le recrutement de l'exécutif, ouverture dans le recrutement de l'exécutif et contraintes sur le chef de l'exécutif).

<sup>11</sup>L'indicateur prend des valeurs comprises entre 0 et 5. Codification : Non applicable (0), supprimé (1), restreint (2), fractionnel (3), transitoire (4) et compétitif (5).

<sup>12</sup>Codification de 1 à 7 : pouvoir illimité (1), intermédiaire 3 (2), limitations modérées (3), intermédiaire 2 (4), limitations substantielles (5), intermédiaire 1 (6) et parité ou subordination (7).

<sup>13</sup>Codification de 1 à 7 : fermé (1), dual : héréditaire et désignation (3), dual : héréditaire et élections (5), élections (7).

<sup>14</sup>Codification de 1 à 3 : sélection (1), transitoire (2), élections (3).

<sup>15</sup>Gleditsch et Ward (1997) soulignent qu'il y a très peu de changements dans les degrés de démocratie pour chaque composante individuelle en courte période. En moyenne, il faut compter entre 20 et 30 ans avant de voir une pension pour les caractéristiques d'autorité à changer.

Le degré de démocratie (instrument 1) peut être vu comme un déterminant des normes du travail sans lien direct sur le revenu. Il existe un consensus en sciences politiques considérant l'existence d'un lien de causalité entre démocratie et Droits Humains. Carothers (1994) considère que la démocratie et les droits humains sont *"les deux faces d'une même pièce"*. L'ancien secrétaire général des Nations-Unies, Boutros-Boutros Ghali considère que *"les droits humains, l'égalité des droits et un gouvernement agissant sous couvert de la loi sont des attributs importants de la démocratie"* (Fox et Nolte 1995). Davenport et Armstrong (2004) note que la démocratie politique est vue comme "une" solution, et même comme "la" solution au problème de répression d'Etat (Dahl 1966, DeGre 1964, DeJouvenal 1945, Goldstein 1978, Rummel 1997, Russell 1993)<sup>16</sup>. Ils considèrent que au-delà d'un certain niveau, la démocratie influence négativement et quasi-linéairement la répression.

Des psychologues ont cherché à étudier le lien entre *perception* des droits humains et démocratie. Staerke, Clemence, et Doise (1999) considèrent que les individus vivant dans des régimes non-démocratiques sont plus enclins à accepter des violations des droits humains que les individus vivant dans des régimes démocratiques du fait de l'impact persuasive de l'information sur les jugements politiques des individus.

Enfin, l'OIT (1998) observe que *"l'expansion de la démocratie et de l'économie de marché a généralement eu lieu lorsque la liberté d'association était appliquée"*.

D'un autre côté, il n'y a pas de consensus sur le lien entre démocratie et revenu (OCDE 2004). Bardham (1993) énonce ainsi le dilemme fondamental : *"Les systèmes démocratiques peuvent en fait être plus susceptibles de faire pression vers des dépenses de consommation immédiate et d'autres demandes particulières qui peuvent être préjudiciables à l'investissement de long-terme. D'un autre côté, les décideurs autoritaires qui peuvent avoir la capacité à résister à de telles pressions peuvent décider d'en tirer profit personnellement, au détriment du surplus global de l'économie."* Les recherches empiriques n'ont par ailleurs pas clairement mis en avant de relation linéaire entre démocratie et revenu (Barro 1996, Barro 1997, Durham 1999).

---

<sup>16</sup>Voir Davenport et Armstrong (2004) pour une revue de littérature sur la question

Pour justifier le choix des instruments relatifs à la participation des non-élites (instruments 2 et 4), il est nécessaire de revenir sur la relation entre droits et normes et sur le processus d'élaboration de la norme. Honfeld établit une distinction entre 'les droits revendiqués' (*'claim rights'*) et les 'droits-libertés' (*'liberty rights'*). Lorsque le droit à agir d'un acteur est transféré par cet acteur (ou par d'autres) à d'autres acteurs, le premier acteur perd un 'droit-liberté' et l'autre acquiert un 'droit revendiqué'. Coleman (1990) considère qu'une norme concernant une action spécifique existe dès-lors que le droit défini socialement de contrôler l'action est détenu par d'autres. Une norme nécessite un consensus social qui place le droit dans les mains d'un groupe d'individus (le *corporate actor* pour reprendre la terminologie de Coleman). *"La genèse d'une norme est basée sur les externalités d'action qui ne peuvent être traitées par de simples transactions donnant le contrôle de l'action à ceux faisant face à cette externalité"*. La principale question est donc la suivante : comment la société définit le consensus social nécessaire à l'élaboration de ces normes ? Les droits fondamentaux des travailleurs, de par leur nature, visent à devenir des "normes" ainsi définie. Mais pour être appliquées, le gouvernement doit reconnaître ces droits aux individus. C'est pourquoi, comme vu précédemment, un régime démocratique est un facteur important pour mettre en place les normes du travail. Cependant, la nature démocratique du régime peut constituer une condition non-suffisante. Beaucoup de sociologues et de politologues ont étudié les relations de pouvoir au sein des sociétés. Mosca (1896) a ainsi analysé les structures organisées des élites au sein des sociétés. La caractéristique de ces élites est d'être un groupe minoritaire qui détient le pouvoir dans une relation de solidarité entre leurs leurs valeurs et intérêts communs. Mills (1956) établit une distinction entre classes sociales et élites en distinguant trois composantes à cette élite : une élite politique, une élite économique et une élite militaire, toutes reliées par des intérêts communs. Bourdieu et Passeron (1977) mettent en avant le pouvoir d'une "classe dominante" et la "violence symbolique" utilisée par cette classe dominante afin de transmettre à l'ensemble de la société leurs propres valeurs et croyances.

La nécessité d'améliorer les normes du travail peut ainsi être en contradiction avec les intérêts de cette élite dans la mesure où elles peuvent remettre en cause un avantage com-

paratif ou l'intérêt économique de certaines firmes. Si nous considérons que les individus qui bénéficieront d'une amélioration des normes du travail ne sont pas partie intégrante de cette élite, il semble primordial que les 'non-élites' puissent participer au processus démocratique, d'être en mesure d'accéder aux structures institutionnelles leur permettant d'avoir une expression politique or d'avoir l'opportunité d'accéder à des positions exécutives. C'est ce que Pareto (1916) appelle la rotation des élites.

Si nous considérons le système démocratique efficace, i.e. que l'objectif du gouvernement est de prendre en compte les intérêts collectifs du peuple, ou les intérêts des plus pauvres (Rawls 1971), l'élément crucial sera donc la capacité des non-élites à pouvoir s'exprimer plus que le changement systématique des élites.

Si l'intérêt des non-élites est d'améliorer les normes du travail, la participation politique des non-élites peut être un déterminant essentiel du niveau de normes du travail. Dans le même temps, la participation des non-élites n'est pas un déterminant des performances économiques. Ces variables peuvent donc être utilisées comme instruments.

Les deux autres instruments proposés (Compétitivité du recrutement de l'exécutif et indépendance opérationnelle du chef de l'exécutif) viennent compléter l'explication du niveau de normes du travail basé sur le niveau de démocratie et de participation des non-élites. La compétitivité du recrutement de l'exécutif permet d'assurer la possibilité aux non-élites d'être élus. Il s'agit également d'une condition pour le système démocratique de ne pas être oligarchique. L'indépendance opérationnelle du chef exécutif est l'un des principes fondamentaux de la démocratie (Montesquieu 1748).

Dans l'objectif de corriger d'une potentielle endogénéité, nous utilisons la méthode des double-moindres carrés avec les instruments proposés ci-dessus. Nous effectuons une série de tests pour évaluer la validité et la pertinence des instruments utilisés.

### 2.2.4.2 Pertinence des instruments

Un instrument est considéré comme *faible* s'il est faiblement corrélé avec les régresseurs endogènes. Pour adresser ce problème, nous réalisons un F-Test partiel de signification jointe



TAB. 2.1 – Pertinence des Instruments

	Instruments exclus	$R^2$ partiel	F-Stat
(1) Indicateur Polity combiné		0.0141	1.04 (0.31)
(2) Compétitivité de participation		0.2412	31.47 (0.000)
(3) Contraintes sur l'exécutif		0.0024	0.24 (0.62)
(4) Ouverture du recrutement de l'exécutif		0.00	0.00 (0.96)
(5) Compétitivité du recrutement de l'exécutif		0.004	0.42 (0.52)
P-values en parenthèses			

des instruments et calculons le  $R^2$  partiel pour la première étape de la régression. Staiger et Stock (1997) montrent que lorsque les instruments sont faiblement corrélés avec les régresseurs endogènes, les résultats asymptotiques conventionnels échouent même lorsque la taille de l'échantillon est importante. La méthode des DMC peut donc être biaisée et produire des intervalles de confiance incorrects. Si la  $F - Stat$  est inférieure à 10 lorsqu'il y a un seul régresseur endogène, cela signifie que nous sommes très probablement confrontés à un problème d'instrument faible. Baum, Schaffer, et Stillman (2003) montrent également que le test de Hansen de sur-identification peut-être biaisé en présence d'instruments faibles.

Les résultats de ces tests sont fournis dans la table 2.1.

La compétitivité de participation (instrument 2) est considéré seul comme un instrument pertinent. Tous les autres, hormis les contraintes sur l'exécutif (instrument 3), peuvent être utilisés comme instrument dès lors qu'ils sont associés avec l'instrument 2 (voir table 2.2).

### 2.2.4.3 Orthogonalité des instruments

Pour être valide, les instruments doivent être orthogonaux.

La matrice des variables instrumentales exclues (IVs) notée ici par  $z_i$  doit satisfaire les conditions usuelles : (i) être non-corrélée avec le terme d'erreur  $\epsilon_i$  et (ii) corrélée avec  $x_i$ . L'estimateur de variables instrumentales sera valide dès lors que  $E[z_i' \epsilon_i] = 0$ . Nous

nous basons tout d'abord sur le TEST DE HANSEN DE SUR-IDENTIFICATION. Le principal problème de ce test est qu'il est basé sur l'hypothèse forte qu'au moins un des instrument est exogène (Wooldridge 2002). Son pouvoir est par ailleurs particulièrement réduit en présence d'instruments faibles (Baum, Schaffer, et Stillman 2003). Pour prendre en compte la faiblesse du test de Hansen, nous proposons de (1) répéter le test en utilisant différentes combinaisons d'instruments et (2) réaliser le TEST DE HANSEN EN DIFFÉRENCE (Arcand, D'Hombres, et Gyselinck 2004). Cette statistique est simplement la différence entre deux statistiques de Hansen, la première associée à la spécification non-restreinte incluant les instruments 'suspects', et la seconde associée au modèle restreint qui utilise seulement des instruments 'non-suspects'.

La table 2.2 présente les résultats pour les différentes combinaisons d'instruments. Dans tous les cas, les restrictions de sur-identification ne sont pas rejetées avec le test de Hansen. Néanmoins, parcequ'il y a stricte identification, il n'est pas possible de tester l'orthogonalité de chaque instrument individuellement. En prenant un seuil de confiance de 25% pour rejeter l'hypothèse nulle<sup>17</sup>, l'ensemble de nos combinaisons d'instruments sont valides, exceptée la combinaison des instruments (2) et (3). Le test de Hansen en différence permet par ailleurs de confirmer la validité des instruments (1), (2), (4) et (5). Nous proposons donc à partir de ces résultats différentes combinaisons d'instruments considérés comme valides, conformément aux tests de Hansen et Hansen en différence, et pertinents, conformément au F-Test.

## 2.2.5 Estimations en double-moindres carrés

### 2.2.5.1 Effets des normes fondamentales du travail au niveau global

Nous estimons dans un premier temps l'équation 2.10 utilisant les variables instrumentales dans l'objectif d'obtenir des estimations de l'impact des normes fondamentales du travail sur le revenu par tête de long-terme<sup>18</sup>. En suivant les résultats des tests de validité et de pertinence des instruments, nous utilisons alternativement : la compétitivité de

---

<sup>17</sup>L'hypothèse nulle est que l'instrument ne soit pas valide.

<sup>18</sup>Toutes les variables sont en log.

TAB. 2.2 – Pertinence des Instruments

Instruments exclus	Test de Hansen	Diff-Hansen	Intrument testé	$R^2$ Partiel	F-Stat
			testé		
(1) and (2)	1.121 (0.29)			0.3785	29.84 (0.000)
(2) and (3)	3.041 (0.08)			0.35	26.38 (0.00)
(2) and (4)	0.454 (0.50)			0.2687	18.01 (0.00)
(2) and (5)	1.013 (0.31)			0.3115	22.17 (0.00)
(1), (2) and (4)	1.158 (0.56)	0.676 (0.41)	(1)	0.3788	19.71 (0.000)
(1), (2) and (4)	1.158 (0.56)	0.64 (0.42)	(2)	0.3788	19.71 (0.000)
(1), (2) and (4)	1.158 (0.56)	0.036 (0.85)	(4)	0.3788	19.71 (0.000)
(1), (2) and (5)	1.168 (0.56)	0.048 (0.83)	(5)	0.3815	19.95 (0.000)
(2), (4), (5)	1.032 (0.60)			0.3134	14.76 (0.000)
(1),(2),(4) and (5)	1.170 (0.76)			0.3893	15.30 (0.000)

P-values entre parenthèses

TAB. 2.3 – Résultats des estimations du revenu par tête stationnaire (1996) - Méthode DMC (Echantillon Monde)

<i>Variable dépendante :</i>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>y</i> <sub>1996</sub>						
<i>Instruments</i>	<i>IV</i> <sub>2</sub>	<i>IV</i> <sub>1,2</sub>	<i>IV</i> <sub>2,4</sub>	<i>IV</i> <sub>2,5</sub>	<i>IV</i> <sub>2,4,5</sub>	<i>IV</i> <sub>2,3,5</sub>
constante	2.88 (1.46)	1.99 (1.18)	2.57 (1.37)	2.21 (1.24)	2.19 (1.24)	2.01 (1.20)
Investissement	0.40 (2.75)***	0.43 (3.16)***	0.41 (2.89)***	0.42 (3.05)***	0.43 (3.06)***	0.43 (3.15)***
( <i>n + g + δ</i> )	-1.43 (-2.08)**	-1.67 (-2.75)***	-1.51 (-2.29)**	-1.62 (-2.55)**	-1.62 (-2.56)***	-1.67 (-2.75)***
Education	0.45 (4.61)***	0.46 (4.97)***	0.45 (4.73)***	0.46 (4.88)***	0.46 (4.89)***	0.46 (4.97)***
Normes du Travail	0.58 (3.42)***	0.47 (3.69)***	0.54 (3.44)***	0.50 (3.48)***	0.50 (3.49)***	0.48 (3.75)***
<i>Tests statistiques</i>						
	0.70	0.73	0.71	0.73	0.73	0.73
Test de Hansen	na	1.12 (0.50)	0.45 (0.31)	1.01 (0.68)	1.032 (0.60)	1.17 (0.76)
<i>R</i> <sup>2</sup> partiel (Instruments exclus)	0.24	0.38	0.27	0.31	0.31	0.39
F-test	31.47	29.84	18.01	22.17	14.76	15.30
Nombre d'observations	104	104	104	104	104	104
Significatif à * 10%, ** 5%, *** 1%						

participation (2), et des combinaisons de cet instrument avec le niveau de démocratie (1), l'ouverture du recrutement de l'exécutif (4) et la compétitivité du recrutement de l'exécutif (5). Les résultats des estimations sont donnés dans la table 2.3. Nous proposons dans un deuxième temps une équation restreinte, conformément au modèle théorique en imposant une valeur à la variable ( $n + g + \delta$ ). les résultats sont présentés dans la table 2.4.

Le coefficient de normes du travail est toujours fortement positif et significatif quelques soient les instruments choisis. Tout en contrôlant de l'endogénéité, et toutes choses égales par ailleurs, les normes fondamentales du travail ont un impact positif sur le revenu par tête de long-terme. En d'autres mots, différents pays peuvent connaître des sentiers de croissance différents selon leur niveau de normes du travail.

TAB. 2.4 – Modèle restreint (Echantillon Monde)

<i>Variable dépendante :</i> $y_{1996}$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Instruments</i>	$IV_2$	$IV_{1,2}$	$IV_{2,4}$	$IV_{2,5}$	$IV_{2,4,5}$	$IV_{2,3,5}$
Constante	5.44 (6.40)***	4.95 (6.74)***	5.34 (6.53)***	5.12 (6.61)***	5.11 (6.60)***	4.96 (6.80)***
Investissement - $(n + g + \delta)$	0.45 (2.89)***	0.50 (3.57)***	0.46 (3.03)***	0.48 (3.32)***	0.48 (3.33)***	0.50 (3.56)***
Education	0.47 (4.48)***	0.49 (5.00)***	0.47 (4.59)***	0.48 (4.82)***	0.48 (4.83)***	0.49 (4.99)***
Normes du Travail	0.68 (4.40)***	0.56 (4.56)***	0.66 (4.50)***	0.60 (4.48)***	0.60 (4.47)***	0.57 (4.65)***
$R^2$	0.67	0.70	0.68	0.69	0.69	0.70
Nombre d'observations	104	104	104	104	104	104

Significatif à \* 10%, \*\* 5%, \*\*\* 1%

Conformément au modèle théorique, la restriction imposée est :  $\gamma_1 = -\gamma_2 = \frac{\alpha}{1-\alpha}$

Le coefficient prend une valeur élevée avec une moyenne de 0.50, ce qui est plus important que les coefficients estimés d'éducation ou d'investissement. Pour donner une estimation quantitative de ces résultats, une variation d'un écart-type du log de la variable de normes de travail (0.88) entraînerait une augmentation du PIB par habitant de 44% (0.88\*0.50). En comparaison, si nous prenons 0.42 la moyenne du coefficient estimé de la variable d'investissement, une déviation d'un écart-type de cette variable entraînerait une augmentation du PIB par habitant de 25%. Et si nous prenons une moyenne de 0.46 pour le coefficient d'éducation, une déviation d'un écart-type entraînerait une augmentation de 42%. Le coefficient  $\beta$  standardisé<sup>19</sup> est également plus important pour les normes du travail que pour toute autre variable (0.39 pour les normes du travail, contre 0.36 pour l'éducation et 0.22 pour l'investissement).

L'importance de ces estimations quantitatives ne doit pas être sous-estimée. Néanmoins, il faut être conscient du fait qu'une déviation d'un écart-type est un changement très important pour un pays et ne peut se produire à court-terme. Par exemple, si nous prenons

---

<sup>19</sup>Le coefficient  $\beta$  standardisé est le coefficient obtenu en effectuant au préalable une standardisation de toutes les variables de manière à ce qu'elles aient toutes une moyenne de 0 et un écart-type de 1.

la valeur moyenne du log de la variable de normes du travail (3.51), avec une déviation d'un écart-type, la nouvelle valeur sera de 4.39. Un pays comme le Burundi a un niveau de normes du travail proche de 3.51 et un pays comme la Bulgarie a un niveau de normes du travail proche de 4.39. Une déviation d'un écart-type doit donc être vu comme un processus de long-terme pouvant entraîner un changement de structure de l'économie, tout particulièrement sur le marché du travail. Dans une perspective de long-terme, le pays adaptera ses modes de production à ces nouvelles normes. Une nouvelle spécialisation internationale pourra par exemple découler de ces changements structurels. De plus, nous avons vu que les normes du travail sont susceptibles d'avoir un impact important sur les déterminants du revenu. L'investissement, l'éducation ou la productivité peuvent ainsi réagir positivement à une amélioration des normes, ce qui aura des effets cumulatifs sur le revenu.

Nous ne pouvons à ce stade exclure le fait que d'autres mécanismes économiques jouent ici. Nous ne mesurons pas ici les effets spécifiques pays. Mais c'est pour minimiser ce problème que nous avons choisi un modèle traditionnel de croissance de manière à contrôler nos résultats avec les déterminants communément acceptés du revenu de long-terme.

Une autre limite réside dans une possible ambiguïté entre les variables de normes du travail et de capital humain. Les indicateurs de discrimination et de travail des enfants sont définis en prenant en compte des variables reliées au capital humain. Nous justifions ce choix par la nécessité de mesurer le respect effectif des normes du travail. Intégrer une variable d'éducation est nécessaire pour mesurer le niveau réel de travail des enfants. La discrimination dans l'éducation est également une composante essentielle et complémentaire à la discrimination dans l'emploi. Nous ne considérons pas que cela puisse influencer nos résultats pour deux raisons : tout d'abord, l'indicateur d'éducation inclu dans l'indicateur de travail des enfants (CL) est utilisé uniquement pour corriger d'un potentiel biais statistique dans l'utilisation de la variable 'pourcentage d'enfants travailleurs entre 10 et 14 ans', qui est la principale variable explicative de la valeur de l'index CL. Concernant l'indicateur de discrimination, nous utilisons uniquement la *différence* entre les taux d'alphabétisation et de scolarisation, et non le *niveau* en tant que tel.

Mais, plus généralement, il est incontestable que le capital humain et les normes du

TAB. 2.5 – Résultats des estimations du revenu par tête stationnaire (1996) - Méthode DMC (Pays en développement)

<i>Variable dépendante :</i>	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>y</i> <sub>1996</sub>						
<i>Instruments</i>	<i>IV</i> <sub>2</sub>	<i>IV</i> <sub>1,2</sub>	<i>IV</i> <sub>2,4</sub>	<i>IV</i> <sub>2,5</sub>	<i>IV</i> <sub>2,4,5</sub>	<i>IV</i> <sub>2,3,5</sub>
Constante	3.34 (2.31)**	2.88 (1.35)	3.11 (1.40)	2.89 (1.33)	2.89 (1.33)	2.93 (1.37)
Investissement	0.38 (2.63)***	0.40 (2.47)**	0.39 (2.25)**	0.40 (2.87)***	0.40 (2.87)***	0.39 (2.87)***
	-1.14 (-1.36)	-1.25 (-1.56)	-1.20 (-1.45)	-1.25 (-1.55)	-1.25 (-1.55)	-1.24 (-1.54)
Education	0.47 (4.85)***	0.48 (5.12)***	0.47 (4.98)***	0.48 (5.10)***	0.48 (5.11)***	0.48 (5.10)***
Normes du Travail	0.40 (2.31)**	0.32 (2.47)**	0.37 (2.25)**	0.33 (2.22)**	0.32 (2.23)**	0.33 (2.56)**
<i>Tests statistiques</i>						
	0.56	0.58	0.57	0.58	0.58	0.58
Test de Hansen	na	0.549 (0.46)	0.457 (0.50)	.847 (0.36)	0.848 (0.65)	0.855 (0.83)
<i>R</i> <sup>2</sup> (instruments exclus)	0.22	0.37	0.30	0.28	0.30	0.38
F-test	21.33	21.77	12.30	15.56	10.35	11.08
Nombre d'observations	80	80	80	80	80	80
Significatif à * 10%, ** 5%,*** 1%						

travail soient sur de nombreux aspects liés entre eux.

### 2.2.5.2 Effets des normes dans les pays en développement

Nous avons montré dans la section précédente que les normes fondamentales du travail pouvaient avoir un impact positif important sur le revenu par-tête de long-terme. Il est nécessaire de vérifier si cette relation est toujours valide si l'on considère uniquement les pays en développement. Les résultats (tables 2.5 et 2.6) sont cohérents avec les précédents.

Les normes du travail ont également un effet positif sur le revenu de long-terme dans les pays en développement. Le coefficient est à présent compris entre 0.32 et 0.43. Si nous retenons 0.34 comme valeur moyenne du coefficient, une déviation d'un écart-type entraînera, toutes choses égales par ailleurs, une augmentation du revenu par tête d'environ

TAB. 2.6 – Modèle restreint (Pays en développement)

<i>Variable dépendante :</i> $y_{1996}$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Instruments</i>	$IV_2$	$IV_{1,2}$	$IV_{2,4}$	$IV_{2,5}$	$IV_{2,4,5}$	$IV_{2,3,5}$
Constante	5.27 (6.67)***	4.97 (7.13)***	5.16 (6.80)***	5.01 (6.92)***	5.00 (6.92)***	5.00 (7.19)***
Investissement - $(n + g + \delta)$	0.39 (2.69)***	0.42 (3.04)***	0.40 (2.81)***	0.42 (2.98)***	0.42 (2.99)***	0.42 (3.01)***
Education	0.48 (4.91)***	0.49 (5.28)***	0.49 (5.04)***	0.49 (5.22)***	0.49 (5.23)***	0.49 (5.25)***
Normes du Travail	0.43 (2.49)**	0.33 (2.50)**	0.40 (2.46)**	0.34 (2.35)**	0.34 (2.34)**	0.34 (2.61)***
$R^2$	0.54	0.57	0.55	0.57	0.57	0.57
Nombre d'observations	80	80	80	80	80	80

Significatif à \* 10%, \*\* 5%, \*\*\* 1%

Conformément au modèle théorique, la restriction imposée est :  $\gamma_1 = -\gamma_2 = \frac{\alpha}{1-\alpha}$

30%<sup>20</sup>. L'estimation quantitative est donc moins importante que précédemment mais tout de même significative. Cela peut s'expliquer par deux éléments : (i) la plus faible valeur de l'écart-type de la variable normes sociales du fait d'un groupe plus homogène de pays, (ii) la plus faible valeur du coefficient. Néanmoins, les effets observés restent forts et très significatifs.

### 2.2.5.3 Tests de robustesse

Dans le but de vérifier que nos résultats ne s'expliquent pas uniquement par une composante de notre indicateur agrégé, nous estimons dans un premier temps en MCO (du fait de la difficulté de trouver autant d'instruments que de variables endogènes) les effets de chacun des quatre indicateurs individuels. Les résultats sont présentés dans la table 2.7. Il semble que seul le travail des enfants ait un impact significatif sur le revenu de long-terme<sup>21</sup>.

Néanmoins, et il s'agit d'une justification forte pour utiliser un indicateur agrégé, il

<sup>20</sup>Une déviation d'un écart-type dans l'éducation augmentera le revenu par tête de 50% environ.

<sup>21</sup>Ici, chaque indicateur prend une valeur comprise entre 1 et 5. La standardisation de ces variables est donc différente de celle de l'indicateur agrégé.



TAB. 2.7 – Estimations MCO avec différentes normes du travail

<i>Dependant variable : <math>y_{1996}</math></i>	<i>Coef.</i>	<i>t-stat</i>
Constante	4.68**	2.88
Investissement	0.36***	3.20
$(n + g + \delta)$	-1.49***	-2.78
Education	0.09	1.05
Nombre de ratifications	-0.02	0.50
Travail des enfants	0.47***	7.45
Liberté d'association	0.008	0.15
Discrimination	0.06	1.34
Travail forcé	0.007	0.16

Significatif à \* 10%, \*\* 5%, \*\*\* 1%

existe des effets complémentaires entre les normes. Nous calculons un nouvel indicateur agrégé comprenant toutes les normes du travail sauf l'interdiction du travail des enfants. Cet indicateur est calculé selon la même méthode que précédemment par analyse en correspondances multiples. Nous estimons ensuite une équation comprenant à la fois l'indicateur de travail des enfants et notre nouvel indicateur agrégé. Cette estimation est faite par la méthode des variables instrumentales en double-moindres carrés<sup>22</sup>. Les deux coefficients estimés sont significatifs (Voir table 2.8), justifiant notre choix d'utiliser les effets conjoints de toutes les normes du travail. L'interdiction du travail des enfants et les autres normes du travail ont un impact positif sur le revenu de long-terme.

## 2.2.6 Premières Conclusions

Nous avons montré dans cette partie que les différences de revenu par tête entre pays pouvait être expliquées plus finement en prenant en compte les différences de respect des normes fondamentales du travail, celles-ci jouant un rôle positif dans la définition du revenu. Ce résultat est obtenu en prenant en compte, pour notre variable d'intérêt ( $LS$ ), la critique fondamentale faite au modèle MRW, à savoir l'hypothèse d'indépendance du terme d'erreur

---

<sup>22</sup>Les résultats présentés ici sont ceux utilisant la compétitivité de participation (instrument 2) en instrument. Mais les résultats sont similaires en utilisant les autres combinaisons d'instruments valides et pertinents.

TAB. 2.8 – Estimations MCO avec différentes normes du travail

<i>Variable dépendante : <math>y_{1996}</math></i>	<i>Coef.</i>	<i>t-stat</i>		<i>Coef.</i>	<i>t-stat</i>
Constante	9.15***	3.16		8.45***	9.81
Investissement	0.23*	1.75	(a)	0.23*	1.67
$(n + g + \delta)$	0.03	0.03			
Education	0.24**	2.21		0.23**	2.29
Travail des enfants	0.35***	4.51		0.35***	4.50
Normes du travail hors travail des enfants	1.07**	2.12		1.01***	2.93

Significatif à \* 10%, \*\* 5%, \*\*\* 1%

(a) Investissement-  $(n + g + \delta)$  (modèle restreint)

et des variables explicatives. Nous prenons en compte l'endogénéité des normes du travail en proposant une estimation en double-moindre carrés avec variables instrumentales. Les normes jouent toujours un rôle fortement positif et significatif.

Nous prenons en compte ici une partie des critiques de Islam (1995). Ce dernier considère qu'il serait possible de lever l'hypothèse d'indépendance de  $\epsilon$  vis-à-vis des variables explicatives de deux manières distinctes. La première possibilité est de reconnaître cette corrélation et d'opter pour une estimation en variable instrumentale. Islam considère qu'étant donné la nature et l'étendu de  $A(0)$ , il est très difficile de trouver des instruments, corrélés avec les variables explicatives, mais non corrélés avec  $A(0)$ . Ici, nous endogénéisons la variable Normes du travail qui est ici notre variable d'intérêt. Cela permet de limiter le biais d'estimation et de prendre partiellement en compte les critiques de Islam (1995) sur l'estimation en coupe transversale.

Islam (1995) opte pour une stratégie différente : en utilisant des données en panel, il est possible de contrôler le changement technologique spécifique à chaque pays, par des estimations en effets fixes. Cela permet de contrôler pour le terme de changement technologique  $\epsilon$ . Nous proposerons dans la partie suivante différentes estimations exploitant les données temporelles disponibles, notamment l'indicateur temporel de respect des normes fondamentales du travail présenté dans la section 1.4.

Cependant, plusieurs auteurs mettent en garde contre une utilisation systématique des

estimations en effets fixes (Barro 1997, Temple 1998, Temple 1999, Pritchett 2000, Wacziarg 2002, Durlauf, Johnson, et Temple 2005) pour évaluer les déterminants de la croissance économique. Nous discuterons donc des principaux avantages et limites de cette méthode. L'approche en coupe transversale reste de toute manière pertinente pour mesurer les variations "between", à savoir les variations entre pays en moyenne de longue période. Par ailleurs, comme souligné dans le premier chapitre de cette thèse, l'indicateur non-temporel de normes du travail prend en compte un plus grand nombre d'informations que l'indicateur temporel, du fait de la disponibilité de données. Les deux approches présentées ici doivent donc être considérées comme complémentaires. De plus, Durlauf, Johnson, et Temple (2005) discutent de l'horizon temporel adéquat pour mesurer les dynamiques de croissance à moyen-terme. Alors que les études en coupe transversale analysent la croissance sur une période de 30 ou 40 ans, il est moins clair qu'un panel par période de cinq ans réussisse à modéliser ces effets de moyen-terme ou long-terme. Sachant que les effets des normes, notamment sur la productivité sont susceptibles de se produire à moyen ou long-terme, il est nécessaire d'analyser les résultats en coupe transversale pour identifier ces effets de plus long-terme.

## 2.3 Normes et revenu de long-terme : une analyse temporelle

L'étude des variations propres à chaque pays permet d'apporter une information non prise en compte dans l'analyse en coupe transversale. Elle permet également de multiplier le nombre d'observations pouvant permettre une généralisation fiable dans les recherches empiriques sur la croissance. Cette méthode introduit une série de problèmes largement étudiés dans la littérature. Comme le relève Durlauf, Johnson, et Temple (2005), du fait de ces problèmes, cette méthode ne doit pas être vue comme "*la panacée*". Elle permet néanmoins de contrôler de l'hétérogénéité inobservée entre pays.

Même dans le cas où des données annuelles seraient disponibles, la plupart des auteurs choisissent donc de mesurer les effets par intervalle de cinq ou dix ans (Islam 1995, Durlauf,

Johnson, et Temple 2005). Comme le souligne Islam (1995), une étude sur données annuelles verra sa portée limitée par des perturbations de court-terme.

L'intégration d'effets spécifiques pays permet de contrôler des différences permanentes dans le niveau de revenu qui ne seraient pas capturées par les variables explicatives. La plupart des études de la croissance en données de panel utilisent des estimateurs en effets fixes plutôt que les estimateurs en effets aléatoires. En effet, ces derniers supposeraient que les effets individuels soient distribués indépendamment des autres variables explicatives. Or, la justification à l'utilisation des données de panel réside justement sur l'hypothèse d'une telle corrélation.

La principale motivation à l'utilisation de données de panel réside donc dans la possibilité de contrôler de l'hétérogénéité non-observée (Islam 1995, Caselli et Lefort 1996, Temple 1999). L'ensemble des variables omises qui seraient constantes dans le temps ne biaisera pas les estimations, même si les variables omises sont corrélées avec les variables explicatives.

Une justification particulière à l'utilisation des effets fixes provient justement du modèle Mankiw, Romer, et Weil (1992). L'équation fondamentale permettant l'estimation du revenu par tête à l'équilibre stationnaire dépend du paramètre  $A(0)$  (Voir équation 2.7), qui reflète selon MRW toute une série de paramètres (institutions, climat, dotations...) propres à chaque pays. Si l'on pose  $\ln A(0) = a + \epsilon$ , avec  $a$  une constante et  $\epsilon$ , les effets spécifiques pays, l'hypothèse selon laquelle  $\epsilon$  serait indépendant des autres variables explicatives paraît extrêmement forte<sup>23</sup>.

Islam (1995) développe ainsi une spécification dans laquelle ce terme  $\epsilon$  est assimilé aux effets fixes pays. La spécification de Islam vise à déterminer une forme estimable de la *croissance* du revenu et non de son *niveau*. Nous ne reprenons donc pas ici la forme estimable proposée par Islam mais transformons la forme estimable du revenu par tête à l'équilibre stationnaire décrit par l'équation 2.9 de manière à y introduire de la temporalité. Cette équation peut donc se réécrire :

---

<sup>23</sup>Voir section 2.2.2 pour la justification donnée par MRW.

$$\ln \frac{Y_{i,t}}{L_{i,t}} = a + \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(s_{ki,t}) - \frac{\alpha}{1-\alpha} \ln(n+g+\delta)_{i,t} + \frac{\beta}{1-\alpha} \ln(h_{i,t}^*) + \alpha_i + \epsilon_{i,t} \quad (2.12)$$

où le  $\epsilon$  de l'équation 2.9 serait ici égal à  $\alpha_i + \epsilon_{i,t}$  avec  $\alpha_i$ , les effets-fixes pour chaque pays  $i$ .

Notons ici que l'équation 2.9 était basée sur le fait que le revenu estimé pouvait s'assimiler à une estimation de l'équilibre stationnaire. Bien sûr, cette approche peut sembler biaisée dans la mesure où nous mesurons ici le revenu à différentes périodes, ce qui reviendrait à supposer qu'il existe un équilibre stationnaire pour chaque pays à chaque période. En considérant que nous mesurons ici empiriquement les déterminants du revenu sur différentes périodes et la dynamique des différentes variables autour de l'équilibre stationnaire, nous considérons cette approche valide pour des périodes plus courtes. Néanmoins, comme le souligne Durlauf, Johnson, et Temple (2005), l'interprétation des résultats en panel est différente de celle en coupe transversale, notamment dans la définition de l'équilibre stationnaire. En effet, en présence d'effets fixes pays, nous supposons que des pays avec les mêmes taux de croissance de la population, d'investissement en capital humain et en capital physique pourront avoir des équilibres stationnaires différents, du fait de l'hétérogénéité inobservée. L'interprétation de la convergence vers l'équilibre stationnaire en sera modifiée (Islam 1995).

### 2.3.1 Estimation du revenu en panel avec effets fixes pays

Les données utilisées ici proviennent pour l'essentiel des mêmes sources utilisées dans l'analyse en coupe transversale (voir section 2.2.3). Le modèle sera estimé pour la période 1970-1995 par intervalle de cinq années entre chaque observation. Nous utilisons ici l'indicateur temporel agrégé de normes fondamentales du travail présenté dans la section 1.4. Du fait de la méthode d'élaboration de cet indicateur, nous ne considérons pas nécessaire ici de log-linéariser cette variable. Nous comparerons néanmoins les estimations obtenues avec la variable en niveau avec celles que nous aurions obtenues en log.

La forme estimable décrite dans l'équation 2.10 devient donc :

$$\ln(y_{i,t}) = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(s_{K_{i,t}}) + \gamma_2 \ln(n_i + g + \delta)_{i,t} + \gamma_3 \ln(h^*)_{i,t} + \gamma_4 (ls)_{i,t} \alpha_i + \hat{\epsilon} \quad (2.13)$$

La table 2.9 donne les résultats obtenus avec effets-fixes pays.

La colonne (1) donne le résultat brut des estimations. Le coefficient de normes du travail prend une valeur positive et significative. Les autres coefficients prennent le signe attendu, même si le coefficient de la variable investissement prend ici une valeur particulièrement faible (0.05 contre 0.42 en coupe transversale). Les colonnes (2) à (7) présentent les résultats lorsque nous traitons l'endogénéité de la variable normes du travail. En effet, il semble évident que nous sommes encore confrontés à un problème d'endogénéité, comme lors de l'estimation en coupe transversale. Nous reprenons ici les instruments présentés dans la section 2.2.4.1. Quelque soit la série d'instruments utilisée, le coefficient de normes du travail garde un signe positif mais devient non-significatif. Ce résultat s'explique néanmoins. En effet, il semble qu'une fois avoir pris en compte les effets-fixes pays, l'utilisation de variables instrumentales ne soit plus ici justifiée. La table 2.10 présente en effet les résultats de deux tests d'exogénéité pour les différentes séries d'indicateurs. Quelque soit le ou les instruments utilisés, il apparaît que la variable norme sociale soit ici considérée comme fortement "exogène" selon le F-Test de Wu-Hausman et le Test du  $\chi^2$  de Durbin-Wu-Hausman.

Le simple fait de contrôler par l'hétérogénéité inobservée suffirait donc à faire disparaître la corrélation entre le terme d'erreur et la variable normes du travail. Autrement dit, lorsque dans nos estimations en coupe transversale, la variable normes du travail apparaissait comme corrélée au terme d'erreurs, il s'agissait en fait uniquement d'une corrélation avec les variables inobservées captées ici par les effets-fixes pays. Il n'y aurait donc pas besoin ici d'utiliser les variables instrumentales et le résultat de la colonne (1), sans variable instrumentale pourrait être considéré comme valide. Pour autant que ce résultat soit vérifié économétriquement, il n'est pas sans poser problème économiquement.

TAB. 2.9 – Estimations en panel avec effets fixes pays

Variable dépendante :	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
ln(PIB/hab)	IV2	IV2	IV1,2	IV2,4	IV2,5	IV2,4,5	IV2,3,5
ln(Investissement)	0.0516* (1.85)	0.0548** (2.24)	0.0530** (2.17)	0.0530** (2.17)	0.0536** (2.19)	0.0536** (2.19)	0.0540** (2.21)
$\ln(n + g + \delta)$	-0.524*** (-2.85)	-0.578*** (-3.94)	-0.585*** (-3.99)	-0.585*** (-3.99)	-0.583*** (-3.97)	-0.583*** (-3.97)	-0.581*** (-3.96)
ln(Education)	0.153*** (3.95)	0.145*** (3.80)	0.153*** (4.09)	0.153*** (4.09)	0.151*** (3.97)	0.151*** (3.96)	0.149*** (3.91)
Normes du Travail	0.525** (2.53)	0.562 (1.53)	0.461 (1.29)	0.461 (1.29)	0.491 (1.34)	0.494 (1.35)	0.517 (1.42)
Constante	5.867*** (11.4)	5.551*** (14.3)	5.558*** (14.3)	5.558*** (14.3)	5.552*** (14.3)	5.556*** (14.3)	5.554*** (14.3)
Observations	544	522	522	522	522	522	522
R-carré	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97	0.97

t-stat (robuste) entre parenthèses  
 \*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

TAB. 2.10 – Tests d'exogénéité de la variable Normes du travail (Effets-fixes pays)

Instruments	F-Test Wu-Hausman	Test du $\chi^2$ Durbin-Wu-Hausman
IV2	0.02867 ( 0.86563)	0.03580 (0.84993)
IV1,2	0.01543 (0.90120)	0.01927 (0.88960)
IV2,4	0.01477 (0.90332)	0.01845 ( 0.89197)
IV2,5	0.00108 ( 0.97381)	0.00135 (0.97071)
IV2,4,5	0.00070 (0.97888)	0.00088 ( 0.97639)
IV2,3,5	0.00170 ( 0.96715)	0.00212 ( 0.96327)

H0 : Les instruments sont exogènes (p-values entre parenthèses)

En effet, l'hypothèse d'endogénéité des normes du travail semble difficile à rejeter. Nous sommes ici confrontés à un problème classique lié à l'utilisation d'effets-fixes pays, que nous détaillerons ultérieurement. Nous retenons à ce stade la forme estimée sans variable instrumentale et proposons quelques variantes à cette spécification (voir table 2.11).

La colonne (2) est la forme estimée du modèle restreint conformément au modèle théorique ( $\gamma_1 = -\gamma_2$ ). Les résultats sont sensiblement équivalents. Les colonnes (3) et (4) font apparaître un effet non-linéaire des normes. En effet, lorsque nous contrôlons par les effets fixes pays, il semble que l'effet positif des normes ne soit valide qu'au-delà d'un certain seuil de normes, estimé ici à 0.50. Ce résultat est sujet à caution, du fait notamment des critiques émises à l'encontre des effets-fixes pays pour ce type d'estimations (Durlauf, Johnson, et Temple 2005), mais également parce que nous ne prenons pas ici en compte les effets-fixes années.

### 2.3.2 Estimations avec effets fixes pays et effets fixes années

Comme le soulignent Durlauf, Johnson, et Temple (2005), il est nécessaire de prendre en compte les effets fixes années. Il s'agit d'un élément important dans les études sur la



TAB. 2.11 – Estimations avec effets-fixes pays

Variable dépendante : ln(PIB/hab)	(1)	(2)	(3)	(4)
ln(Investissement)	0.0516*		0.0632**	
	(1.85)		(2.35)	
ln( $n + g + \delta$ )	-0.524***		-0.377**	
	(-2.85)		(-2.09)	
ln(Investissement)-ln( $n + g + \delta$ )		0.0547*		0.0661**
		(1.90)		(2.41)
ln(Education)	0.153***	0.150***	0.194***	0.195***
	(3.95)	(3.79)	(5.03)	(4.97)
Normes du Travail	0.525**	0.609***	-2.548***	-2.733***
	(2.53)	(2.97)	(-4.18)	(-4.59)
$(NormesduTravail)^2$			2.517***	2.712***
			(5.22)	(5.91)
<b>Point de retournement</b>			<b>0,506</b>	<b>0,504</b>
Constant	5.867***	7.072***	6.926***	7.778***
	(11.4)	(32.0)	(12.2)	(31.8)
Observations	544	544	544	544
$R^2$	0,97	0,97	0,97	0,97

t-stat (robuste) entre parenthèse

\*\* p&lt;0.01, \* p&lt;0.05, \* p&lt;0.1

Effets fixes pays

TAB. 2.12 – Estimations avec effets-fixes pays et effets fixes années

Variable dépendante : ln(PIB/hab)	(1)	(2)	(3)	(4)
ln(Investissement)	0.0681** (2.58)		0.0741*** (2.84)	
ln( $n + g + \delta$ )	-0.247 (-1.52)		-0.162 (-1.01)	
ln(Investissement)-ln( $n + g + \delta$ )		0.0695*** (2.61)		0.0749*** (2.85)
ln(Education)	-0.0980** (-2.21)	-0.106** (-2.42)	-0.0523 (-1.18)	-0.0548 (-1.24)
Normes du Travail	-0.489** (-2.21)	-0.484** (-2.17)	-2.576*** (-4.38)	-2.626*** (-4.59)
$(NormesduTravail)^2$			1.767*** (4.17)	1.812*** (4.47)
<b>Point de retournement</b>			<b>0,73</b>	<b>0,72</b>
Constante	7.847*** (15.7)	8.334*** (37.1)	8.458*** (15.8)	8.706*** (35.3)
Observations	544	544	544	544
$R^2$	0,97	0,97	0,97	0,97

t-stat (robuste) entre parenthèse

\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1

Effets fixes pays et Effets fixes années

croissance dans la mesure où le revenu augmentera naturellement au cours du temps du fait d'une augmentation globale de la productivité au niveau mondiale. Afin de prendre en compte ces effets, nous modifions la forme estimable définie par l'équation 2.13 afin de contrôler par les effets fixes années  $\mu_t$ .

$$\ln(y_{i,t}) = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(s_{K_{i,t}}) + \gamma_2 \ln(n_i + g + \delta)_{i,t} + \gamma_3 \ln(h^*)_{i,t} + \gamma_4 (ls)_{i,t} + \alpha_i + \mu_t + \hat{\epsilon} \quad (2.14)$$

Les résultats sont présentés dans la table 2.12.

Comme précédemment, nous testons le caractère exogène de la variable normes du

travail. Les tests de Wu-Hausman et Durbin-Hausman-Taylor conduisent à des résultats sensiblement similaires que ceux présentés dans la table 2.10. Les effets-fixes pays captent l'ensemble de la corrélation pré-existante entre la variable normes du travail et le terme d'erreur. Les résultats sont sensiblement différents de ceux obtenus en coupe transversale ou en panel lorsque les effets-fixes années sont omis. Tout d'abord, nous obtenons un signe négatif pour la variable éducation, contrairement à la prédiction théorique. Ce résultat est courant dans la littérature sur la croissance en panel (Benhabib et Spiegel 1994, Islam 1995, Arcand et D'Hombres 2005) et a amené d'importantes discussions sur la manière adéquate pour résoudre ce paradoxe. Il en est de même concernant notre variable de normes du travail. Lorsque nous ne prenons en compte que l'effet linéaire des normes du travail, le signe est négatif et significatif. Toutefois, lorsque nous intégrons le terme au carré, nous mettons en avant le même type de relation non-linéaire entre les normes et le revenu, mise en avant dans la section précédente. Toutefois, le point de retournement est ici beaucoup plus élevé, estimé ici à 0.72. La variable d'éducation n'est alors plus significative.

Ce résultat, contraire à tous ceux obtenus précédemment, nous renvoie aux mises-en-garde d'un certain nombre d'auteurs quant à l'utilisation d'effets-fixes et sur la difficulté d'interpréter de tels résultats. Durlauf, Johnson, et Temple (2005) soulèvent ainsi plusieurs problèmes courants dans les études basés sur des estimations avec effets fixes pays :

- Le premier problème vient de la dynamique d'ajustement. Concernant par exemple l'estimation des effets de l'éducation sur la croissance, la plupart des études en panel se contente de tester si un changement dans le taux de scolarisation aura un effet immédiat sur la productivité agrégée ce que Durlauf, Johnson, et Temple (2005) considère comme improbable. En effet, il y aura un écart temporel entre le moment où une plus grande proportion du classe d'âge atteindra un niveau éducatif supérieur et le moment où cette classe d'âge sera en mesure de travailler et contribuer ainsi au système productif. Pritchett (2000) met en avant le même type de problème pour les études sur le lien entre inégalités et croissance. Il relève que dans des structures en panel, il est implicitement attendu que les inégalités aient un impact immédiat sur la croissance. Or, la plupart des études théoriques mettent au contraire en avant

l'existence de relations de long-terme entre les deux variables.

Les normes du travail sont également plus susceptibles d'avoir un effet à moyen ou long-terme<sup>24</sup>. Par exemple, l'abolition du travail des enfants sera susceptible d'avoir un effet sur le revenu si les enfants s'éduquent en lieu et place de travailler. Les effets ne seront donc visibles qu'à l'issue de leur scolarisation. L'abolition de la discrimination jouera également un rôle incitatif sur l'éducation des femmes et des minorités. L'effet productif ne sera visible qu'à l'issue d'une période longue. La liberté d'association est susceptible de favoriser les processus de coordination et réduire la rotation des salariés, favorisant le développement de compétences spécifiques des salariés et l'investissement dans la formation de long-terme. Ici encore, l'effet sur la productivité et le revenu ne peut-être immédiat. De manière générale, les normes sont susceptibles d'avoir un coût direct pour l'entreprise qui cherchera alors à compenser ce coût par une évolution des techniques de production de manière à compenser ce coût par une augmentation de la productivité. Cette adaptation de la structure productive aux conditions de salaires et d'emplois ne peut être immédiate et aura tendance à montrer des effets à moyen-terme.

- Un deuxième problème vient des possibles erreurs de mesure à court-terme. En prenant l'exemple du lien entre inégalités et croissance, Pritchett (2000) relève qu'une partie significative des changements à court-terme dans les différentes mesures des inégalités s'explique par des erreurs de mesure, cela biaisant les études en données de panel entre croissance et inégalités.
- Un troisième problème vient du fait que les estimations *within* ignorent les variations entre pays (*between*). La réduction du biais statistique se fait au prix d'une augmentation de l'écart-type des coefficients estimés.

Il s'agit donc d'un arbitrage à faire entre *biais* et *efficacité* dans l'estimation. Restreindre l'analyse aux variations *within* élimine une source de biais mais rend immédiatement beaucoup plus difficile l'identification des déterminants de la croissance ou du revenu, du fait

---

<sup>24</sup>Voir section 2.2.1 pour le détail des effets attendus des normes du travail.

TAB. 2.13 – Ecart-type des variables d'éducation et de normes du travail

	Ecart-type within	Ecart-type between	ratio within/between
Normes du Travail	0,058	0,191	0,304
Education	0,367	0,885	0,415

d'une plus faible variabilité. Ce problème général est discuté par Pritchett (2000). Beaucoup de variables explicatives couramment utilisées dans la littérature sur la croissance sont soit globalement stables au cours du temps, soit tendent à varier uniquement dans la même direction. Comme le soulignent Durlauf, Johnson, et Temple (2005), "*en l'absence de variation utilisable identifiée dans les séries temporelles, l'approche en effets-fixes pose problème.*" De plus, la croissance est volatile en courte période et il serait difficile d'expliquer de telles variations du revenu en courte-période par des variables relativement invariantes dans le temps.

Du fait de l'ensemble de ces problèmes, un grand nombre d'auteurs (Barro 1997, Temple 1998, Temple 1999, Pritchett 2000, Wacziarg 2002, Durlauf, Johnson, et Temple 2005) encouragent à garder une grande prudence avant d'utiliser des estimateurs *within*, son utilisation dépendant surtout des effets que l'on souhaite mesurer. Arcand et D'Hombres (2005) montrent ainsi que la raison principale expliquant le signe négatif du coefficient estimé de la variable d'éducation provient de la faible variance de cette variable une fois les effets *within* pris en compte. Or, comme le montre le tableau 2.13, notre variable de normes du travail a une variabilité spécifique à chaque pays encore inférieure, relativement à sa variabilité entre pays. Lorsque nous comparons le ratio entre écart-type *within* et *between*, celui-ci est moins important pour notre variable normes du travail.

Prenant en compte ces problèmes, Durlauf, Johnson, et Temple (2005) proposent une alternative aux estimateurs avec effets-fixes pays, à savoir une modélisation plus fine de l'hétérogénéité entre pays, plutôt que de traiter cette hétérogénéité comme inobservée (Temple 1999). En effet, en panel avec effets-fixes pays, les effets individuels sont traités comme des paramètres de 'nuisance'. Une modélisation adéquate de l'hétérogénéité

permettrait donc de garder une certaine variabilité aux différentes variables en minimisant le biais lié aux effets individuels.

Griliches et Mairesse (1995) considèrent ainsi que la meilleure manière de procéder consiste à trouver une proxy pour les effets fixes inobservés, de manière à garder un niveau suffisant de variance et d'information dans les estimations. Temple (1998) propose ainsi d'utiliser comme proxy une série complète de dummy régionales. La principale justification réside dans les résultats de Koop, Osiewalski, et Steel (1995) qui montrent que l'essentiel de la variation entre les technologies réside entre groupes de pays plutôt qu'à l'intérieur de ces groupes.

Nous proposons donc ici une alternative aux estimations en effets fixes, en approximant l'hétérogénéité inobservée par une série complète de dummies régionales (Afrique sub-saharienne, Amérique Latine et Caraïbes, Asie de l'Est, Asie du Sud, Proche-Orient et Pays Arabes).

### 2.3.3 Estimations avec approximation des effets fixes pays

Nous proposons donc ici d'estimer le modèle avec effets fixes années et d'approximer les effets spécifiques pays par l'utilisation de dummies régionales permettant de mesurer l'hétérogénéité inobservée par régions. Le modèle estimé est donc le suivant :

$$\ln(y_{i,t}) = \gamma_0 + \gamma_1 \ln(s_{K i,t}) + \gamma_2 \ln(n_i + g + \delta)_{i,t} + \gamma_3 \ln(h^*)_{i,t} + \gamma_4 (ls)_{i,t} + \beta_j X_j + \mu_t + \hat{\epsilon} \quad (2.15)$$

Avec  $\beta_j X_j$  l'ensemble des dummies régionales.

Ces résultats amènent plusieurs observations.

Le pouvoir explicatif du modèle reste tout à fait satisfaisant. Nous observons certes une baisse du coefficient de corrélation par rapport au modèle avec effets fixes pays (0.84 contre 0.97), mais celui-ci se maintient à un niveau élevé. Les dummies régionales sont par ailleurs fortement significatives. L'approximation des effets spécifiques pays par l'utilisation de dummies régionales permet ici de contrôler d'une partie significative de l'hétérogénéité

TAB. 2.14 – Estimations avec effets fixes années et dummies régionales

Variable dépendante : ln(PIB/hab)	(1)	(2)	(3)	(4)
ln(Investissement)	0.165*** (3.85)		0.164*** (3.85)	
ln( $n + g + \delta$ )	-0.319 (-1.46)		-0.258 (-1.12)	
ln(Investissement)-ln( $n + g + \delta$ )		0.167*** (3.90)		0.165*** (3.88)
ln(Education)	-0.0980** (-2.21)	-0.106** (-2.42)	-0.0523 (-1.18)	-0.0548 (-1.24)
Normes du Travail	1.495*** (6.52)	1.554*** (7.57)	0.685 (0.99)	0.625 (0.91)
$(NormesduTravail)^2$			0.675 (1.31)	0.753 (1.53)
Afrique Sub-Saharienne	-1.012*** (-7.68)	-1.032*** (-7.94)	-0.980*** (-7.48)	-0.987*** (-7.62)
Amérique Latine et Caraïbes	-0.639*** (-8.48)	-0.660*** (-9.76)	-0.603*** (-7.76)	-0.611*** (-8.27)
Proche-Orient et pays arabes	-0.654*** (-6.77)	-0.684*** (-7.79)	-0.623*** (-6.50)	-0.637*** (-7.10)
Europe de l'Est	-0.686*** (-6.19)	-0.682*** (-6.21)	-0.663*** (-5.99)	-0.657*** (-6.04)
Asie du Sud	-1.309*** (-12.9)	-1.319*** (-13.0)	-1.296*** (-13.1)	-1.300*** (-13.1)
Asie de l'Est	-0.754*** (-7.03)	-0.771*** (-7.28)	-0.714*** (-6.38)	-0.719*** (-6.44)
Constante	5.843*** (9.27)	6.228*** (19.2)	6.140*** (8.76)	6.390*** (18.3)
Observations	544	544	544	544
R-squared	0.84	0.84	0.84	0.84

t-stat (robuste) entre parenthèse

\*\* p<0.01, \* p<0.05, \* p<0.1

Effets fixes années et effets fixes pays approximés par dummies régionales

inobservée, tout en permettant de garder une variabilité suffisante à une étude plus fine des déterminants du revenu de long-terme.

Le coefficient de normes du travail prend un signe positif et significatif. L'effet non-linéaire des normes du travail mis en avant dans les estimations précédentes devient non-significatif. Selon ces estimations, les normes ont un effet positif et linéaire sur le revenu de long-terme.

Nous contrôlons ici de la possible endogénéité des normes du travail. Comme nous l'avons mis en avant dans l'analyse en coupe transversale, nous considérons les normes comme endogènes du niveau de revenu, nécessitant l'utilisation de variables instrumentales. Lorsque les effets fixes sont inclus, ces derniers captent l'essentiel de la corrélation entre le terme d'erreurs et la variable endogène conduisant à rejeter l'hypothèse d'endogénéité, contre toutes les évidences logiques. Ici, nous acceptons l'hypothèse d'endogénéité quelques soient les instruments utilisés<sup>25</sup>, justifiant l'utilisation de variables instrumentales (Voir table 2.15).

La table 2.16 présentent les résultats en double-moindres carrés en utilisant les mêmes instruments que dans la section précédente<sup>26</sup>. La table 2.17 présente les mêmes estimations en utilisant le modèle restreint conformément à la théorie.

Les instruments proposés ici sont tous *pertinents* et *valides*, confirmant les tests de validité et de pertinence des instruments réalisés dans l'étude en coupe transversale. Une fois les normes endogénéisées, le coefficient estimé de la variable normes du travail continue d'être formement positif et significatif. Les autres variables prennent le signe attendu et les valeurs estimées de la variable investissement et de la variable éducation correspondent globalement aux prédictions théoriques.

Nous vérifions que les résultats obtenus ici sont équivalents à ceux obtenus en log-linéarisant la variable de normes du travail (table 2.18). Si nous prenons comme base l'écart-type global (0.38) de la variable  $\ln(\text{Normes du travail})$ , une déviation d'un écart-

---

<sup>25</sup>Nous obtenons des résultats similaires avec le test de Wu-Hausman et de Durbin-Hausman-Taylor. Seuls les résultats du premier test sont présentés ici.

<sup>26</sup>Voir Section 2.2.4.1 pour la justification du choix de nos instruments



TAB. 2.15 – Tests d'exogénéité Wu-Hausman de la variable Normes du travail

Instruments	IV2	IV1,2	IV2,4	IV2,5	IV2,4,5	IV2,3,5
Test d'exogénéité Wu-Hausman	3,38586 (0,07)	3,45295 (0,06)	3,18823 (0,07)	3,45329 (0,06)	3,34782 (0,07)	4,49972 (0,03)

type entraînerait une augmentation de 47.5% du revenu, soit une estimation sensiblement équivalente à celle obtenue en coupe transversale. Si nous prenons par contre l'écart-type *within* (0.13), c'est-à-dire l'écart-type pour un pays donné, une déviation d'un écart-type entraînerait une augmentation du revenu de 16%.

TAB. 2.16 – Estimations avec effets fixes années et dummies régionales (Double-moindres carrés)

Variable dépendante : $\ln(\text{PIB}/\text{hab})$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	IV2	IV1,2	IV2,4	IV2,5	IV2,4,5	IV2,3,5
$\ln(\text{Investissement})$	0.156*** (4.14)	0.156*** (4.14)	0.157*** (4.15)	0.156*** (4.14)	0.156*** (4.14)	0.155*** (4.11)
$\ln(n + g + \delta)$	-0.129 (-0.59)	-0.129 (-0.59)	-0.136 (-0.62)	-0.128 (-0.59)	-0.131 (-0.60)	-0.108 (-0.50)
$\ln(\text{Education})$	0.183*** (3.18)	0.183*** (3.20)	0.186*** (3.23)	0.183*** (3.19)	0.184*** (3.21)	0.176*** (3.11)
Normes du Travail	2.314*** (4.91)	2.315*** (4.95)	2.288*** (4.88)	2.317*** (4.94)	2.305*** (4.92)	2.391*** (5.24)
Afrique Sub-Saharienne	-0.851*** (-7.40)	-0.851*** (-7.41)	-0.855*** (-7.44)	-0.851*** (-7.40)	-0.853*** (-7.42)	-0.841*** (-7.36)
Amérique Latine et Caraïbes	-0.583*** (-8.10)	-0.583*** (-8.10)	-0.584*** (-8.12)	-0.583*** (-8.10)	-0.583*** (-8.11)	-0.580*** (-8.06)
Proche-Orient et pays arabes	-0.487*** (-3.77)	-0.487*** (-3.78)	-0.491*** (-3.81)	-0.486*** (-3.78)	-0.488*** (-3.79)	-0.475*** (-3.71)
Europe de l'Est	-0.567*** (-4.73)	-0.567*** (-4.74)	-0.570*** (-4.77)	-0.566*** (-4.74)	-0.568*** (-4.75)	-0.556*** (-4.68)
Asie du Sud	-1.068*** (-6.59)	-1.067*** (-6.61)	-1.074*** (-6.64)	-1.067*** (-6.60)	-1.070*** (-6.62)	-1.049*** (-6.56)
Asie de l'Est	-0.588*** (-5.06)	-0.588*** (-5.08)	-0.592*** (-5.11)	-0.587*** (-5.07)	-0.589*** (-5.09)	-0.575*** (-5.02)
Constant	5.989*** (10.8)	5.990*** (10.8)	5.980*** (10.8)	5.991*** (10.8)	5.986*** (10.8)	6.017*** (10.9)
<i>Tests statistiques</i>						
Test de Hansen	na	0,00 (0,9896)	0,46 (0,4978)	0,005 (0,9444)	0,842 (0,6563)	0,451 (0,7979)
<i>Instruments exclus</i>						
$R^2$ Partiel	0,2363	0,2395	0,2378	0,2384	0,2386	0,2526
F-Stat	156,57	79,52	78,59	79,04	52,64	56,77
Observations	522	522	522	522	522	522
R-squared	0.83	0.83	0.83	0.83	0.83	0.83

TAB. 2.17 – Estimations avec effets fixes années et dummies régionales (Double-moindres carrés)

Variable dépendante : $\ln(\text{PIB}/\text{hab})$	(1) IV2	(2) IV1,2	(3) IV2,4	(4) IV2,5	(5) IV2,4,5	(6) IV2,3,5
$\ln(\text{Investissement}) - \ln(n + g + \delta)$	0.156*** (4.11)	0.156*** (4.11)	0.156*** (4.12)	0.156*** (4.11)	0.156*** (4.11)	0.155*** (4.07)
$\ln(\text{Education})$	0.183*** (3.16)	0.183*** (3.18)	0.185*** (3.20)	0.183*** (3.16)	0.184*** (3.17)	0.175*** (3.09)
Normes du Travail	2.307*** (5.21)	2.308*** (5.25)	2.290*** (5.18)	2.310*** (5.23)	2.303*** (5.21)	2.385*** (5.58)
Afrique Sub-Saharienne	-0.847*** (-6.98)	-0.847*** (-7.01)	-0.851*** (-7.02)	-0.847*** (-6.99)	-0.848*** (-7.00)	-0.833*** (-6.97)
Amérique Latine et Caraïbes	-0.579*** (-8.08)	-0.579*** (-8.09)	-0.580*** (-8.10)	-0.579*** (-8.08)	-0.579*** (-8.09)	-0.573*** (-8.04)
Proche-Orient et pays arabes	-0.480*** (-3.50)	-0.480*** (-3.51)	-0.484*** (-3.53)	-0.480*** (-3.50)	-0.481*** (-3.51)	-0.463*** (-3.43)
Europe de l'Est	-0.567*** (-4.79)	-0.567*** (-4.80)	-0.570*** (-4.81)	-0.567*** (-4.79)	-0.568*** (-4.80)	-0.557*** (-4.73)
Asie du Sud	-1.065*** (-6.31)	-1.065*** (-6.34)	-1.070*** (-6.35)	-1.064*** (-6.32)	-1.066*** (-6.33)	-1.042*** (-6.30)
Asie de l'Est	-0.584*** (-4.74)	-0.584*** (-4.76)	-0.588*** (-4.78)	-0.584*** (-4.74)	-0.585*** (-4.76)	-0.568*** (-4.70)
Constant	5.921*** (21.1)	5.920*** (21.2)	5.926*** (21.2)	5.920*** (21.1)	5.922*** (21.2)	5.897*** (21.2)
<i>Tests statistiques</i>						
Test de Hansen	na	0,00 (0,9930)	0,453 (0,5008)	0,006 (0,9406)	0,837 (0,6580)	0,435 (0,8047)
<i>Instruments exclus</i>						
$R^2$ Partiel	0,2409	0,2451	0,2418	0,2423	0,2424	0,26
F-Stat	160,91	82,15	80,67	80,9	53,85	59,15
Observations	522	522	522	522	522	522
R-squared	0.83	0.83	0.83	0.83	0.83	0.83

TAB. 2.18 – Estimations avec effets fixes années et dummies régionales (Double-moindre carrés)

Variable dépendante : $\ln(\text{PIB}/\text{hab})$	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	IV2	IV1,2	IV2,4	IV2,5	IV2,4,5	IV2,3,5
$\ln(\text{Investissement})$	0.152*** (3.87)	0.152*** (3.88)	0.153*** (3.91)	0.152*** (3.87)	0.153*** (3.91)	0.152*** (3.90)
$\ln(n + g + \delta)$	-0.339* (-1.66)	-0.342* (-1.68)	-0.351* (-1.72)	-0.339* (-1.66)	-0.349* (-1.72)	-0.343* (-1.70)
$\ln(\text{Education})$	0.126* (1.82)	0.128* (1.87)	0.134* (1.96)	0.126* (1.83)	0.133* (1.94)	0.129** (1.97)
<b><math>\ln(\text{Normes du travail})</math></b>	<b>1.290*** (4.75)</b>	<b>1.281*** (4.79)</b>	<b>1.252*** (4.68)</b>	<b>1.289*** (4.78)</b>	<b>1.258*** (4.70)</b>	<b>1.276*** (5.12)</b>
Afrique Sub-Saharienne	-0.963*** (-8.92)	-0.964*** (-8.95)	-0.969*** (-9.01)	-0.963*** (-8.93)	-0.968*** (-9.00)	-0.965*** (-9.05)
Amérique Latine et Caraïbes	-0.685*** (-9.35)	-0.685*** (-9.36)	-0.684*** (-9.37)	-0.685*** (-9.36)	-0.684*** (-9.37)	-0.685*** (-9.37)
Proche-Orient et pays arabes	-0.585*** (-4.76)	-0.587*** (-4.79)	-0.593*** (-4.85)	-0.585*** (-4.77)	-0.592*** (-4.84)	-0.588*** (-4.86)
Europe de l'Est	-0.639*** (-5.49)	-0.641*** (-5.52)	-0.646*** (-5.58)	-0.639*** (-5.50)	-0.645*** (-5.57)	-0.642*** (-5.60)
Asie du Sud	-1.072*** (-6.42)	-1.076*** (-6.49)	-1.088*** (-6.58)	-1.072*** (-6.44)	-1.086*** (-6.56)	-1.078*** (-6.73)
Asie de l'Est	-0.711*** (-6.78)	-0.713*** (-6.82)	-0.718*** (-6.89)	-0.711*** (-6.79)	-0.717*** (-6.88)	-0.714*** (-6.95)
Constant	7.853*** (9.98)	7.835*** (10.0)	7.775*** (9.97)	7.852*** (10.0)	7.786*** (9.98)	7.825*** (10.4)
<i>Tests statistiques</i>						
Test de Hansen	na	0,041 (0,8390)	0,929 (0,3350)	0,00 (0,9856)	1,472 (0,4791)	0,017 (0,998)
<i>Instruments exclus</i>						
$R^2$ Partiel	0,1842	0,1891	0,1882	0,1856	0,1883	0,2181
F-Stat	114,28	58,88	58,52	57,91	38,98	46,89
Observations	522	522	522	522	522	522
R-squared	0.82	0.82	0.82	0.82	0.82	0.82

## 2.4 Conclusions du second chapitre

Nous présentons dans ce chapitre différentes estimations visant à déterminer les relations entre normes fondamentales du travail et revenu par habitant. Pour cela, nous proposons dans un premier temps une estimation en coupe transversale du revenu de long-terme et utilisons l'indicateur agrégé de respect des normes du travail présenté dans le chapitre 1. Nous dérivons une forme estimable du modèle Mankiw, Romer, et Weil (1992) dans lequel nous incluons notre variable de normes du travail. Nous prenons en compte l'endogénéité des normes du travail en proposant une estimation en double-moindres carrés utilisant une série d'instruments corrélés avec les normes du travail mais n'impactant pas directement le revenu. Nous trouvons un effet positif et significatif des normes du travail, quelque soit l'instrument utilisé. Les effets quantitatifs semblent forts, sensiblement équivalents aux effets de l'éducation sur le revenu de long-terme.

La principale limite de cette première étude réside dans l'impossibilité, du fait de la nature des données, de contrôler de l'hétérogénéité inobservée et des effets spécifiques-pays. Pour prendre en compte cette limite, nous proposons dans un second temps une estimation en données de panel en utilisant l'indicateur temporel de respect des normes du travail présenté précédemment. Ces deux analyses empiriques se veulent complémentaires, dans la mesure où l'indicateur non temporel est plus précis que l'indicateur temporel, et que les effets à moyen ou long-terme des normes du travail sont plus susceptibles d'être captés par l'étude du revenu de long-terme en coupe transversale (basée sur la période 1960-1996) que sur une étude en panel par période de cinq ans.

Les estimations en données de panel confirment globalement les effets mis en avant dans l'analyse en coupe transversale. Cependant, la prise en compte des effets fixes années et pays n'est pas sans poser de problèmes dans l'estimation. Nous sommes ici confrontés à un problème similaire à celui de l'estimation en données de panel des effets de l'éducation sur le revenu ou sur la croissance. Du fait du peu de variabilité *within*, l'estimation avec effets fixes pays et effets fixes années donnent des résultats contraires aux résultats précédents. Les normes ne joueraient ici qu'un rôle positif sur le revenu au-delà d'un niveau très élevé

de normes. Plusieurs aspects peuvent expliquer ce résultat paradoxal : le manque de variabilité *within* de la variable normes du travail rend difficile la captation de ces effets. Mais également, les normes peuvent n'avoir qu'un impact positif sur le revenu sur une période plus longue.

Pour remédier à ces problèmes, nous proposons de suivre les recommandations de Durlauf, Johnson, et Temple (2005) en cherchant à approximer ces effets fixes pays par d'autres variables. Du fait de caractéristiques communes propres à chaque région, nous proposons une estimation avec effets fixes années et dans laquelle les effets individuels seraient en partie captés par une série de dummies régionales. Nous obtenons ainsi pour l'ensemble des variables de contrôle des signes et une amplitude concordant avec les prédictions théoriques. Le coefficient des normes du travail est alors positif et significatif, même lorsque nous instrumentons cette variable pour corriger de l'endogénéité. Quantitativement, nous pouvons alors mesurer les effets d'une déviation d'un écart-type *within*, conduisant à une augmentation estimée du revenu par habitant de 16%.

# Chapitre 3

## Normes Fondamentales du Travail et inégalités de revenu

### 3.1 Introduction

La<sup>1</sup> 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 et 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 (Bhagwati 1995). D'abord concentré 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

---

<sup>1</sup>Ce chapitre est issu de deux articles co-écrits avec Nicolas Sirven publié dans la *Revue Française d'Economie* (Bazillier et Sirven 2006) et à paraître dans le *Journal of Development Studies* (Bazillier et Sirven 2007).

développement (PED) à adopter les normes internationales du travail.

L'influence des normes sociales sur la croissance économique a 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. Aidt et Tzannatos (2002) 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, Deardorff, et Stern 1996, Maskus 1997, OCDE 1996). Les travaux empiriques présentés dans le second chapitre de cette thèse (Bazillier 2008) 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 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 et C.Weller 2003). Checchi et 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 (2002) 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 Christensen (2001) 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 (1998) 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 et 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 et Kyn 1986, Campana et Salvatore 1988, Bourguignon et Morrison 1990, Anand et Kanbur 1993, Bourguignon 1994, Milanovic 1995, Jha 1996, Cornia 1964)

L'objectif de ce chapitre 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 chapitre est ainsi structuré : dans un premier temps, différents modèles économétriques testent les relations qu'entretient cet indice avec le niveau des inégalités. Les résultats amènent à 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 second temps au moyen de variables instrumentales et les relations avec le niveau des inégalités sont re-analysées.

### 3.2 Normes du Travail et inégalités

L'indicateur de normes fondamentales du travail présenté dans la section 1.3 est introduit dans un modèle économétrique au même titre que les déterminants habituels des inégalités de 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.

#### 3.2.1 Spécification du modèle

La littérature empirique sur les 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 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 de la forme :

$$y = W\delta + u \tag{3.1}$$

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 1,  $\delta$  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 3.1 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, Sylwester 2002, Sylwester 2003) peut être pris en compte par le pourcentage d'individus scolarisés dans le secondaire (Higgins et Williamson 1999)<sup>2</sup>. Par ailleurs, l'ouverture au commerce international - mesurée par

---

<sup>2</sup>Concernant l'éducation, nous proposons également une spécification alternative, en considérant que l'inégalité *d'accès* au système éducatif peut augmenter le niveau d'inégalités de revenu (Sen 1992). Nous définissons ainsi l'inégalité d'accès au système éducatif comme le ratio entre l'écart de taux de scolarisation secondaire-primaire et le taux de scolarisation primaire. Les résultats sont sensiblement équivalents.

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 (Bourguignon et Morrison 1998, Deininger et 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 envisagées 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 B.2 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 statistiques<sup>3</sup> 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'ef-

---

L'inégalité d'accès à l'éducation augmente les inégalités de revenu. La significativité de cette variable est par ailleurs plus importante que le taux de scolarisation. Voir table B.3 en annexe pour la présentation des résultats.

<sup>3</sup>non-reproduits ici

efficacité des estimateurs MCO. Dans ce cas, Newey et West (1987) proposent d'utiliser une matrice des variances/covariances robuste afin de corriger cette double source de biais.

### 3.2.2 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.

TAB. 3.1 – Estimation MCO<sup>a</sup> des déterminants de l'inégalité de revenu

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	-71,65	-1,629	31,850***	8,919
Ln PIB/t	34,272***	3,183	29,754**	2,602	26,595**	2,273		
(Ln PIB/t) <sup>2</sup>	-2,094***	-2,978	-1,785**	-2,38	-1,592**	-2,08		
Renversement <sup>b</sup>	<b>3588,29</b>		<b>4156,03</b>		<b>4244,25</b>			
Normes du travail (Normes du travail) <sup>2</sup>			-6,447	-1,156	7,365	0,578	10,941	0,844
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	0,03	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***	5,21	12,813***	5,174	12,270***	4,887	14,357***	6,046
Observations	90		90		90		90	
R <sup>2</sup> Ajusté	0,521		0,523		0,526		0,499	
F (sig.)	14,84	0,00	13,2	0,00	11,96	0,00	13,68	0,00
Test d'endogénéité <sup>c</sup>			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 et 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 et Kinnon (1989) à partir d'estimations MCO sans matrice de variance/covariance robuste (t-ratios entre parenthèses).

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 B.2 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.

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. Calderon, Chong, et Valdes (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 et Suthiwart-Narueput 1997, Biffi et 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.

### 3.3 Normes endogènes et inégalités

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 œuvre réelle. Le niveau des inégalités peut par ailleurs constituer un déterminant des normes du travail (Maskus 1997, Grootaert et Kanbur 1995, Arestoff et Granger 2003), créant un biais dans l'estimation.

### 3.3.1 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 :

$$y = Y\gamma + X\beta + u \quad (3.2)$$

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  $\gamma$  et  $\beta$ , 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, on peut vouloir s'assurer que les variables instrumentales choisies n'aient pas d'influences directes sur les inégalités, mais uniquement un effet indirect via l'amélioration des normes sociales. Pour tester cela, nous utiliserons un modèle de la forme :



$$x = Z\lambda + \epsilon \tag{3.3}$$

où le vecteur colonne  $x$  sera alternativement puis conjointement composé de l'indice agrégé des normes du travail pour chaque pays et des variables instrumentales proposées,  $\lambda$  représente le vecteur colonne des coefficients à estimer associés aux variables,  $\epsilon \sim N(0, 1)$  le terme d'erreur, et  $Z$  est la matrice dont la première colonne est constituée de 1 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 renforcée 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 et Nolte 1995, Davenport et 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)<sup>4</sup>, 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).

---

<sup>4</sup>Voir Gleditsch et Ward (1997) pour une explication détaillée de la construction de l'indice. Il s'agit essentiellement d'une agrégation de différentes composantes de la Démocratie, observées au travers, principalement des autres variables proposées ci-après.

Le modèle peut être complété par la prise en compte du 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). Toutes ces variables ont été construites par Gleditsch (2003).

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 et Kanbur (2001) : "*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, de Silanes, Shleifer, et Vishny (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 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)<sup>5</sup>.

### 3.3.2 Validité et Pertinence des instruments

Les tableaux 3.2, 3.3 et 3.4 présentent les résultats des estimations du modèle (3) pour chacun des instruments potentiels<sup>6</sup>. L'objectif est ici d'obtenir un instrument qui n'a pas d'influence directe sur le coefficient de Gini, i.e. le coefficient de la variable d'intérêt devant être non-significatif. Les résultats sont présentés en deux temps.

---

<sup>5</sup>Nous avons par ailleurs testé une troisième série d'instruments relatifs à la régulation sociale et au cadre institutionnel (index de régulation de l'économie de Miles, Holmes, Eras, Schaeffer, et Kim (2000), index de progrès social de Estes (2000) et accès à l'information). L'ensemble des tests de validité et de pertinence des instruments sont présentés dans l'annexe B.3.

<sup>6</sup>L'annexe B.3 présente également une série de tests de pertinence et d'orthogonalité pour un ensemble plus large d'instruments. Seuls les plus représentatifs sont présentés ici.

TAB. 3.2 – Choix des instruments relatifs au rôle des institutions sur l'inégalité

Var. indep. "institutions" :	POLITY		PARCOMP		XCONST		XROPEN		XRCOMP		INSTIT	
	Coef.	sign.	Coef.	sign.	Coef.	sign.	Coef.	sign.	Coef.	sign.	Coef.	sign.
Constante	-122,87***	0,00	-105,15***	0,01	-112,97***	0,01	-112,40***	0,01	-131,50***	0,00	-118,54***	0,00
Ln PIB/t	41,43***	0,00	36,09***	0,00	37,5322***	0,00	36,27***	0,00	42,30***	0,00	40,84***	0,00
(Ln PIB/t) <sup>2</sup>	-2,61***	0,00	-2,25***	0,00	-2,3427***	0,00	-2,20***	0,00	-2,63***	0,00	-2,56***	0,00
<b>Institutions</b>	0,43***	0,01	0,92	0,32	1,09**	0,04	2,15***	0,00	2,53***	0,01	2,94***	0,00
Taux de solarisation	-0,11**	0,04	-0,11*	0,06	-0,11**	0,04	-0,12**	0,02	-0,12**	0,03	-0,12**	0,02
Taux d'ouverture	0,04*	0,09	0,04*	0,10	0,04*	0,08	0,03	0,20	0,03	0,16	0,04*	0,09
Terre arable/hab.	4,13*	0,08	4,25*	0,08	4,16*	0,08	4,08*	0,07	4,13*	0,07	4,05*	0,08
Afrique Subahar.	13,38***	0,00	12,26***	0,00	13,46***	0,00	14,20***	0,00	14,47***	0,00	13,62***	0,00
Amérique Latine	9,57***	0,00	10,98***	0,00	10,49***	0,00	10,64***	0,00	9,74***	0,00	9,38***	0,00
Observations	90		90		90		90		90		90	
R <sup>2</sup> Ajusté	0,551		0,521		0,54		0,57		0,559		0,565	
F (sig.)	14,66***	0	13,10***	0	14,03***	0	15,77***	0	15,09***	0	15,47***	0

Note : Correction des perturbations non-sphériques par l'estimateur de Newey-West.  
 \*\* significatif à 1%, \* significatif à 5%, \* significatif à 10%

TAB. 3.3 – Choix des instruments relatifs au rôle des institutions sur l'inégalité

Var. indep.	POLITY		PARCOMP		XCONST		XROPEN		XRCOMP		INSTIT	
Var. dép. : Gini	Coef.	sign.	Coef.	sign.	Coef.	sign.	Coef.	sign.	Coef.	sign.	Coef.	sign.
Constante	-92,83**	0,03	-77,23*	0,08	-82,62*	0,06	-91,5409**	0,03	-104,19**	0,02	-88,41**	0,04
Ln PIB/t	32,53***	0,01	27,64**	0,02	28,31**	0,01	30,1284***	0,01	34,16***	0,00	32,00***	0,01
(Ln PIB/t) <sup>2</sup>	-2,03***	0,01	-1,71**	0,03	-1,7422**	0,02	-1,80689**	0,02	-2,10***	0,01	-1,98***	0,01
Indice NFT	3,17	0,80	1,35	0,92	5,64	0,65	8,59	0,48	4,60	0,71	2,72	0,82
(Indice NFT) <sup>2</sup>	-13,56	0,24	-11,57	0,33	-15,34	0,19	-13,43	0,24	-12,91	0,26	-12,54	0,27
<b>Institutions</b>	0,49***	0,00	1,43	0,16	1,30**	0,02	2,06***	0,00	2,61***	0,00	3,18***	0,00
Taux de solarisation	-0,03	0,63	-0,03	0,68	-0,04	0,59	-0,08	0,22	-0,05	0,45	-0,05	0,48
Taux d'ouverture	0,03	0,11	0,04	0,11	0,03	0,10	0,02	0,23	0,03	0,20	0,03	0,11
Terre arable/hab.	3,77	0,10	3,93	0,10	3,79	0,10	3,86*	0,09	3,83*	0,10	3,72	0,10
Afrique Subsahar.	14,78***	0,00	13,48***	0,00	14,71***	0,00	14,38***	0,00	15,44***	0,00	14,92***	0,00
Amérique Latine	10,78***	0,00	12,24***	0,00	11,57***	0,00	11,06***	0,00	10,79***	0,00	10,64***	0,00
Observations	90,00		90,00		90,00		90,00		90,00		90,00	
R <sup>2</sup> Ajusté	0,57		0,53		0,55		0,57		0,57		0,58	
F (sig.)	12,61	0,00	11,10	0,00	12,03	0,00	12,84	0,00	12,64	0,00	13,18	0,00

Note : Correction des perturbations non-sphériques par l'estimateur de Newey-West.  
 \*\* significatif à 1%, \* significatif à 5%, \* significatif à 10%



Dans un premier temps, nous cherchons à trouver une ou plusieurs variables institutionnelles permettant d'expliquer le niveau des normes sociales et non le niveau des inégalités. Globalement, les institutions semblent avoir un impact direct sur les inégalités. Seule la variable PARCOMP n'est pas significative et peut ainsi être utilisée comme instrument si elle permet d'expliquer le niveau des normes sociales. Les résultats sont sensiblement identiques lorsque nous introduisons la variable normes du travail et la variable correspondante au carré<sup>7</sup>. Les résultats précédents prennent donc en compte le risque de biais de variables omises en introduisant l'indice agrégé de CLS puis une forme quadratique. Par ailleurs, le risque de multicolinéarité entre variables institutionnelles, nous amène à construire un indice agrégé INSTIT en utilisant à nouveau une ACM, mais cette fois sur l'ensemble des variables institutionnelles présentées plus haut. Cet indice se révèle toutefois inadapté comme instrument pour deux raisons :

- Sur le plan théorique, Gleditsch et Ward (1997) mettent en garde contre l'agrégation de variables de cette sorte parce qu'elles sont susceptibles de véhiculer une information hétérogène, difficile à interpréter. A ce titre, les auteurs soulignent que la variable POLITY est déjà une variable composée de différents éléments. Par ailleurs, les résultats de l'ACM menée sur les cinq variables ne mettent pas en évidence une domination du premier axe comme dans le cas des normes fondamentales du travail. Il est donc difficile de retenir l'hypothèse selon laquelle les variables instrumentales sont homogènes et par conséquent, il est difficile de justifier qu'elles méritent d'être agrégées en un indicateur unique.
- Sur le plan de l'analyse quantitative, il apparaît que la variable composite INSTIT est directement corrélée avec le niveau des inégalités, et ce, même si l'on évite le biais de variables omises en intégrant l'indice de normes fondamentales dans la régression. Autrement dit, l'indicateur INSTIT ne peut pas être retenu comme un instrument pertinent pour l'endogénéisation du rôle des normes du travail.

Il semble en revanche que toutes les variables d'héritage juridique puissent être utilisées

---

<sup>7</sup>Les résultats sont équivalents lorsque nous avons introduit uniquement la variable normes du travail. Résultats non-reproduits ici.

comme instrument pour endogénéiser les normes fondamentales du travail. En effet, aucune d'entre elles n'est significatives dans l'estimation du modèle (3) (Voir table 3.4).

Dans un second temps, il est nécessaire de s'assurer de la validité (orthogonalité de la variable instrumentale avec le terme d'erreurs) et de la pertinence (corrélation entre la variable instrumentale et la variable instrumentée) des différents instruments. Il ressort de la procédure précédente que nous pouvons tester la validité de la variable PARCOMP comme variable institutionnelle et de toutes les variables d'héritage juridique. Nous proposons à l'issue de ces tests l'utilisation de PARCOMP, tradition scandinave et ex-pays socialistes comme variables instrumentales appropriées à notre analyse. Dans ce dernier cas, l'utilisation des instruments est validée par le test de Hansen avec une probabilité d'orthogonalité de 60%<sup>8</sup>. Les instruments sont par ailleurs considérés comme pertinents avec une valeur de la statistique de Fisher (F-test de significativité jointe des instruments) égale ou supérieure à 10 dans tous les cas<sup>9</sup>.

Au total, la procédure précédente a permis de sélectionner trois instruments (PARCOMP, une variable binaire de Tradition scandinave, et une variable binaire pour les ex-pays socialistes). Désormais, l'estimation du modèle (2) par les doubles moindres carrés (DMC) peut être effectuée.

### 3.3.3 Incidences sur les inégalités

Les estimations du modèle (2) sont reportées dans le tableau 2<sup>10</sup>. 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

---

<sup>8</sup>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.

<sup>9</sup>Staiger et Stock (1997) montrent que l'estimation peut être biaisée en cas d'utilisation d'instruments faibles. Ils recommandent de n'utiliser des instruments dont la F-Stat jointe soit supérieure à 10 pour se couvrir de ce risque.

<sup>10</sup>Nous vérifions que nous obtenons les mêmes résultats en utilisant d'autres séries d'instruments. Les résultats présentés dans l'annexe B.6 confirment les résultats présentés ici.

dans les deux cas que l'Amérique Latine et l'Afrique Subsaharienne présentent des niveaux d'inégalités 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.

TAB. 3.5 – Estimation DMC des déterminants de l'inégalité de revenus

Variables Instrumentales		Parcomp, Trad. Scandinave			Parcomp, Trad. Scandinave ex-pays socialistes		
Var. dép. : Gini		Coeff.	t-ratio	signif.	Coeff.	t-ratio	signif.
Constante		-72,6	-1,08	0,285	-69,04	-1,05	0,29
LN (PIB/t)		26,16	1,5	0,138	25,19	1,46	0,15
[LN (PIB/t)] <sup>2</sup>		-1,62	-1,43	0,156	-1,55	-1,39	0,17
Normes du travail		55,44**	1,99	0,05	50,96*	1,86	0,06
(Normes du travail) <sup>2</sup>		-52,31***	-3,21	0,002	-49,81***	-3,08	0
	<b>Renvers.</b>	<b>0,529</b>			<b>0,511</b>		
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	0,12	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	0,03	9,05**	2,26	0,03
Observations		90			90		
R <sup>2</sup> Ajusté		0,497			0,511		
Test de Hansen (prob.)		N.D.			0,272	(0,60)	
<i>Normes</i>	Instruments						
	R <sup>2</sup> Partiel	0,19			0,21		
	F-Test (sig.)	12,06	0		9,29	0	
<i>Normes</i> <sup>2</sup>	Instruments						
	R <sup>2</sup> Partiel	0,22			0,23		
	F-Test (sig.)	18,88	0		13,17	0	

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

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.

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 présence d'une courbe en 'U' inversé, observable dans l'ensemble de nos estimations nous fait penser à l'existence d'une *courbe de Kuznets sociale*. Nous prenons évidemment en compte le fait que l'interprétation traditionnelle de la courbe de Kuznets a été remise en cause dans la littérature. Mais la mise en lumière de mécanismes sous-jacents pouvant expliquer une courbe en 'U' inversé entre niveau de normes endogènes et inégalités de revenu apporte des éléments nouveaux au débat sur les politiques économiques. La relation croissance-inégalités 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, au-delà 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 alors à réduire les inégalités.

Ces résultats sont à rapprocher des enseignements théoriques concernant les liens entre capital humain et inégalités. Eicher et Garcia-Penalosa (2001) montrent ainsi que l'accumulation de capital humain peut dans certains cas entraîner une évolution en forme du U-inversé des inégalités, en fonction du coût de l'éducation et du niveau des externalités. Des mécanismes similaires sont également susceptibles de se mettre en œuvre concernant l'amélioration des normes du travail. L'évolution en terme d'offre et de demande de travail qualifié peut également expliquer de tels mécanismes (Tinbergen 2002). Bourguignon et Morrison (1998) montrent par ailleurs que les inégalités s'expliquent largement par le ratio

entre productivité agricole et productivité dans le reste de l'économie, ayant un impact significatif sur le dualisme de l'économie. Les normes du travail sont susceptibles d'avoir des conséquences fortes sur ce ratio. L'augmentation des inégalités s'expliquerait donc par un accroissement du dualisme de l'économie<sup>11</sup>.

Pour illustrer ces résultats, nous pouvons estimer les effets d'une augmentation des normes sur l'inégalité en fonction du niveau initial de normes. Si un pays comme l'Afrique du Sud, dont le niveau de normes du travail est au-delà du point de retournement (0.57), voit ses normes augmenter jusqu'à atteindre un niveau de normes équivalent au niveau moyen des pays OCDE (0.77), l'indice de Gini pour ce pays baisserait selon nos estimations de 11%. D'un autre côté, si un pays pauvre, par exemple le Lesotho, augmente son niveau de normes effectif depuis son niveau actuel (0.37) jusqu'au niveau de normes d'un pays plus riche, par exemple l'Afrique du Sud (0.57), le niveau d'inégalités augmenterait d'environ 15%.

La baisse des inégalités observée après un certain seuil de normes du travail est à rapprocher de l'observation de Fields (2004) : lorsque la croissance économique s'accélère et que les travailleurs du secteur informel passent du secteur informel au secteur formel (au niveau de normes plus élevé), ceux qui restent dans le secteur informel reçoivent un revenu plus important qu'auparavant (Sen 1976, Leeson 1979).

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

---

<sup>11</sup>Voir chapitre 4 pour une discussion sur ce point particulier.

l'influence du capital social (Putnam, Leonardi, et Nanetti 2000) dans l'amélioration des institutions - ici les normes fondamentales du travail - au niveau national.

### 3.4 Conclusions du troisième chapitre

Nous proposons dans ce chapitre une nouvelle interprétation permettant d'expliquer les effets contradictoires, mis-en-avant dans la littérature empirique, des effets des normes de travail sur les inégalités de revenu. Ces divergences apparentes peuvent être expliquées par l'existence d'une courbe en 'U' inversé indiquant qu'une faible application des normes augmenteraient les inégalités tandis qu'une meilleure application permettrait de les réduire.

L'existence d'une *courbe de Kuznets sociale* se fonde ici sur l'hypothèse qu'un cadre institutionnel favorable tend à garantir l'application effective des normes fondamentales du travail. Plus précisément, l'influence des normes du travail sur les inégalités de revenu dépendra moins de la volonté politique du pays ou de l'adoption de conventions de l'OIT que du contexte social et politique dans lequel ces normes sont mises en place.

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. Dans 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.

# Chapitre 4

## Normes du travail dans une économie duale : une analyse théorique

### 4.1 Introduction

Nous avons montré dans les deux chapitres précédent que les normes fondamentales du travail étaient susceptibles (1) d'avoir un impact positif sur le revenu par habitant de long-terme, et (2) d'avoir un effet non-linéaire sur les inégalités, les normes étant susceptibles d'augmenter les inégalités avant de les réduire au-delà d'un certain niveau de normes. Cela renvoie par ailleurs au large débat dans la littérature sur les liens entre croissance et inégalités. Kuznets (1955) mettait en avant le fait que la croissance pouvait accentuer les inégalités dans un premier temps avant de les réduire du fait d'un effet de diffusion. De nombreux travaux empiriques ont suivi (Ahluwalia 1976, Papanek et Kyn 1986, Campana et Salvatore 1988, Bourguignon et Morrison 1990, Anand et Kanbur 1993, Bourguignon 1994, Milanovic 1995, Jha 1996, Cornia 1964), apportant des éclaircissements nouveaux sur la nature des relations entre inégalités et croissance. En y introduisant le rôle intermédiaire des normes du travail et l'existence potentielle d'une *courbe de Kuznets sociale*, nous apportons une interprétation nouvelle à cette relation, les normes augmentant de manière linéaire le revenu de long-terme mais ayant un effet non-linéaire sur les inégalités.

A ce stade, il nous semble nécessaire d'explicitier les mécanismes économiques sous-jacents permettant de comprendre et d'expliquer nos résultats économétriques. Une des explications potentielles de cet effet non-linéaire des normes sur les inégalités réside dans l'impact potentiel des normes sur le niveau de dualisme.

En effet, la persistance du dualisme dans les économies des pays en développement est susceptible d'avoir des conséquences importantes sur l'impact potentiel des normes sur ces économies. Harrison et Leamer (1997) montrent que la mise en place de normes trop restrictives<sup>1</sup> peut entraîner le déplacement d'une partie importante de la main d'oeuvre du secteur formel vers le secteur informel, renforçant le dualisme de l'économie<sup>2</sup>. La Banque Mondiale explique la croissance du secteur informel en Amérique Latine dans les années 1990 par un effet contre-productif des normes, renforçant les inégalités entre *insiders* et *outsiders* (Banque Mondiale 1995a). Singh et Zammit (2000) considèrent que le droit d'association et de négociation collective peut augmenter le niveau d'informalité par deux canaux : un canal macroéconomique où des droits plus importants destabilisant l'économie conduiraient à une baisse de l'emploi formel et donc une hausse de l'informalité ; et un canal microéconomique où une augmentation des salaires dans le secteur formel entraîneraient une baisse de la demande de travail formel. Cependant, Portes (1994) considère que l'effet des normes sur l'informalité dépendra essentiellement du type de normes et de droits associés. Les *droits de sécurité* (protection sociale, protection contre le licenciement) ont tendance à augmenter l'informalité au contraire des *droits civiques* (liberté syndicale) alors même que ces derniers sont associés à des salaires plus élevés<sup>3</sup>. En ce qui concerne les études empiriques, il n'existe pas non plus de consensus. Si Márquez et Pagès (1998)

---

<sup>1</sup>Plus précisément, ils étudient les effets d'une augmentation du salaire minimum.

<sup>2</sup>Harrison et Leamer (1997) proposent en réalité deux modèles. En supposant l'existence d'un secteur informel ne respectant pas la législation du travail, l'augmentation du salaire minimum dans le secteur formel aura pour conséquence de substituer de l'emploi informel à de l'emploi formel, avec un niveau de salaire plus faible, pouvant entraîner une augmentation globale de la production. Dans un deuxième modèle, l'introduction d'une fonction d'effort liée au salaire peut ne pas entraîner d'augmentation du chômage si une hausse du salaire minimum s'accompagne d'une hausse de la productivité.

<sup>3</sup>Plus précisément, il se base sur des études tendant à expliquer l'augmentation de l'économie informelle en Amérique Latine. Ces études montrent que ce ne sont pas des hauts salaires en tant que tel qui expliquent cette informalisation. Le principal déterminant serait plutôt des hauts salaires associés une force du travail immobile quelque soit la conjoncture.

montrent l'existence d'une forte corrélation positive entre la protection du marché de l'emploi et le nombre de travailleurs indépendants, Kucera et Galli (2004) montrent que les pays avec des normes du travail plus élevées ont tendance à avoir également une part plus importante de travail formel et une part plus faible de travail informel, ce qui est donc en contradiction avec les prédictions théoriques de Harrison et Leamer (1997).

Nous présenterons tout d'abord quelques observations empiriques à partir de l'indicateur temporel de respect effectif des normes fondamentales du travail, présenté dans la section 1.4. Cela nous permettra notamment de mettre en avant l'existence d'une corrélation négative entre emploi agricole et niveau de normes d'une part, mais aussi entre emploi informel et niveau de normes d'une autre part.

Nous construirons dans une seconde partie un modèle qui nous permettra d'expliquer les faits stylisés présentés. Pour cela, nous nous baserons sur un modèle à la Harris et Todaro (1970) avec deux secteurs : un secteur agricole et un secteur urbain formel. Dans ce type de modèle, on suppose également l'existence d'un chômage urbain qui peut être aisément assimilé à un secteur informel urbain<sup>4</sup>. Nous étudierons l'effet de la mise en place de normes dans le secteur urbain formel et son impact sur l'emploi urbain, sur le salaire, sur l'emploi rural et sur le niveau de chômage urbain.

Dans la première partie de notre modélisation, nous supposerons que les normes ont deux effets : un effet coût et un effet productivité. Nous montrerons que les normes peuvent avoir un effet positif sur l'emploi urbain. Cet effet dépendra du coût de la norme, du rendement de celle-ci et de l'intensité capitaliste du secteur formel. Quelque soit l'impact sur l'emploi formel, l'effet sur le secteur informel urbain pourra être positif ou négatif, ceci dépendant entre autre du niveau de salaire dans les deux secteurs urbain et rural. Nous montrerons les conditions sous lesquelles le paradoxe mis en avant par Todaro (1969) peut apparaître lorsque les créations d'emploi s'accompagnent d'une montée du chômage urbain (ou secteur informel urbain). Nous montrerons également l'existence de conditions sous lesquelles les

---

<sup>4</sup>Par la suite, nous parlerons donc de secteur informel urbain, considérant qu'il s'agit d'une hypothèse plus réaliste dans les pays en développement dans lesquels l'emploi informel constitue de fait une alternative au chômage.

normes jouent en faveur du développement avec création d'emploi urbain, baisse de l'emploi rural et baisse du chômage. Ce résultat va à l'encontre de l'idée reçue selon laquelle les normes pourraient avoir un effet pervers en renforçant le dualisme de l'économie.

Dans un second temps, nous formulerons l'hypothèse que les normes peuvent constituer une source potentielle et additionnelle de migration du secteur rural vers le secteur urbain. Cela nous permettra de montrer qu'on peut observer une migration rural-urbain expliquée par l'augmentation des normes dans le secteur urbain formel, même lorsque l'effet sur l'emploi dans ce secteur est négatif. Cet effet incitatif des normes aura tendance à accentuer la probabilité de voir apparaître le paradoxe de Todaro. Se pose alors la problématique des disparités des conditions de travail entre économie rurale et économie urbaine appelant à une réflexion sur les possibilités d'améliorer les conditions de travail dans l'économie rurale pour minimiser les effets négatifs sur le chômage liés à la migration rural-urbain.

## **4.2 Normes du travail, emploi urbain, emploi rural et emploi informel : quelques faits stylisés**

Nous étudions dans cette section les relations existantes entre niveau de normes fondamentales du travail et différents niveaux d'emplois dans les secteurs. Pour cela, nous nous appuyons sur l'indicateur temporel de respect des normes fondamentales du travail présenté dans la section 1.4. Cet indicateur présente l'avantage de permettre d'étudier si les relations ici mises en avant sont stables dans le temps. Bien-sûr, nous étudions ici l'existence potentielle de corrélations et ne pouvons tirer aucune conclusion sur les liens de causalité entre variables. Ces observations peuvent également s'expliquer par le caractère endogène des normes ; plus un pays est développé, plus il sera susceptible d'avoir des normes élevées et moins il aura d'activités agricoles. Nous avons par ailleurs mis en avant ce caractère endogène des normes dans nos précédents chapitres empiriques. Toutefois, même en contrôlant du caractère endogène de ces normes, nous avons démontré qu'elles avaient un impact significatif sur le revenu et les inégalités. Par ailleurs, le développement étant souvent caractérisé par un processus de réduction du dualisme dans l'économie, nous cherchons ici à

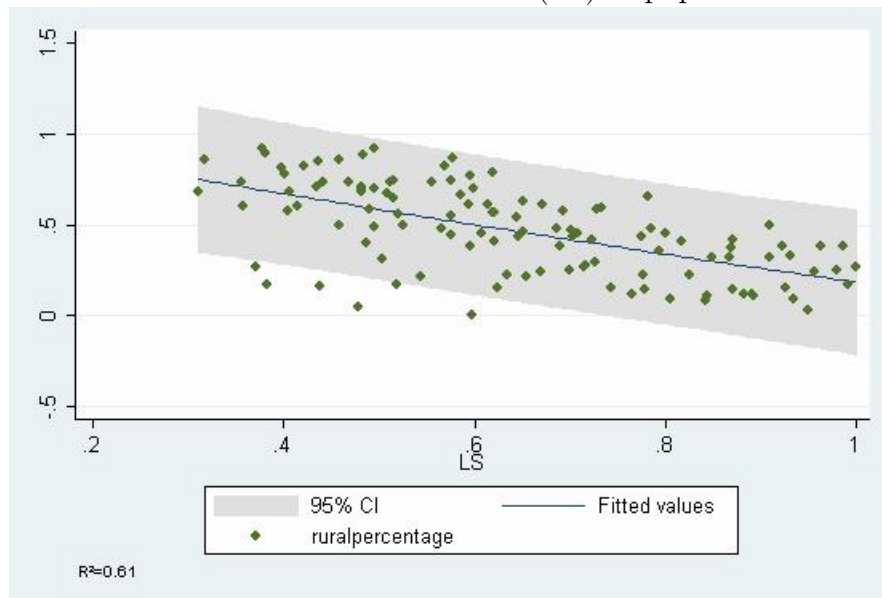


voir quelles relations statistiques peuvent être observées entre normes et dualisme. Mais le principal objet de cette étude est ici de confronter ces relations statistiques à des prédictions théoriques susceptibles d'expliquer ces dernières.

### 4.2.1 Une corrélation négative entre niveau de normes et population rurale

Le graphique 4.1 montre la relation existante entre le niveau de normes et le pourcentage de population rurale pour l'année 1995<sup>5</sup>.

FIG. 4.1 – Relation entre niveau des normes (LS) et population rurale (1995)



Source. Population rurale : World Development Indicator (Banque Mondiale); Normes Sociales : Indicateur construit par l'auteur (voir section 1.4).

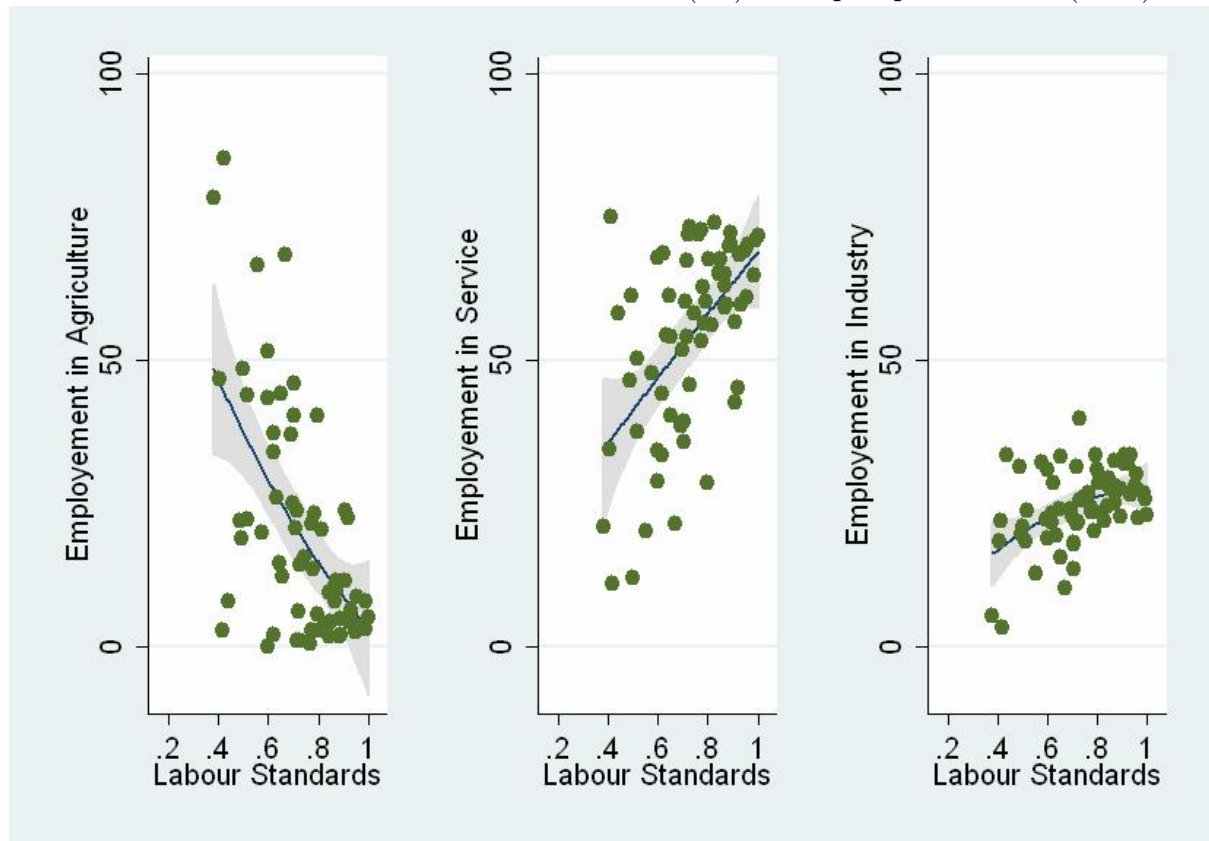
Cela semble confirmer les résultats empiriques de Kucera et Galli (2004) observant une relation négative entre secteur informel et niveau de normes (si on considère que l'emploi rural est par caractéristique plus informel que l'emploi urbain).

<sup>5</sup>Nous présentons dans l'annexe C.1 les résultats pour les autres années. Les résultats sont identiques pour les périodes précédentes avec une corrélation négative entre les deux variables. Cette corrélation est encore plus élevée pour les années précédentes (-0.69 en 1970).

### 4.2.2 Une corrélation positive avec l'emploi dans l'industrie et les services

On observe une corrélation positive (graphique 4.2) entre le niveau de normes et niveau d'emploi dans les secteurs des services et de l'industrie, et une corrélation négative avec le niveau d'emploi agricole<sup>6</sup>.

FIG. 4.2 – Relation entre niveau des normes (LS) et emploi par secteurs (1995)



$R^2$  : -0.58 (Agriculture); 0.58 (Service); 0.44 (Industrie)

Source. Emploi par secteur : FAO ; Normes Sociales : Indicateur construit par l'auteur (voir section 1.4).

<sup>6</sup>Les graphiques pour les autres années sont présentés dans l'annexe C.1. Les résultats sont similaires.

### 4.2.3 Une corrélation négative entre normes du travail et économie informelle

Nous reprenons ici différentes mesures de l'économie informelle produites ou synthétisées par Schneider et Enste (2002)<sup>7</sup> pour les années 1989-90 ou 1990-3 selon les sources. S'il semble exister une corrélation négative entre les différentes mesures d'économie informelle et de normes du travail, le coefficient de corrélation est très variable selon la mesure utilisée. Celui-ci varie de -0.59 à -0.31. Une nouvelle fois, les observations empiriques ne semblent pas appuyer les prédictions théoriques (voir graphique 4.3).

### 4.2.4 Pas de corrélation claire entre *évolution* des normes et *croissance* de l'emploi dans les différents secteurs

Si les corrélations entre niveau de normes et niveau d'emploi dans les différents secteurs sont systématiquement significatives, ce n'est pas le cas dès-lors qu'on regarde la corrélation entre l'évolution des différentes variables (voir table C.1 pour les corrélations entre niveau de normes et niveaux d'emplois et C.2 pour les corrélations entre les évolutions des différentes mesures).

Cette observation préfigure le fait que les dynamiques d'une évolution des normes sur les différents niveaux d'emplois sectoriels est complexe et peut dépendre de paramètres multiples. Notre modèle proposera des pistes d'explications à ces observations.

Résumons donc les faits stylisés mis-en-avant ici :

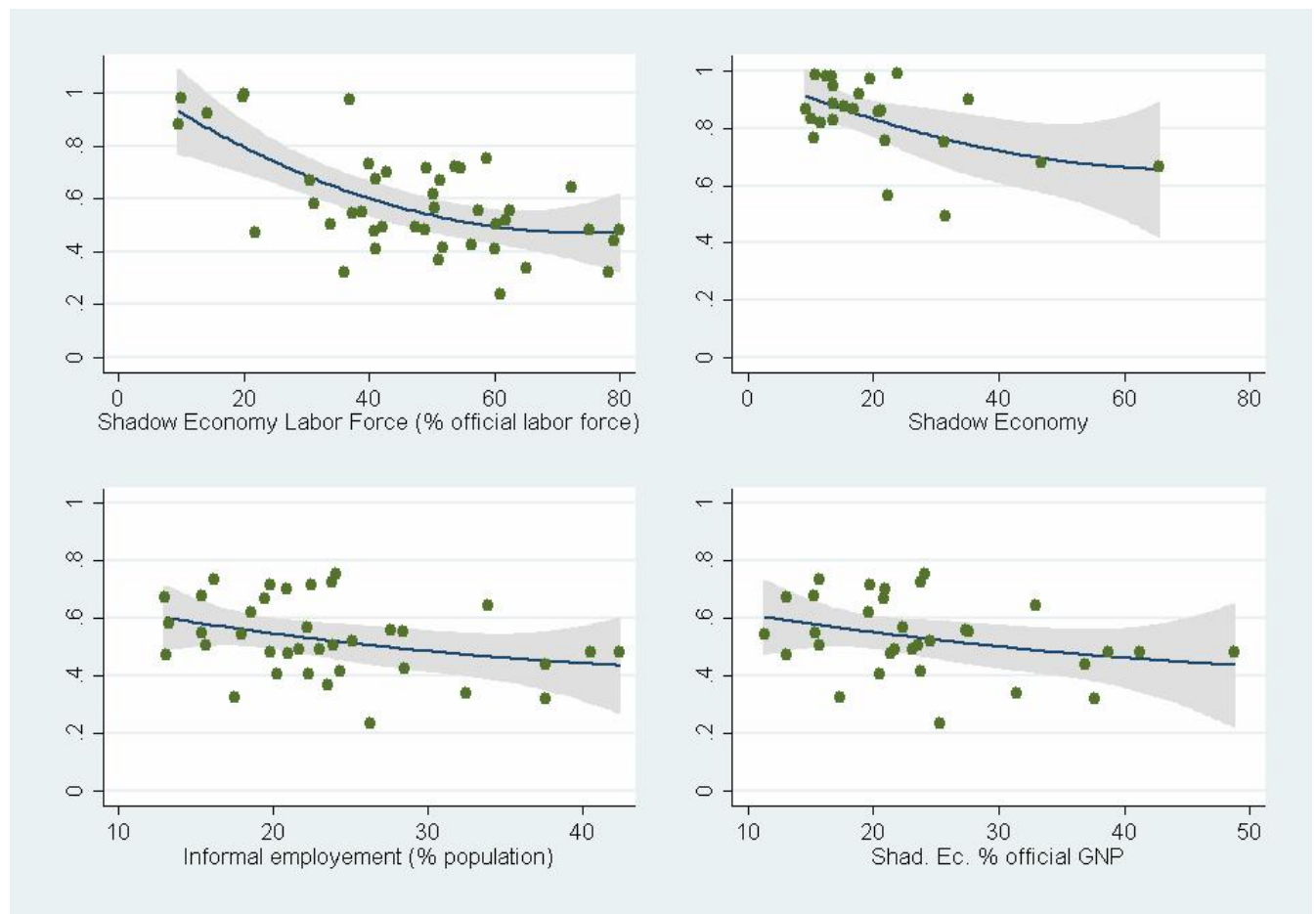
- **Fait stylisé (1)**. Il existe une corrélation globalement négative entre niveau de normes et population rurale d'une part et emploi agricole<sup>8</sup> d'autre part.

---

<sup>7</sup>Voir Chapitre 4. "Size of the Shadow economies around the World"; pp 29-53

<sup>8</sup>La corrélation est forte entre évolution de l'emploi agricole et de la population rurale. La corrélation entre normes et emploi agricole est toutefois plus fortement négative que celle entre normes et population rurale, suggérant une relation différente pour l'emploi rural non-agricole. L'étude de ce type d'emploi a fait l'objet d'une recherche spécifique (Anderson et Leiserson 1980, Lanjouw et Lanjouw 1999, Reardon, Berdegue, et Escobar 2001), la plupart des études insistant sur l'hétérogénéité des emplois proposés dans ce secteur. Nous sommes donc conscients que les évolutions de l'emploi agricole et de la population rurale ne sont pas strictement équivalentes mais ces différences jouent un rôle mineur dans notre analyse.

FIG. 4.3 – Relation entre niveau des normes (LS) et économie informelle (Année 1990)



$R^2$  : -0.60 (Shadow Economy Labor Force), -0.50 (Shadow Economy)  
-0.33 (informal employment), -0.31 (Shad Ec. % official GDP)

Source. Différentes mesures de l'économie informelle : (Schneider et Enste 2002); Normes Sociales : Indicateur construit par l'auteur (voir section 1.4).

- **Fait stylisé (2)**. Il existe une corrélation positive entre le niveau de normes et l'emploi dans les secteurs industriels et de service.
- **Fait stylisé (3)**. Il existe une corrélation négative et significative entre niveau de normes et secteur informel.
- **Fait stylisé (4)**. Il n'existe par contre aucune relation significative entre l'évolution des normes et la croissance de l'emploi dans les différents secteurs. Il en est de même pour la croissance de la population urbaine et rurale.

Les faits stylisés observés ici sont cohérents avec les observations empiriques de Kucera et Galli (2004) sur l'Amérique Latine et semblent contredire les prédictions théoriques de la Banque Mondiale (1995). Cependant, il n'est pas possible à ce stade d'établir de conclusions définitives, car il semble difficile d'identifier l'effet d'une *augmentation* des normes. Nous ne contrôlons pas par ailleurs d'autres aspects pouvant expliquer le *niveau* de l'emploi dans les différents secteurs (notamment le revenu) et prenons pas en compte la potentielle endogénéité des normes. Nous verrons dans la partie suivante que l'absence de relation entre évolutions des normes et évolution de l'emploi sectoriel peut s'expliquer par l'existence de situations multiples dépendant principalement du coût de la norme, du rendement de celle-ci et de l'intensité capitaliste des secteurs.

Nous étudions ici l'effet des normes sur un aspect constitutif du développement, à savoir ses effets potentiels sur le processus de réduction du dualisme<sup>9</sup>.

---

<sup>9</sup>Today (1969) fonde son étude du dualisme sur "*le fait bien établi dans l'histoire économique que le progrès matériel a été généralement associé avec le transfert graduel mais continu des agents économiques du secteur rural basé sur une agriculture traditionnelle sur un secteur industriel moderne et urbain. (...) Le développement économique est souvent défini en terme de transferts d'une large proportion de travailleurs du secteur agricole au secteur industriel*". Ranis (2003) montre que le modèle basique de dualisme permet bien d'expliquer les trajectoires de développement de pays tels que l'Angleterre, le Japon et Taiwan et continue à être pertinent pour la Chine, l'Inde, une partie de l'Afrique et de l'Amérique Latine entre autres.

### 4.3 Modèle d'économie duale avec normes du travail

Nous choisissons ici d'utiliser le modèle Harris et Todaro (1970) que nous modifions afin de prendre en compte l'existence de normes du travail dans le secteur urbain formel.

Ce modèle est certainement un des modèles de dualisme les plus utilisés<sup>10</sup>. Il est basé sur l'hypothèse d'une économie avec deux secteurs : un secteur agricole et un secteur urbain. Il y a deux facteurs de production, le capital et le travail<sup>11</sup>. Nous sommes en concurrence pure et parfaite dans le secteur agricole et les facteurs de production sont rémunérés à leur productivité marginale dans les deux secteurs. Le salaire urbain est ici fixé de manière exogène à un niveau supérieur à celui du marché, ce qui provoque l'apparition du chômage urbain. Si les travailleurs sont neutres au risque et que les emplois urbains sont alloués de manière aléatoire par un système de loterie, on atteint l'équilibre de long-terme de migration rural-urbain quand le salaire rural devient égal au salaire urbain espéré.

Ce modèle présente des propriétés intéressantes qui nous seront utiles dans notre analyse de l'impact des normes du travail et justifie le choix de ce type de modélisation. Il permet en effet d'expliquer la persistance d'une migration rural-urbain même en présence d'un chômage urbain élevé. L'évolution de l'emploi dans le secteur urbain formel pourra s'accompagner d'effets paradoxaux sur l'emploi : le paradoxe de Todaro stipule ainsi qu'on peut observer une augmentation de l'emploi urbain sans baisse du chômage du fait d'une augmentation de la migration. Il pourra être intéressant d'étudier l'effet des normes sur un tel paradoxe.

Bien-sûr, le modèle Harris-Todaro présente un certain nombre de limites qui ont été levées par plusieurs auteurs dans des articles plus récents. La principale limite concerne l'aspect exogène du salaire urbain. Beaucoup de modèles ont donc cherché à l'endogénéiser

---

<sup>10</sup>Nous nous plaçons ici dans un modèle de type Harris et Todaro (1970) plutôt que dans un modèle de type Lewis (1954) dans la mesure où il permet d'expliquer la persistance d'un chômage urbain. Par ailleurs, les modèles de type Lewis (1954) se basent sur l'existence d'un surplus de main-d'oeuvre agricole prête à migrer dans le secteur urbain et n'appelle pas à des choix de migration pouvant dépendre des normes du travail.

<sup>11</sup>Nous considérons ici le capital immobile et, pour faciliter les calculs, spécifique au secteur urbain formel. Cette hypothèse n'a pas d'incidence sur les résultats théoriques.

(Agenor et Azienman 1999, Bencivenga et Smith 1997, Brueckner et Zenou 1999, Calvo 1978, Krebs et Maloney 1999, MacLeod et Malcomson 1998, Moene 1988, Satchi et Temple 2006, Stiglitz 1974). Cependant, cette extension du modèle n'est pas primordiale ici dans la mesure où nous cherchons à étudier les effets des normes et non du salaire. Le choix est donc fait de se baser sur la version originale du modèle.

D'autres extensions visent à étudier de manière plus approfondie la dynamique propre au secteur informel (Bhattacharya 1998a, Fortin, Marceau, et Savard 1997). Toutefois, il est également possible d'assimiler le chômage urbain au secteur urbain informel dont la productivité marginale serait faible et constante, comme suggéré par Corden et Findlay (1975).

D'autres auteurs sont revenus sur l'hypothèse d'homogénéité des travailleurs (Katz et Stark 1986c, Katz et Stark 1986b, Katz et Stark 1986a), se sont concentrés sur les choix de recherche d'emplois des travailleurs (Vishwanath 1991, Bhattacharya 1998b, Sato 2004), ou ont étudié les effets de la migration sur le développement rural (Stark et Levhari 1982). Tous ces modèles de la nouvelle économie de la migration sont pertinents pour expliquer plus finement différents aspects du processus de migration. Néanmoins, ces développements ne sont pas au coeur de notre analyse, et interfèrent peu avec l'impact potentiel des normes sur l'emploi rural, urbain et sur le chômage.

Depuis la parution de l'article de Harris et Todaro (1970), de nombreux auteurs ont proposé des extensions du modèle prenant en compte certains aspects du marché du travail que nous voulons étudier ici. Calvo (1978) endogénéise la fixation du salaire dans le secteur informel en y introduisant la présence de syndicats. Holmlund et Lundborg (1990) analysent les implications de la présence de syndicats sur le financement de l'assurance-chômage. De manière plus générale, on pourrait considérer que la mise en place de normes, en augmentant le coût du travail pourrait s'apparenter à une augmentation du salaire minimum, dont les effets ont été largement étudiés dans la littérature<sup>12</sup>. Feldman (1989) montre ainsi qu'une faible subvention uniforme sur le salaire augmentera le chômage alors qu'une augmentation

---

<sup>12</sup>Voir Lall, Selod, et Shalizi (2006) pour une revue de littérature sur la question et Corden et Findlay (1975) pour une illustration graphique des mécanismes.

plus large le réduira.

Cependant, les avantages hors-salaire peuvent constituer une part non négligeable du salaire. MacIsaac et Rama (1997) montrent ainsi que ces avantages 'hors-salaire' comptent en Equateur pour 75% du salaire pour un salarié payé au salaire minimum<sup>13</sup>. Notre modélisation prend par ailleurs en compte un autre aspect des normes du travail, celui d'une augmentation potentielle de la productivité.

### 4.3.1 Normes et Productivité

De nombreux auteurs (Aidt et Tzannatos 2002, Brown 2000, Brown, Deardorff, et Stern 1996, Maskus 1997, OCDE 1996, Sharma et Giles 1993, Martin et Maskus 2001) ont montré l'existence d'un tel lien devant être pris en compte dans notre analyse.

La liberté d'association et l'abolition du travail forcé, de la discrimination et du travail des enfants sont supposés avoir un effet positif sur le niveau de productivité. Les syndicats apportent aux salariés la capacité de donner leur avis sur les décisions de management, rendant plus probable la résolution des différends par la discussion et la négociation, plus que par le conflit. Par ailleurs, la syndicalisation réduit la rotation du personnel. Les salariés seront mieux à même de développer des compétences spécifiques à l'emploi et les employeurs seront plus enclins à investir dans la formation de long-terme. Ces deux aspects auront tendance à renforcer la croissance de la productivité. Aidt et Tzannatos (2002) considèrent que la négociation collective favorise la coordination. La plupart des études sur la question montrent que la négociation collective exercée de manière coordonnée est associée à des performances macroéconomiques accrues<sup>14</sup>. Martin et Maskus (2001) montrent que si les

---

<sup>13</sup>Ces auteurs montrent également qu'une proportion importante de ces avantages hors-salaire sont pris en charge par le travailleur, par le biais d'un salaire plus faible. La hausse du coût pour l'entreprise, pouvant être potentiellement de 75% pour un travailleur payé au salaire minimum, n'est en réalité que de 18% du fait d'une baisse de salaire. Néanmoins, cette augmentation reste significative.

<sup>14</sup>Pour les pays OCDE, ils trouvent que les pays avec un système de négociation collective ont de meilleures performances économiques que les pays avec des systèmes moins coordonnés dans les années 1970 et 1980. Les résultats pour les années 1990 sont plus ambigus, ce qui s'explique, selon les auteurs, par des effets dynamiques plus importants que les effets statiques.



marchés sont compétitifs, il est plus probable que les droits d'association augmentent la production et la compétitivité en améliorant la productivité. Les droits syndicaux peuvent être par ailleurs une réponse à un marché en situation de monopsonne, si les syndicats négocient un salaire et un niveau d'emploi conforme à l'équilibre compétitif. Dans cette situation, il y aura augmentation de la production et de la compétitivité du fait d'une réduction du pouvoir de marché des entreprises. Levine et d'Andrea Tyson (1990) synthétisent 43 études portant sur le lien entre productivité et participation des travailleurs : une très grande majorité des études montrent l'existence d'un impact positif de la participation des travailleurs sur la productivité, ou a minima, un impact nul. Très peu d'études montrent l'existence d'un lien négatif. Toute cette discussion renvoie à ce que Freeman et Medoff (1984) définissent comme les deux faces de la syndicalisation. La face 'monopole' (*monopoly face*) est caractérisée par l'utilisation du pouvoir de syndicats pour distribuer une plus large proportion du revenu aux travailleurs syndiqués. Comme le souligne Swinnerton (1997), s'agissant d'une question de redistribution, cela n'aura pas d'effet sur le niveau d'efficacité de l'économie. L'autre facette du syndicalisme est de réduire le pouvoir de marché des employeurs (*voice face*) en situation de monopsonne. Cet aspect aura tendance à améliorer l'efficacité (OCDE 1996, Banque Mondiale 1995b).

Les discriminations sur le marché de l'emploi empêchent une allocation efficace du travail entre employeurs et travailleurs. Les économies sont bien plus productives dès lors que les emplois sont alloués sur la base des compétences et de l'abilité plutôt que sur la base de la race ou du sexe (Brown, Deardorff, et Stern 1996, Maskus 1997, OCDE 1996).

Le travail des enfants et le travail forcé augmentent l'offre de travail peu cher ou gratuit dans le pays, ce qui pousse à la baisse l'ensemble des salaires. Un accès facile à une main d'œuvre bon marché enlève des incitations pour les entreprises de réduire leur coût en développant ou adoptant de nouvelles technologies<sup>15</sup>. La croissance de la productivité peut s'en retrouver réduite.

---

<sup>15</sup>Le cas de la Chine pouvant apparaître comme un contre-exemple frappant à cette affirmation. Toutefois, le système économique chinois se base sur des choix d'investissements notamment en nouvelles technologies pris au plus haut de l'Etat. La question des incitations pour les firmes à adopter des nouvelles technologies est dans ce contexte moins importante que les choix stratégiques opérés par l'Etat.

Si l'on considère par ailleurs que le niveau d'effort est positivement lié au niveau de salaire ou de normes du travail, les conséquences potentielles d'une augmentation des normes sur l'emploi et la production seront également différentes (Leamer 1996, Harrison et Leamer 1997). Sous certaines conditions, une augmentation des normes force les travailleurs à devenir plus productifs. Si l'augmentation de la productivité est suffisante pour compenser l'augmentation du coût du travail, il n'y aura pas d'augmentation du chômage ou de l'emploi informel.

Globalement, il semble donc essentiel de prendre en compte ce choc de productivité pouvant résulter d'une augmentation des normes fondamentales du travail. Nous modélisons donc ici cet impact sur la productivité en assimilant la mise en place de normes dans le secteur à une externalité positive au niveau de la branche (associée à un coût direct pour l'entreprise).

### 4.3.2 Fonction de production et salaire dans les secteurs rural et urbain formel

#### 4.3.2.1 Fonction de production et salaire dans le secteur rural

Nous considérons que le secteur rural n'utilise qu'un seul facteur de production, le travail. La fonction de production est de la forme :

$$Y_a = q(L_a) = A_a L_a^\eta \tag{4.1}$$

Avec  $A_a$ , la productivité globale du facteur travail,  $Y_a$ , la production dans le secteur rural,  $L_a$  le niveau d'emploi dans le secteur,  $\eta$  est compris entre 0 et 1.

Le travail est rémunéré à sa productivité marginale. Le salaire agricole est donc le suivant<sup>16</sup> :

---

<sup>16</sup>Beaucoup d'auteurs proposent une version simplifiée du modèle dans laquelle le salaire agricole est fixe et ne dépend pas de l'emploi agricole (Fields 2005). Nous ne retenons pas cette hypothèse dans la mesure où elle ferait disparaître certains des cas qu'il nous apparaît important d'étudier ici.

$$w_a = q'_{L_a} = \eta A_a L_a^{\eta-1} \quad (4.2)$$

### 4.3.2.2 Fonction de production et salaire dans le secteur urbain formel avec normes

Nous prenons pour ce secteur une fonction de type Cobb-Douglas avec deux facteurs (capital, travail). La norme est supposée mise en place au niveau du secteur. Nous considérons ici que la norme a deux effets : un effet coût direct pour l'entreprise et un effet productivité pouvant être assimilé à une externalité positive au niveau de la branche.

Les normes ont un coût direct et exogène pour l'entreprise. Nous considérons donc ici que l'entreprise prend en charge le coût de la mise en place des normes, en intégrant ce coût dans sa fonction de production<sup>17</sup>. L'OIT estime le coût de l'éradication mondiale du travail des enfants à 760 milliards de dollars sur 20 ans (O.I.T. 2006). L'interdiction du travail forcé ou du travail des enfants, la mise en place d'un système de protection sociale, et plus largement de nouvelles protections sont susceptibles d'entraîner des surcoûts pour l'entreprise.

Nous considérerons ici que la norme se manifeste par un coût proportionnel à l'emploi productif pour la firme. Deux exemples peuvent illustrer et justifier cette hypothèse :

- La mise en place de normes nécessitent, pour qu'elles soient pleinement respectées, l'existence de contrôles. Ces contrôles passent par l'emploi de contrôleurs du travail dont la mission unique serait de vérifier la pleine application des normes. Des employés qui pouvaient être embauchés dans le secteur productif seront donc 'détachés' pour assurer le contrôle de la mise en place et de l'application des normes.

---

<sup>17</sup>D'autres possibilités existent quant au financement des normes : le coût de celles-ci peuvent également être pris en charge par l'Etat, par les organisations internationales ou par les consommateurs. Bazillier (2005) considère ainsi que les normes fondamentales du travail constituent un bien public mondial, dont le financement serait à repenser au niveau international. Nous supposons néanmoins dans un premier temps la prise en charge du coût directement par l'entreprise, qui semble l'hypothèse la plus plausible dans un grand nombre de pays en développement.

- Le respect de la liberté syndicale nécessite de donner des moyens aux syndicats pour qu'ils exercent effectivement leurs missions. Cela peut passer par le détachement de salariés qui continueront à travailler pour l'entreprise sans qu'ils participent directement au processus productif.

En intégrant ce coût la fonction de production du secteur urbain formel est donc la suivante.

$$Y_m = f(K_m, L_m) = A_m K_m^\theta [L_m(1 - CS)]^{1-\theta} \quad (4.3)$$

Afin de modéliser les effets des normes du travail, nous proposons une décomposition de la productivité globale des facteurs dans ce secteur. Pour cela, nous suivons la méthodologie de Frankel (1962) pour endogénéiser le progrès technique que nous adaptons afin de prendre en compte les caractéristiques des normes du travail<sup>18</sup>.

Nous supposons donc ici que les normes ont un impact sur la productivité globale des facteurs. Les normes sont fixés au niveau du secteur et agissent comme une externalité positive (voir section 4.3.1). Nous supposons donc ici que les normes du travail (LS) affectent positivement le rendement social avec un certain rendement ( $\gamma$ ), de sorte que le facteur d'échelle résiduel ( $A_m$ ) ne soit que partiellement aléatoire ( $\check{A}$ ).

$$\check{A} = A_m (LS)^\gamma \quad (4.4)$$

La fonction de production devient donc :

---

<sup>18</sup>Nous proposons ici une décomposition de la productivité globale des facteurs en utilisant directement les normes du travail. Mais il est également possible d'y introduire le capital humain comme proposé par Frankel (1962) puis de décomposer le résidu avec les normes du travail. Cela ne change pas qualitativement les résultats, nous n'incluons donc pas ici le capital humain pour nous concentrer sur l'effet des normes. Voir Sirven (2004) pour une application d'une telle décomposition de la productivité globale des facteurs avec capital social.

$$Y_m = \check{A}LS^\gamma K^\theta [L_m(1 - CS)]^{1-\theta} \quad (4.5)$$

Les rendements sont ici constants à l'échelle de la firme ( $\theta + (1 - \theta) = 1$ ) mais croissants à l'échelle du secteur ( $\gamma + \theta + (1 - \theta) > 1$ ), du fait des externalités positives (Frankel 1962) et de l'effet des normes du travail.

En postulant que les normes sont corrélées au niveau de capital par tête<sup>19</sup> ( $K/L = \sigma LS$ ), il est possible de retrouver sous certaines conditions l'expression du modèle standard de croissance endogène<sup>20</sup>.

Suivant Harris et Todaro (1970), le salaire dans le secteur urbain formel est fixé institutionnellement. Ce salaire 'institutionnel' peut provenir de l'existence d'un salaire minimum, de la présence de syndicats, de négociation de branche sur les salaires. Quelque soit la source de cette rigidité, elle n'influence pas en tant que tel notre modèle ici.  $w_m$  est donc ici fixé et le niveau d'emploi dépend donc de la productivité marginale du travail dans le secteur.

$$w_m = f'_{L_m} = \check{A}LS^\sigma K_m^\theta L_m^{-\theta} (1 - \theta)(1 - CS)^{1-\theta} \quad (4.6)$$

### 4.3.3 Niveaux d'emploi et de chômage

#### 4.3.3.1 Niveau d'emploi dans le secteur formel

Pour mesurer l'impact final des normes du travail, nous devons poser une relation entre l'aspect coût des normes ( $CS$ ) et l'aspect productivité ( $LS$ ).

$$LS = \alpha CS \quad (4.7)$$

---

<sup>19</sup>Pour suivre le raisonnement de Frankel, les normes dépendent de l'accumulation du capital humain au niveau du secteur, qui dépend lui même du niveau de capital par tête.

<sup>20</sup>voir l'annexe C.2 pour le détail.

Nous cherchons à estimer l'impact d'une amélioration des normes dans le secteur urbain formel sur le niveau d'emploi. Le salaire dans le secteur urbain formel est fixé institutionnellement. On peut donc en déduire le niveau d'emploi correspondant. A partir de (4.6), on obtient :

$$L_m = \left( \frac{w_m}{(1-\theta)\check{A}(\alpha CS)^\gamma K_m^\theta (1-CS)^{1-\theta}} \right)^{1/\theta} \quad (4.8)$$

Nous pouvons donc en déduire l'impact des normes sur l'emploi urbain formel :

$$\frac{\partial L_m}{\partial CS} = - \left( \frac{w_m}{Z} \right)^{1/\theta} \left( \frac{w_m(1-\theta)}{Z(1-CS)} - \frac{w_m\gamma}{ZCS} \right) \frac{Z}{\theta w_m} \quad (4.9)$$

avec  $Z = \check{A}(\alpha CS)^\gamma K_m^\theta (1-\theta)(1-CS)^{1-\theta}$ .

- Si  $CS > \frac{\gamma}{1-\theta+\gamma}$ , alors  $\frac{L_m}{CS} < 0$ , la mise en place de normes a un effet négatif sur l'emploi urbain salarié.
- Si  $CS < \frac{\gamma}{1-\theta+\gamma}$ , alors  $\frac{L_m}{CS} > 0$ , la mise en place de normes a ici un effet positif sur l'emploi urbain salarié.

On voit bien ici que l'impact des normes<sup>21</sup> sur l'emploi urbain formel dépend de trois paramètres : le coût de la norme  $CS$ , le rendement de la norme  $\gamma$  et l'élasticité du travail  $(1-\theta)$ .

Il est intéressant de voir que l'intensité capitaliste  $\theta$  du secteur manufacturé aura une influence sur l'effet potentiel des normes. Plus elle sera importante, plus la norme sera susceptible d'avoir un impact positif sur l'emploi urbain. Lorsque le secteur est intensif en travail, le rendement de la norme devra être d'autant plus important pour qu'elle puisse avoir un impact positif sur l'emploi. Dans la mesure où la structure capitaliste diffère largement entre pays et entre secteurs, cela pourrait expliquer pourquoi nous n'observons pas

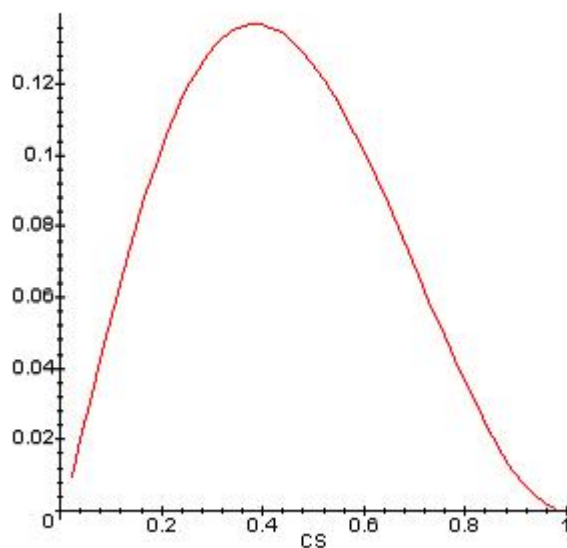
---

<sup>21</sup>Il est également possible décomposer l'impact final des normes entre un effet positif de  $LS$  et un effet négatif de  $CS$ .

de corrélation significative au niveau international entre *évolution* des normes et *croissance* de l'emploi industriel (même chose dans le secteur des services), comme présenté dans le fait stylisé (4).

Afin de visualiser ce résultat, nous assignons une valeur aux paramètres<sup>22</sup> et étudions le relation existante entre  $CS$  et  $L_m$ . Ce résultat n'est bien-sûr valable que pour  $(1 - \theta)$  et  $\gamma$  donnés, mais il permet de mettre en avant l'effet non-linéaire des normes sur l'emploi urbain (voir graphique 4.4)<sup>23</sup>.

FIG. 4.4 – Relation entre normes du travail ( $CS$ ) et emploi urbain ( $L_m$ )



#### 4.3.3.2 Condition d'équilibre Harris-Todaro et emploi rural

Harris et Todaro (1970) considèrent qu'il y aura migration entre le secteur rural et urbain tant que le salaire dans le secteur agricole  $w_a$  ne sera pas égal au *salaire espéré* dans le secteur urbain. Harris et Todaro considèrent que le salaire espéré est la somme du salaire

---

<sup>22</sup> $\theta = 0.4; \check{A} = 2; K_m = 1; \alpha = 0.8; w_m = 1$

<sup>23</sup>Cet effet 'en cloche' est observable quelques soient les paramètres à partir du moment où  $\gamma > 0$ .

du secteur urbain formel pondéré par le taux d'emploi dans le secteur urbain, et du salaire des chômeurs (ou travailleurs urbains informels) pondéré par le taux de chômage. Ici, afin de simplifier le modèle, nous considérons que le salaire des chômeurs (ou travailleurs urbains informels) est nul, ce qui n'influence pas les résultats qualitatifs du modèle.

La condition d'équilibre est donc la suivante :

$$w_a = \frac{L_m}{L_m + u} w_m \quad (4.10)$$

Avec  $u$ , le taux de chômage dans le secteur urbain (ou le taux d'emploi informel urbain). On sait également que :

$$L_m + u + L_a = 1 \quad (4.11)$$

A partir de (4.2), on peut en déduire le niveau de travail agricole  $L_a$  en fonction du salaire agricole  $w_a$  :

$$L_a = \left[ \frac{w_a}{\phi} \right]^{1/\eta-1} \quad (4.12)$$

avec  $\phi = A_a \eta$ .

L'équation d'équilibre peut donc être réécrite sous la forme :

$$w_a = \frac{L_m}{1 - \left[ \frac{w_a}{\phi} \right]^{1/\eta-1}} w_m \quad (4.13)$$

Nous substituons la formulation de  $L_m$  trouvée à l'équation (4.8). L'équation précédente peut donc se réécrire :

$$w_a = \frac{\left( \frac{w_m}{(1-\theta)\check{A}LS^\gamma K_m^\theta (1-CS)^{1-\theta}} \right)^{1/-\theta-\beta}}{1 - \left[ \frac{w_a}{\phi} \right]^{1/\eta-1}} w_m$$



$$(4.14)$$

Nous pouvons donc en déduire l'impact des normes sur le salaire rural<sup>24</sup>.

$$\frac{\partial w_a}{\partial CS} = \frac{-\left(\frac{w_m}{Z}\right)^{1-\theta} \left(\frac{w_m(1-\theta)}{Z(1-CS)} - \frac{w_m\gamma}{Z*CS}\right) \frac{Z}{\theta}}{1 - \frac{\eta}{\eta-1} \left[\frac{w_a}{\phi}\right]^{1/\eta-1}} \quad (4.15)$$

avec  $Z = \check{A}(\alpha CS)^\gamma K_m^\theta (1-\theta)(1-CS)^{1-\theta}$ .

En prenant la formulation de  $\frac{\partial L_m}{\partial CS}$  obtenue dans l'équation 4.9, nous obtenons :

$$\frac{\partial w_a}{\partial CS} = \frac{\frac{\partial L_m}{\partial CS}}{\left(1 - \frac{\eta}{\eta-1} \left[\frac{w_a}{\phi}\right]^{1/\eta-1}\right) \theta} \quad (4.16)$$

Comme  $0 < \eta < 1$ ,  $\frac{\partial w_a}{\partial CS}$  prend le même signe que  $\frac{\partial LM}{\partial CS}$ . Nous retrouvons logiquement une relation du modèle Harris-Todaro, stipulant une relation négative entre emploi urbain et emploi rural,  $L_m$  évoluant ici dans le même sens que  $w_a$  (et donc dans le sens inverse de  $L_a$ ). Ici les normes du travail ont un impact direct sur l'emploi urbain, ce qui modifie la relation d'équilibre de Harris-Todaro puisque le taux d'emploi urbain fait évoluer le salaire urbain espéré, et *in fine* l'emploi et le salaire dans le secteur rural.

En reprenant les paramètres fixés dans la section précédente (voir graphique 4.4)<sup>25</sup>, nous obtenons une illustration graphique de la relation entre  $w_a$  et  $CS$  pour un niveau donné de l'ensemble des paramètres (graphique 4.5). Le point de retournement est logiquement le même.

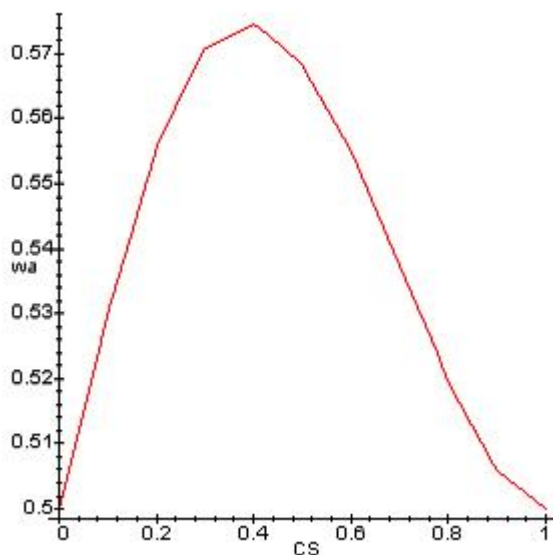
A partir de l'équation (4.12), il est possible de déterminer l'impact final des normes du travail sur l'emploi rural.

---

<sup>24</sup>Voir l'annexe C.3 pour la démonstration du résultat.

<sup>25</sup>Avec  $A_a = 1$  et  $\eta = 0.5$ .

FIG. 4.5 – Relation entre normes du travail ( $CS$ ) et salaire rural ( $w_a$ )



$$\frac{\partial L_a}{\partial CS} = \frac{w_a^{\frac{2-\eta}{\eta-1}} w_m}{(A_a \eta)^{1/\eta-1} (\eta - 1) \left(1 - \frac{\eta}{\eta-1} \left[\frac{w_a}{A_a \eta}\right]^{1/\eta-1}\right)} \frac{\partial L_m}{\partial CS} \quad (4.17)$$

$(\eta - 1) < 0$ , donc  $\frac{\partial L_a}{\partial CS}$  prend le signe opposé de  $\frac{\partial L_m}{\partial CS}$ .

- Si les normes augmentent l'emploi urbain : la hausse de l'emploi améliore la probabilité pour les migrants d'obtenir un emploi à la ville, ce qui renforce leur incitation à migrer. Il y aura un phénomène de migration jusqu'à ce que la baisse de l'emploi rural se traduise par une hausse suffisante du salaire rural, permettant à nouveau d'égaliser le salaire rural et le salaire urbain espéré.

- Si les normes réduisent l'emploi urbain : la baisse de l'emploi diminue le salaire urbain espéré du fait de la hausse du chômage. Le salaire rural se retrouve donc supérieur au salaire urbain espéré. Cela incitera certains chômeurs à migrer de la ville vers la campagne. La hausse de l'emploi rural se traduira alors pas une baisse du salaire rural, jusqu'à ce qu'il

soit à nouveau égal au salaire urbain espéré.

### 4.3.3.3 Conséquences sur le chômage urbain (ou secteur informel urbain) : normes du travail et paradoxe de Todaro

Todaro (1969) a mis en évidence l'existence d'un lien paradoxal entre emploi formel et chômage. Sous certaines conditions, il a montré qu'il était possible qu'une hausse de l'emploi entraîne une hausse conjointe du chômage du fait du surcroît de migration induit par la hausse de l'emploi formel. Ce phénomène est connu sous le nom du *paradoxe de Todaro*. Cela a conduit plusieurs auteurs à chercher les conditions d'une politique permettant la création d'emplois urbains *et* la réduction du chômage, dans une situation 'sans paradoxe' (Stark, Gupta, et Levhari 1991, Raimondos 1993, Zenou 2005). Nous étudierons ici les conditions d'une politique de promotion des normes, créatrice d'emplois urbains et sans paradoxe.

Nous savons que  $\frac{\partial L_m}{\partial CS} + \frac{\partial u}{\partial CS} + \frac{\partial L_a}{\partial CS} = 0$  puisque  $L_m + u + L_a = 1$ . On peut donc écrire :

$$\frac{\partial u}{\partial CS} = -\frac{\partial L_m}{\partial CS} \left( \frac{w_a^{\frac{2-\eta}{\eta-1}} w_m}{(A_a \eta)^{1/\eta-1} (\eta-1) \left(1 - \frac{\eta}{\eta-1} \left[\frac{w_a}{A_a \eta}\right]^{1/\eta-1}\right)} + 1 \right) \quad (4.18)$$

Si  $\frac{w_a^{\frac{2-\eta}{\eta-1}} w_m}{(A_a \eta)^{1/\eta-1} (\eta-1) \left(1 - \frac{\eta}{\eta-1} \left[\frac{w_a}{A_a \eta}\right]^{1/\eta-1}\right)} > -1$ , alors  $\frac{\partial u}{\partial CS}$  prendra le même signe que  $\frac{\partial L_a}{\partial CS}$ . Si toutefois, cette condition n'est pas vérifiée, nous nous trouvons dans le cas où le chômage évolue dans le même sens que l'emploi urbain. Dans ce cas, si les normes augmentent l'emploi, elles augmenteront aussi le chômage. Nous retrouvons ici une situation du type paradoxe de Todaro. Réciproquement, si les normes diminuent l'emploi urbain, elles abaisseront également le chômage du fait d'une migration à rebours urbain-rural.

Explicitons donc la condition exprimée ci-dessus. Cette condition peut-être réécrite de la manière suivante :

$$w_a^{\frac{1}{\eta-1}} [w_m w_a^{2-\eta} - \eta] < (1 - \eta)(A_a \eta)^{\frac{1}{\eta-1}} \quad (4.19)$$

Nous obtenons ici une relation entre salaire urbain et salaire rural en fonction du paramètre  $\eta$ . Cette relation marque la frontière entre deux zones, une dans laquelle le chômage évoluera dans le même sens que l'emploi rural et une autre dans laquelle le chômage évoluera dans le même sens que l'emploi urbain (paradoxe de Todaro).

Nous savons également qu'à l'équilibre, la relation définie par l'équation 4.10 est toujours vérifiée. La condition d'équilibre d'Harris-Todaro nous permet d'obtenir une seconde relation entre  $w_a$  et  $w_m$  qui elle est vérifiée à l'équilibre<sup>26</sup>.

Cela nous permet<sup>27</sup> d'établir une double relation entre  $w_a$  et  $w_m$  (graphique 4.6). A l'équilibre, il y a égalisation du salaire rural et du salaire urbain espéré. La relation entre  $w_a$  et  $w_m$  est définie par la courbe intitulée 'condition d'équilibre Harris-Todaro' sur le graphique. La courbe (2) établit une frontière en fonction des deux salaires entre une situation où l'on observe le paradoxe de Todaro (zone B sur le graphique) et une zone dans laquelle le chômage évolue dans le même sens que l'emploi rural (zone A sur le graphique).

Nous avons démontré dans les parties précédentes que les normes avaient un impact non-linéaire sur l'emploi urbain, dépendant du coût de la norme ( $CS$ ), du rendement de celle-ci ( $\gamma$ ) et de l'élasticité du travail ( $(1-\theta)$ ). En fonction de l'emploi urbain, nous pouvons définir l'impact sur l'emploi rural. L'impact sur le chômage dépendra de l'ampleur relative de ces deux évolutions.

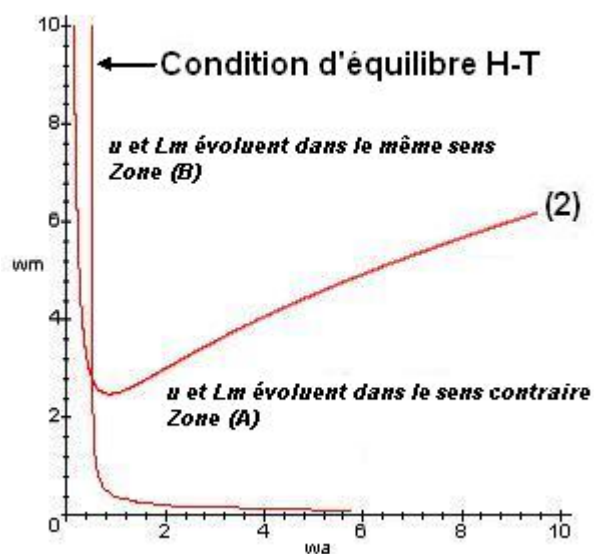
L'impact final des normes sur le chômage urbain dépendra donc (i) de l'effet des normes sur l'emploi urbain, (ii) de l'écart entre salaire urbain et salaire rural. Lorsque l'écart entre les deux salaires est élevé, le niveau de chômage à l'équilibre le sera également de manière à

---

<sup>26</sup>  $w_a(1 - \frac{w_a}{A_a \eta}^{1/\eta-1}) = w_m L_m$  avec  $L_m = \left( \frac{w_m}{(1-\theta)\check{A}(\alpha CS)^\gamma K_n^\theta (1-CS)^{1-\theta}} \right)^{1/\theta}$ .

<sup>27</sup>En reprenant les paramètres identiques aux sections précédentes.

FIG. 4.6 – Evolution du chômage en fonction de  $w_a$  et  $w_m$



égaliser salaires espérés dans les deux secteurs. Une baisse de celui-ci aura un effet incitatif d'autant plus grand sur la migration rural-urbain, pouvant expliquer l'apparition d'un paradoxe de Todaro avec hausse conjointe de l'emploi et du chômage urbain. Inversement, si les normes réduisent l'emploi urbain, la baisse du salaire urbain espéré est d'autant plus forte que le chômage initial sera important. Nous observerons alors une migration à rebours plus importante que la baisse de l'emploi urbain, expliquant de manière paradoxale une baisse du chômage urbain.

Si au contraire, l'écart entre salaires urbain et rural est faible, le chômage urbain sera également faible à l'équilibre. Une évolution de l'emploi urbain ne pourra donc qu'avoir un impact relativement faible sur le chômage et donc sur le salaire urbain espéré. Dans cette situation, la migration potentielle créée par une augmentation des normes ne pourra excéder l'évolution de l'emploi urbain : l'emploi et le chômage urbain évolueront donc dans un sens contraire.

Si l'on considère que l'emploi urbain informel et le chômage urbain sont globalement

équivalents dans les pays en développement<sup>28</sup>, ce résultat va à l'encontre de l'idée reçue selon laquelle l'augmentation des normes dans le secteur formel augmenterait forcément la taille du secteur informel. D'une part parce qu'il est possible de montrer que ces normes peuvent avoir un impact positif sur l'emploi urbain, mais également parce que lorsque l'écart entre salaires urbain et rural est fort, il est possible d'observer simultanément une baisse de l'emploi formel et une baisse de l'emploi informel expliquée par une hausse plus importante de l'emploi rural.

Nous pouvons à ce stade résumer les principaux résultats de la section 4.3 :

- L'absence de lien entre *évolutions* des normes et *croissance* de l'emploi dans les différents secteurs (fait stylisé 4) peut s'expliquer par des coûts et des rendements différents des normes au niveau international, ainsi que par des structures industrielles différentes. Ces facteurs auront une influence sur le sens de la causalité entre augmentation des normes et croissance du secteur formel urbain.

- L'existence d'une relation négative entre part de l'emploi agricole et niveau des normes (fait stylisé 1), ainsi que l'existence d'une relation positive entre part de l'emploi industriel et de service et niveau des normes (fait stylisé 2) peut être vue comme un phénomène de plus long-terme. Le coût de la norme (*CS*) aura tendance à s'amortir dans le temps alors que l'effet productivité sera plus persistant. A plus long-terme, la probabilité de se situer dans le cas où les normes augmentent l'emploi formel s'en trouve renforcée. Il en est de même pour la relation significativement négative entre emploi informel et niveau des normes (fait stylisé 3).

En considérant que la réduction du dualisme entre économie rurale et économie urbaine et entre économie formelle et économie informelle (ou chômage urbain) constituent un aspect constitutif du développement<sup>29</sup>, les normes auront un impact positif sur le dé-

---

<sup>28</sup>Cette hypothèse est réaliste dans la mesure où ces pays se caractérisent également par un système d'assurance-chômage faible ou inexistant, l'emploi informel constitue une nécessité pour les individus sans emploi

<sup>29</sup>Bien-sûr nous sommes conscients que le développement est un processus beaucoup plus complexe qu'il n'est possible de modéliser si facilement. Nous n'étudions ici que l'impact potentiel sur le niveau de dualisme qui peut être considéré comme une composante parmi d'autres du développement.

veloppement si (i) le rendement de la norme ( $\gamma$ ) est important relativement au coût de la norme ( $CS$ ), si (ii) l'intensité capitalistique du secteur est importante, (iii) si l'écart entre salaire urbain et salaire rural est faible. Les résultats sont synthétisés dans l'annexe C.4.

## 4.4 Effets sur le dualisme lorsque les normes constituent une incitation supplémentaire à migrer

Dans cette section, nous posons l'hypothèse que le simple différentiel de salaire entre secteur urbain et rural est insuffisant pour expliquer le phénomène de migration interne. Comme le souligne Lall, Selod, et Shalizi (2006), *"l'hypothèse selon laquelle la migration est expliquée par le différentiel de revenu est susceptible de masquer d'autres éléments importants dans la décision de migration. En particulier, il a été observé que la migration pouvait avoir lieu même quand le salaire attendu dans le secteur urbain était inférieur au salaire rural"* (Katz et Stark 1986b). Notre hypothèse est que le *différentiel* de conditions de travail (hors salaire) entre les deux secteurs peut constituer une source potentielle et additionnelle de migration du secteur rural vers le secteur urbain. Nous modifions donc la condition Harris-Todaro d'équilibre pour prendre en compte cet incitation supplémentaire à migrer<sup>30</sup>.

$$w_a = \frac{L_m}{L_m + u} [w_m(1 + CS)] \quad (4.20)$$

Les fonctions de production et salaires dans les secteurs rural et urbain sont identiques que dans la section précédente<sup>31</sup>. Le niveau d'emploi dans le secteur formel ainsi que l'impact des normes dans le secteur sont également identiques (équations 4.8 et 4.9).

---

<sup>30</sup>Ici, nous ajoutons  $CS$  et non  $LS$  au salaire urbain. Cela permet de limiter les paramètres dans les résultats finaux. Les résultats qualitatifs ne sont pas différents en posant cette hypothèse (qui revient à poser  $\alpha = 1$ ).

<sup>31</sup>équations (4.1) et (4.2) pour la fonction de production et le salaire dans le secteur rural; équations (4.5) et (4.6) pour la fonction de production et le salaire dans le secteur urbain.

#### 4.4.1 L'emploi rural peut baisser même lorsque les normes détruisent de l'emploi dans le secteur formel

A partir de la condition d'équilibre définie par l'équation (4.20) et en substituant la valeur de  $L_m$  trouvée à l'équation (4.8), nous pouvons réécrire l'équation d'équilibre sous la forme :

$$w_a \left( 1 - \left[ \frac{w_a}{\phi} \right]^{1/\eta-1} \right) = \left( \frac{w_m}{(1-\theta)\check{A}LS^\gamma K_m^\theta (1-CS)^{1-\theta}} \right)^{1/-\theta} [w_m(1+CS)] \quad (4.21)$$

Nous pouvons donc en déduire l'impact des normes sur le salaire rural<sup>32</sup>.

$$\frac{\partial w_a}{\partial CS} = \frac{- \left( \frac{w_m}{Z} \right)^{1/-\theta} \left( \frac{w_m(1-\theta)}{Z(1-CS)} - \frac{w_m\gamma}{Z*CS} \right) \frac{Z}{\theta} + \left( \frac{w_m}{Z} \right)^{1/-\theta}}{1 - \frac{\eta}{\eta-1} \left[ \frac{w_a}{\phi} \right]^{1/\eta-1}} \quad (4.22)$$

avec  $Z = \check{A}(\alpha CS)^\gamma K_m^\theta (1-\theta)(1-CS)^{1-\theta}$ .

Nous pouvons également en déduire à partir de l'équation (4.12) l'impact final des normes sur l'emploi rural :

$$\frac{\partial L_a}{\partial CS} = \frac{w_a^{\frac{2-\eta}{\eta-1}} \left( w_m \frac{\partial L_m}{\partial CS} + \left( \frac{w_m}{Z} \right)^{1/-\theta} \right)}{(A_a \eta)^{1/\eta-1} (\eta-1) \left( 1 - \frac{\eta}{\eta-1} \left[ \frac{w_a}{A_a \eta} \right]^{1/\eta-1} \right)} \quad (4.23)$$

Ce qui peut se réécrire :

$$\frac{\partial L_a}{\partial CS} = - \frac{w_a^{\frac{2-\eta}{\eta-1}}}{V} \left[ \frac{\partial L_m}{\partial CS} w_m + \left( \frac{w_m}{Z} \right)^{1/-\theta} \right] \quad (4.24)$$

---

<sup>32</sup>la méthodologie utilisée est la même que dans la section précédente. Voir annexe C.3 pour le détail.



avec  $V = (A_a \eta)^{1/\eta-1} (\eta - 1) \left(1 - \frac{\eta}{1-\eta} \left[\frac{w_a}{A_a \eta}\right]^{1/\eta-1}\right)$  et  $Z = \check{A}(\alpha CS)^\gamma K_m^\theta (1 - \theta)(1 - CS)^{1-\theta}$ .

Comparons ce résultat avec celui trouvé dans la section précédente (équation 4.15) : l'incitation supplémentaire à migrer du fait des normes entraîne une pression à la hausse sur le salaire rural. Lorsque les normes augmentent, cela augmente toutes choses égales par ailleurs (et sans prendre en compte l'impact sur l'emploi formel) l'incitation pour les ruraux à migrer, ce qui aura donc tendance à faire baisser l'emploi rural  $L_a$  et donc augmenter le salaire rural  $w_a$ .

Nous avons montré dans la section précédente que  $\frac{\partial w_a}{\partial CS}$  prenait le même signe que  $\frac{\partial L_m}{\partial CS}$ . Ici,  $\frac{\partial w_a}{\partial CS}$  prendra le même signe que  $\frac{\partial L_m}{\partial CS} w_m + \frac{w_m}{Z} 1^{-\theta}$ .

La principale conséquence de ce résultat est qu'il peut y avoir baisse de l'emploi rural (et donc augmentation du salaire rural) même lorsque l'emploi urbain formel baisse.

Si l'emploi urbain formel augmente ( $\frac{\partial L_m}{\partial CS} > 0$ ), le salaire rural augmentera lui aussi du fait d'une baisse de l'emploi rural. La hausse du salaire rural sera toutefois d'une plus grande ampleur que dans le cas précédent, les ruraux répondant à deux incitations cumulatives : l'augmentation de l'emploi formel (et donc du salaire urbain espéré) et une augmentation des normes, entraînant une migration plus importante.

Si l'emploi urbain formel diminue, par contre, cela ne constitue plus une condition suffisante à la hausse de l'emploi rural et à la baisse du salaire rural. Nous pouvons montrer que si :

$\left(\frac{w_m}{Z}\right)^{1/\theta} > \left| -\left(\frac{w_m}{Z}\right)^{1/\theta} \left(\frac{w_m(1-\theta)}{Z(1-CS)} - \frac{w_m \gamma}{Z^* CS}\right) \frac{Z}{\theta} \right|$ , alors l'augmentation des normes dans le secteur urbain formel entraînera une baisse de l'emploi rural et une hausse du salaire rural, tant bien même lorsque ces normes réduiront l'emploi urbain formel. Le chômage (ou secteur informel urbain) augmentera d'autant.

Explicitons la condition précédente.

Après quelques simplifications, on peut montrer que cette condition peut être réécrite :

$$\frac{(1-\theta)}{\theta} < (1 - CS) + \frac{\gamma}{\theta} \left(\frac{1}{CS} - 1\right).$$

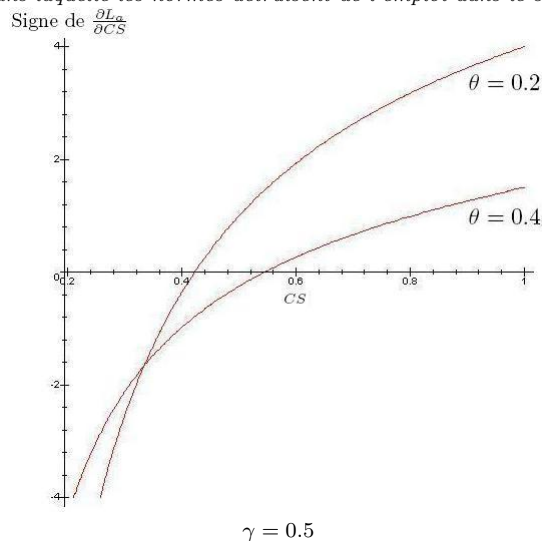
Lorsque les normes détruisent de l'emploi dans le secteur urbain formel, elles peuvent également réduire l'emploi dans le secteur rural en fonction du niveau des normes du travail  $CS$ , de l'élasticité du travail  $\theta$  et du capital  $(1 - \theta)$  et du rendement de la norme  $\gamma$ .

- Plus le niveau de la norme  $CS$  est élevé, moins cet effet paradoxal sera susceptible de se produire.
- Plus le rendement de la norme  $\gamma$  est élevé, plus cet effet sera susceptible de se produire.
- Plus l'élasticité du travail  $(1 - \theta)$  dans le secteur formel est importante, moins cet effet sera susceptible de se produire.

Les deux graphiques suivant permettent de visualiser le sens de l'évolution de l'emploi rural lorsque les normes augmentent et qu'elles réduisent également l'emploi urbain.

FIG. 4.7 – Evolution de l'emploi rural suite à une augmentation des normes ( $\gamma$  fixé)

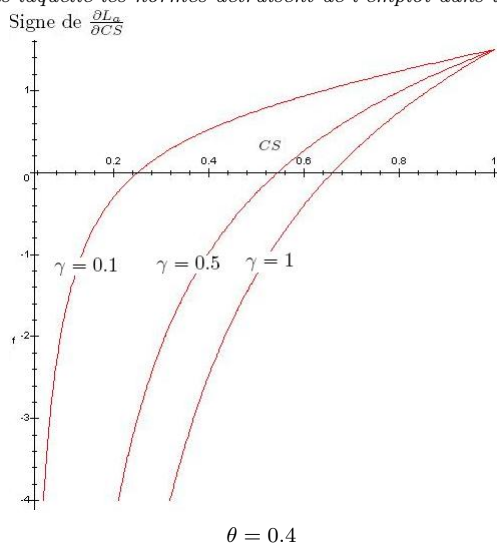
*Situation dans laquelle les normes détruisent de l'emploi dans le secteur urbain*



Notons que dans la section précédente, et dans une situation similaire (ie. lorsque les normes détruisent de l'emploi urbain formel), le signe de  $\frac{\partial L_a}{\partial CS}$  est toujours positif. Les graphiques (4.7) et (4.8) permettent de définir un niveau de normes limite en-dessous duquel une amélioration des normes réduira également l'emploi rural, en fonction des deux autres paramètres  $\gamma$  et  $\theta$ .

FIG. 4.8 – Evolution de l’emploi rural suite à une augmentation des normes ( $\theta$  fixé)

*Situation dans laquelle les normes détruisent de l’emploi dans le secteur urbain*



Notons qu’il existe pour chaque valeur de  $\gamma$  et de  $\theta$ , une valeur spécifique de  $CS$  pour laquelle une variation de la norme n’aura strictement aucun effet sur la migration rural-urbain lorsque que l’emploi urbain diminue. Autrement dit, il est possible d’observer, dans cette extension du modèle Harris-Todaro, une situation dans laquelle une destruction d’emploi urbain ne s’accompagne pas d’une hausse de l’emploi rural à l’équilibre alors que le salaire  $w_m$  reste fixe. Cela s’explique par l’augmentation de la norme qui compense parfaitement la baisse du salaire urbain espéré induite par la baisse de l’emploi urbain.

La décision de migration des agents dépend donc d’un arbitrage entre évolution potentielle de l’emploi urbain et impact de la norme sur le bien-être. Les agents peuvent être prêts à accepter un risque de chômage plus élevé si les conditions de travail, dès lors qu’ils ont un emploi, sont meilleures. Or nous avons vu que  $\gamma$ ,  $CS$  et  $\theta$  jouaient un rôle dans le sens et l’ampleur de l’évolution de l’emploi urbain face à une amélioration des normes (voir équation 4.9).

Puisque le rendement de la norme  $\gamma$  joue un rôle positif sur l’emploi urbain, il est logique d’observer la relation mise en avant dans le graphique (4.8). Plus  $\gamma$  sera important, plus

il faudra une valeur élevée de  $CS$  pour que les normes augmentent l'emploi rural si elles réduisent l'emploi urbain. En deçà de cette valeur, les individus continueront à migrer vers la ville, en dépit d'un chômage croissant.

Nous avons également vu que les normes étaient d'autant plus susceptibles de créer des emplois lorsque l'intensité capitaliste était élevée ( $\theta$  élevé). La logique est donc la même que pour  $\gamma$  : lorsque l'intensité capitaliste est élevée, il faudra une valeur de  $CS$  d'autant plus élevée pour observer une 'migration à rebours' urbain-rural.

Si l'on reprend la définition du développement économique de Todaro (1969) ("*Le développement économique est souvent défini en terme de transferts d'une large proportion de travailleurs du secteur agricole au secteur industriel*"), les normes joueront évidemment en faveur du développement si elles ont un impact positif sur l'emploi urbain. Mais, même lorsqu'elles détruisent de l'emploi urbain, elles pourront sous les conditions exprimées précédemment ne pas interrompre le processus de transfert de l'économie rurale traditionnelle vers l'économie dite moderne. Cela se fera par contre au prix d'un chômage plus élevé. Tout dépend donc de l'objectif de politique économique jugé prédominant par les acteurs<sup>33</sup>

Ce résultat peut expliquer pourquoi la migration rural-urbain continue même lorsque l'évolution de l'emploi urbain est négative. Les individus pouvant réagir de manière plus importante au différentiel de conditions de travail qu'à l'évolution de l'emploi urbain. Cela peut également expliquer la régularité de la décroissance de la population rurale dans de nombreux pays en développement (fait stylisé 1) alors que les normes et l'emploi évoluent de manière irrégulière.

---

<sup>33</sup>Cela renvoie par ailleurs au problème mis-en-avant par Harris et Todaro (1970, p 137) lorsque ces derniers montrent que le niveau de salaire urbain a *deux* impacts distincts (un sur l'emploi urbain, le second sur l'allocation de l'emploi entre secteur urbain et secteur rural) rendant impossible l'utilisation d'*un seul* instrument pour permettre une hausse de l'emploi urbain.

### 4.4.2 Incitation à migrer, normes et chômage : le paradoxe de Todaro accentué

Nous cherchons ici à déterminer l'impact final sur le chômage urbain. Comme précédemment, nous savons que  $\frac{\partial L_m}{\partial CS} + \frac{\partial u}{\partial CS} + \frac{\partial L_a}{\partial CS} = 0$  puisque  $L_m + u + L_a = 1$ . On peut donc écrire :

$$\frac{\partial u}{\partial CS} = -\frac{\partial L_m}{\partial CS} \left( 1 - \frac{w_a^{\frac{2-\eta}{\eta-1}} w_m}{V} \right) + \frac{w_a^{\frac{2-\eta}{\eta-1}}}{V} \left( \frac{w_m}{Z} \right)^{1-\theta} \quad (4.25)$$

avec  $V = (A_a \eta)^{1/\eta-1} (\eta - 1) \left( 1 - \frac{\eta}{1-\eta} \left[ \frac{w_a}{A_a \eta} \right]^{1/\eta-1} \right)$  et  $Z = \check{A} (\alpha CS)^\gamma K_m^\theta (1 - \theta) (1 - CS)^{1-\theta}$ .

Si l'on compare l'impact sur le chômage urbain dans la situation où les normes constituent une incitation supplémentaire à migrer (équation 4.25) par rapport à la situation où ce facteur n'est pas pris en compte (équation 4.18), il est clair que les normes entraînent une pression à la hausse sur le chômage urbain<sup>34</sup>. Les résultats sont synthétisés dans l'annexe C.5.

Il est à noter que cela ne s'explique pas par les effets de la norme en tant que tels mais par les conséquences sur le comportement des agents. Plus l'écart de conditions de travail entre le secteur rural et le secteur urbain est important, plus les agents seront prêts à accepter un risque élevé de chômage pour migrer vers la ville.

On voit bien dans ces conditions que le paradoxe de Todaro sera d'autant plus susceptible de se produire. Si les normes permettent d'augmenter l'emploi urbain, la migration sera plus forte lorsque les normes constituent en tant que telles une incitation supplémentaire à migrer. Et plus la migration sera forte, plus le risque d'observer une hausse du chômage urbain sera important.

---

<sup>34</sup>Car  $\frac{w_a^{\frac{2-\eta}{\eta-1}}}{V} \left( \frac{w_m}{Z} \right)^{1-\theta} > 0$ .

Les disparités de conditions de travail entre secteur urbain et secteur rural sont donc susceptibles d'avoir des conséquences négatives et indirectes sur le chômage urbain. Il est clair, qu'à contrario, une augmentation des conditions de travail dans le secteur rural, en réduisant l'écart de conditions de travail entre le secteur urbain et le secteur rural sera susceptible de réduire la probabilité de voir apparaître le paradoxe de Todaro avec augmentation conjointe de l'emploi urbain et du chômage urbain<sup>35</sup>. D'autres auteurs avaient déjà montré que le développement du secteur rural pouvait constituer une réponse aux effets pervers induits par une migration trop importante rural-urbain. Bhagwati et Srinivasan (1974) montrèrent ainsi que la politique de subvention du salaire dans le secteur urbain proposé par Harris et Todaro (1970) était insuffisante et qu'il fallait mettre en place dans le même temps une politique de subvention dans le secteur rural permettant de réduire l'emploi urbain tout en prévenant d'une trop forte migration du secteur rural.

## 4.5 Conclusions du quatrième chapitre

Dans ce chapitre, nous avons cherché à étudier les relations potentielles entre normes du travail, emploi urbain, emploi rural et chômage urbain dans des économies duales. Cela nous permet d'établir un lien théorique entre normes du travail et développement, le développement étant défini comme un processus réduisant le dualisme entre économie rurale et économie urbaine. A la lumière des faits stylisés observés au niveau international, nous proposons un modèle d'économie duale du type Harris-Todaro que nous modifions pour prendre en compte l'effet potentiel des normes. Les normes sont considérées comme une externalité positive au niveau du secteur. Les entreprises doivent par contre supporter un coût direct, proportionnel à l'emploi productif.

Dans un premier temps, nous montrons que les normes peuvent avoir un impact positif sur l'emploi formel urbain. Cet effet dépend de trois paramètres : le coût de la norme, le rendement de celle-ci et l'intensité capitalistique. Plus l'intensité capitalistique du secteur

---

<sup>35</sup>L'amélioration des normes du travail dans le secteur rural est toutefois susceptible d'avoir d'autres effets sur les niveaux d'emploi, que nous n'étudions pas ici.

est forte, plus les normes seront susceptibles d'avoir un impact positif sur l'emploi. Nous mettons également en avant l'existence d'une relation non-linéaire entre la norme ( $CS$ ) et l'emploi urbain, pour un niveau donné des autres paramètres. Dans un premier temps, l'effet productivité de la norme est plus important que l'effet coût, l'effet s'inversant pour une valeur donnée de  $CS$ .

Nous montrons par ailleurs que l'impact final sur le chômage peut varier. Il est en effet possible d'observer une situation dans laquelle emploi urbain et chômage évoluent dans le même sens. Todaro avait d'ores et déjà mis en avant cet effet connu sous le nom du paradoxe de Todaro. Ici, nous explicitons les conditions sous lesquelles les normes, bien qu'elles aient un impact positif sur l'emploi urbain, puissent entraîner une hausse du chômage. Nous montrons que l'écart de salaires entre secteur rural et secteur urbain doit être relativement faible pour éviter de faire apparaître le paradoxe de Todaro.

Ces résultats nous permettent de montrer que les normes peuvent avoir un rôle positif sur le développement, défini comme la réduction d'un double dualisme entre économie rurale et économie urbaine et entre économie formelle et économie informelle (assimilable ici au chômage urbain), et sous quelles conditions. Cela va contre l'idée reçue selon laquelle une augmentation des normes dans les pays en développement irait forcément contre le développement de ces pays par l'augmentation du dualisme induite par la fixation de normes trop élevées.

Nous proposons également une extension de ce modèle, dans laquelle les normes constituent, en tant que telles, une incitation supplémentaire à migrer. Cette hypothèse peut expliquer en partie pourquoi une migration rural-urbain est observée même en l'absence de différentiel de revenus entre secteur rural et secteur urbain. Cette hypothèse permet de faire apparaître une situation dans laquelle, du fait des normes, l'emploi rural baisse même lorsque ces normes détruisent de l'emploi dans le secteur urbain formel. Nous mettons par ailleurs en avant l'existence d'un niveau donné de normes pour lequel une destruction d'emploi urbain ne s'accompagne pas d'une hausse de l'emploi rural à l'équilibre alors que le salaire urbain reste fixe. Les agents peuvent en effet être prêts à accepter un risque de

chômage élevé si l'écart de conditions de travail entre secteur rural et secteur urbain est fort.

Ce résultat peut permettre d'expliquer pourquoi la décroissance de la population rurale est observée de manière constante et régulière même lorsque l'évolution de l'emploi urbain est fluctuante. Si le développement se définit en terme de transfert d'une large proportion de travailleurs du secteur agricole vers le secteur industriel, les normes pourront ne pas interrompre le processus de transfert de l'économie rurale vers l'économie moderne, même en cas de destruction d'emplois urbains, et cela au prix d'un chômage plus élevé.

Car la contrepartie de ce résultat est que, du fait du caractère incitatif de la norme sur la migration, les normes entraînent dans ce cas et sous certaines conditions une pression à la hausse sur le chômage urbain. Plus que la norme en elle-même, c'est le différentiel de conditions de travail entre secteur rural et secteur urbain qui explique ce phénomène.

Cela amène à une réflexion sur la mise en place des normes dans les pays en développement et sur la recherche de politiques permettant d'améliorer également les conditions de travail dans l'économie rurale. Cela permettrait de réduire l'incitation à migrer du seul fait de meilleures conditions de travail dans le secteur urbain. Cette analyse mériterait évidemment de prendre en compte les possibles conséquences en économie ouverte, notamment sur le niveau de compétitivité internationale<sup>36</sup>.

Les conditions de travail dans le secteur rural semblent jouer un rôle primordial dans les effets étudiés ici. Nous avons par ailleurs montré qu'un fort écart entre salaire rural et salaire urbain rendait d'autant plus probable l'apparition du paradoxe de Todaro. Les effets des normes dans le secteur rural constituent donc une thématique prometteuse pour des recherches futures.

---

<sup>36</sup>Voir Martin et Maskus (2001) pour une analyse empirique de l'impact des normes du travail sur le niveau de compétitivité.



# Conclusion Générale

Dans cette thèse, nous avons cherché à explorer l'impact des normes fondamentales du travail sur le développement économique. Jusqu'à présent, la littérature s'est essentiellement concentrée sur les liens existants entre normes du travail et commerce international. L'accélération des échanges entre pays ainsi que les conséquences des conditions de travail dans un pays sur le niveau de compétitivité de ses partenaires commerciaux justifient en grande partie cette orientation. "*La non-adoption par une nation quelconque d'un régime de travail réellement humain fait obstacle aux efforts des autres nations désireuses d'améliorer le sort des travailleurs dans leurs propres pays*" déclarait la Constitution de l'OIT en 1919. C'est cette approche qui a depuis prévalu.

Le postulat de cette thèse est de considérer que ce lien entre normes et mondialisation des échanges et de la production est certes important mais insuffisant à lui seul pour appréhender le phénomène global de non-respect des normes fondamentales du travail. Plutôt que de considérer les conséquences du faible respect des normes sur les flux commerciaux ou d'investissement, nous avons donc choisi de nous concentrer sur les conséquences d'une faible application des normes sur le propre développement économique des pays. Alors que jusqu'à présent, la logique dominante était l'étude des conséquences sur les pays du Nord d'une faible application des normes du travail au Sud, l'optique de cette thèse est de se concentrer sur les conséquences des normes du travail sur la situation économique des pays du Sud.

Dans le *premier chapitre*, nous avons tout d'abord travaillé à la définition et à la mesure des normes fondamentales du travail qui prend en compte leur respect effectif dans chacun des pays étudiés. Nous identifions trois problèmes principaux dans la littérature empirique

sur les normes du travail auquel cette thèse tente d'apporter des réponses : (i) un problème de définition, (ii) des écarts fréquents entre normes *de jure* et normes *de facto*, et (iii) l'absence de dimension temporelle dans la mesure des normes.

Nous nous basons dans nos recherches sur le consensus international ayant émergé au cours de la seconde moitié des années 1990, visant à reconnaître, parmi l'ensemble des normes du travail, quatre normes "fondamentales", applicables à tous les pays quelque soit leur niveau de développement. Ces quatre normes sont : (1) l'interdiction du travail forcé, (2) la liberté d'association et le droit à l'organisation et à la négociation collective, (3) l'élimination de l'exploitation des enfants, et (4) la non-discrimination dans l'emploi. De manière à prendre la mesure des différences entre normes *de jure* et normes *de facto*, nous ne nous basons pas principalement sur les législations mais sur le niveau effectif relatif à chacune des normes. Notre indicateur intègre aussi la dimension temporelle, jusque là ignorée dans la littérature.

Nous proposons dans ce chapitre deux indicateurs visant à mesurer le respect effectif des normes du travail. Le premier indicateur se base sur une estimation de l'application des normes fondamentales du travail, disponible pour une seule période mais pour un large nombre de pays (165). Le second indicateur se base sur un nombre plus limité de pays (123) et ne peut pas prendre en compte l'ensemble des informations comprises dans le premier indicateur. Mais cet indicateur est disponible pour la période 1970-1995 par sous-périodes de cinq ans, ce qui en fait à notre connaissance, le premier indicateur mesurant le respect des normes fondamentales du travail sur une période longue. Par rapport aux indicateurs existants, nos deux indicateurs présentent l'avantage d'être agrégés par analyse factorielle, ce qui permet de donner de manière endogène un poids à chaque norme dans nos indicateurs. Cela permet également de minimiser les erreurs de mesures inhérentes à ce type de données, en se concentrant sur l'étude d'une tendance commune que nous identifions ici comme le niveau global de respect des normes fondamentales du travail.

Dans *second chapitre*, nous étudions les relations empiriques existantes entre normes du travail et niveau de revenu par habitant sur un échantillon large de pays. A cette fin, nous proposons une forme estimable du modèle Mankiw, Romer, et Weil (1992) à laquelle

nous ajoutons la variable de normes du travail présentée dans le premier chapitre. Dans un premier temps, le modèle est estimé en coupe transversale pour la période 1960-1996. Nous prenons en compte l'endogénéité des normes du travail et proposons une stratégie d'instrumentation permettant de corriger ce biais en estimant le modèle par la méthode des double-moindres carrés. Nous proposons différentes combinaisons d'instruments qui expliquent le niveau de normes du travail mais n'ayant pas d'impact direct sur la performance économique. Nous trouvons un effet positif et significatif des normes du travail sur le revenu de long-terme, quelque soit l'instrument utilisé. Les effets quantitatifs estimés sont forts, sensiblement équivalents aux effets de l'éducation sur le revenu de long-terme. Ainsi, pour les pays en développement, une déviation d'un écart-type du niveau de normes sociales entraînerait une augmentation de 30% du revenu. Dans cette première estimation, nous ne pouvons pas contrôler de l'hétérogénéité inobservée entre pays. Pour faire face à ce problème, nous proposons dans un second temps différentes estimations en panel, sur la période 1970-1995. Pour cela, nous utilisons l'indicateur temporel présenté dans le premier chapitre. Les estimations confirment globalement les effets mis en avant dans l'analyse en coupe transversale. Cependant, afin d'éviter les problèmes traditionnellement observés dans l'estimation en panel de variables ayant une faible variabilité dans le temps, nous proposons d'approximer les effets fixes pays par une série de dummies régionales, captant l'essentiel de l'hétérogénéité inobservée entre pays. Nous obtenons alors pour l'ensemble des variables de contrôle des signes et une amplitude concordant avec les prédictions théoriques. Le coefficient de la variable normes du travail est positif et significatif, même lorsque nous instrumentons cette variable pour corriger de l'endogénéité. Notre principale contribution est donc de montrer que les pays peuvent, toutes choses égales par ailleurs, connaître des sentiers de croissance différents en fonction de leurs niveaux de normes du travail. Cela peut expliquer des différences de revenus de long-terme entre pays, à partir de leur application effective des normes fondamentales du travail. Quantitativement, nous pouvons mesurer les effets d'une déviation d'un écart-type de la variable normes du travail pour un pays donné. Nous trouvons que cela est susceptible d'augmenter le revenu par habitant de 16%.

Dans le *troisième chapitre*, nous étudions l'impact des normes du travail sur les inégalités

de revenu, sur la période 1990-2000. En moindre-carrés ordinaires, nous ne trouvons aucun impact significatif des normes sur le niveau d'inégalités, nos estimations mettant en avant l'existence d'une courbe de Kuznets traditionnelle. Cependant, il est nécessaire de prendre en compte le caractère endogène des normes et l'impact potentiel que les inégalités peuvent avoir sur le niveau de normes. Pour cela, nous utilisons comme variables instrumentales différentes variables liées au contexte institutionnel. Nos résultats indiquent qu'un cadre institutionnel favorable tend à garantir l'application effective des normes fondamentales du travail. L'influence des normes du travail sur les inégalités de revenu dépendra moins de la volonté politique du pays ou de l'adoption de conventions de l'OIT que du contexte social et politique dans lequel ces normes seront mises-en-place. Une fois ces normes endogénéisées par le contexte institutionnel, nous mettons en avant l'existence d'une *courbe de Kuznets sociale*, avec une relation non-linéaire entre niveau de normes et inégalités. Jusqu'à un certain niveau de normes (correspondant environ au niveau du Brésil), les normes auront tendance à augmenter les inégalités de revenu, avant de les réduire au-delà de ce niveau de normes critique. Notre principale contribution est d'offrir une nouvelle interprétation de la courbe de Kuznets à partir du rôle central que jouent les normes fondamentales du travail. En effet, dans nos estimations, les variables de revenu ne sont plus significatives. En d'autres termes, moins que l'accroissement du revenu, c'est surtout la mobilisation des individus de la société civile recherchant une meilleure situation sociale, ie. une distribution des ressources plus égalitaire, qui explique la mise en place de normes fondamentales plus efficaces. Si l'objectif du gouvernement est la réduction des inégalités, sa politique pourra passer par une politique de promotion des normes si le niveau initial de ces normes est suffisamment élevé. Ainsi, si le niveau de normes effectives en Afrique du Sud rejoignait le niveau moyen des pays OCDE, cela se traduirait, selon nos estimations, par une réduction des inégalités de 11%. Dans le cas contraire, pour un faible niveau de normes, une politique de promotion des normes sera susceptible d'avoir un impact positif sur le revenu, au prix d'une augmentation des inégalités.

Le *quatrième chapitre* vise à expliquer théoriquement certaines des relations empiriques mises en avant précédemment. En effet, une des explications potentielles de l'effet non-

linéaire des normes sur les inégalités résidait dans un impact possible des normes sur le niveau de dualisme. Nous cherchons donc ici à modéliser les effets d'une mise en place des normes dans le secteur urbain formel lorsque l'économie se caractérise par un système dual entre secteur urbain et secteur rural. Pour cela, nous nous basons sur un modèle du type Harris et Todaro (1970) avec existence d'un chômage urbain. Dans un premier temps de la modélisation, nous supposons que les normes se manifestent par deux composantes : une composante coût et une composante productivité. Les entreprises doivent supporter un coût direct et proportionnel à l'emploi productif lié à la mise en place des normes. Mais dans le même temps, les normes agissent comme une externalité positive au niveau du secteur via un effet positif sur la productivité. A partir de ce modèle, nous montrons que les normes peuvent avoir un effet positif sur le niveau d'emploi urbain. Cet effet dépendra au final de trois paramètres : le coût de la norme, le rendement de celle-ci et l'intensité capitaliste du secteur. Cela fait apparaître un effet non-linéaire de la norme sur l'emploi urbain pour un niveau donné des autres paramètres. Nous explicitons les conditions sous lesquelles le *paradoxe de Todaro* (basé sur une évolution conjointe de l'emploi urbain et du chômage du fait des effets de migration) est susceptible de se produire. Nous montrons que l'écart de salaire rural-urbain est une composante clef pour expliquer ce phénomène. Ces résultats permettent d'explicitier les conditions sous lesquelles les normes peuvent avoir un impact positif sur le développement, défini ici comme un processus de réduction d'un double dualisme (entre économie rurale et urbaine, et entre emploi urbain et chômage, assimilable au secteur informel urbain dans de nombreux pays en développement). Ce résultat va contre l'idée reçue selon laquelle les normes iraient forcément contre le développement de ces pays par l'augmentation du dualisme induite par la fixation de normes trop élevées.

Nous proposons ensuite une extension du modèle dans laquelle les normes constituent en tant que telles une incitation supplémentaire à migrer, pour un niveau d'emploi donné. Cette hypothèse peut expliquer en partie pourquoi il est observé une migration rural-urbain même en l'absence de différentiel de salaire significatif entre les deux secteurs. Cela permet de faire apparaître une situation dans laquelle, du fait des normes, l'emploi rural baisse même lorsqu'elles détruisent de l'emploi dans le secteur urbain formel. Si le développement

se définit en termes de transfert d'une large proportion de travailleurs du secteur rural vers le secteur urbain, les normes pourront ne pas interrompre ce transfert de main d'oeuvre, mais cela se fera au prix d'un chômage plus élevé. Car la contrepartie de ce résultat est que du fait du caractère incitatif de la norme, elles peuvent entraîner une pression à la hausse sur le chômage urbain. Plus que la norme en elle-même, c'est le différentiel de conditions de travail entre les deux secteurs qui explique ce phénomène. Cela amène une réflexion sur les politiques de promotion des normes dans les pays en développement et sur la recherche d'outils permettant d'améliorer également les conditions de travail dans le secteur rural.

Ces résultats permettent de relier la thématique des normes du travail aux recherches sur les biens publics mondiaux (Kaul, Grunber, et Stern 2003)<sup>37</sup>. En effet, l'amélioration des droits fondamentaux des travailleurs au Sud peut être vu comme un bien non-rival et non-exclusif. Non-rival tout d'abord car l'amélioration des droits dans un pays ne diminue pas l'utilité des droits dans un autre pays. Non-exclusif, car l'obtention de nouveaux droits n'est pas en soit "payant". Il est évident que la mise en place effective de ces droits a un coût, mais ce coût est assumé collectivement et on ne peut discriminer un individu ou un groupe d'individus selon le prix qu'il est prêt à payer pour obtenir ces nouveaux droits.

La notion de Bien Public Mondial (BPM) est plus vaste que celle des seuls biens publics. Kaul, Grunber, et Stern (2003) fixent ainsi trois critères permettant de déterminer si un bien public peut être ou non assimilé à un bien public mondial.

Tout d'abord, le premier critère faisant d'un bien un BPM est que les conséquences positives (négatives dans le cas des maux publics) ne concernent pas uniquement un pays ou un groupe de pays. Les avantages doivent donc être *universels en termes géographiques*. Nous avons montré dans le deuxième chapitre que l'amélioration des normes dans le pays du Sud jouaient en faveur de leur développement, mesuré par le niveau du revenu par habitant. Si la réduction du différentiel de droits sociaux entre le Nord et le Sud, résultant d'une amélioration des droits au Sud, est susceptible d'avoir des conséquences positives au Nord

---

<sup>37</sup>Cette réflexion sur les normes en tant que bien public mondial a été développée dans un article paru dans la revue *Régions et Développement* (Bazillier 2005).

du fait d'une atténuation de la compétition entre pays sur la base de leurs normes du travail, alors les normes fondamentales peuvent remplir ce premier critère d'universalité en termes géographiques. L'objet d'analyse de cette thèse ne permet pas de répondre précisément à cette question. Toutefois, le fait que l'atténuation de la compétition entre pays sur la base de leurs normes du travail soit positive pour les pays du Nord est le présupposé justifiant, selon ses défenseurs, le débat sur la clause sociale dans les règles du commerce international.

Le deuxième critère est qu'un bien public doit bénéficier à toutes les *catégories sociales*. Le troisième chapitre montre que l'amélioration des normes pourra avoir au-delà d'un certain seuil des effets bénéfiques sur la réduction des inégalités. Nous montrons dans le quatrième chapitre que l'amélioration des normes n'augmentera pas systématiquement le niveau de dualisme, et pourra même, sous certaines conditions, le réduire. Ces résultats nous amènent à penser que ce deuxième critère peut-être satisfait sous les conditions définies dans les troisième et quatrième chapitres. Une attention particulière devrait par contre être accordée à l'amélioration des normes du travail dans le secteur rural.

Enfin le troisième critère est que ce bien ne doit pas nuire aux *générations futures*. Ici encore, en renforçant les perspectives de développement de long-terme des économies, les générations futures peuvent bénéficier de l'amélioration effective des normes du travail.

Sous certaines conditions, la promotion des normes du travail pourrait donc être vue comme un bien public mondial. Cela est intéressant car peut permettre une réflexion sur les moyens d'assurer l'application effective de ces droits. En effet, la mise en place de normes du travail est susceptible d'avoir des coûts à court-terme<sup>38</sup>. Une question fondamentale est alors de savoir à qui revient la prise en charge de ces coûts ?

Cette question du financement de l'amélioration des normes dans les pays en développement n'est finalement restée que subalterne tant dans la littérature que dans le débat public. En privilégiant une optique de développement et les liens potentiels avec les biens publics

---

<sup>38</sup>L'O.I.T. (2002) chiffre ainsi à 760 milliards sur vingt ans le coût de l'abolition du travail des enfants dans le Monde, contre 5106 milliards de bénéfices attendus. La difficulté de prise en charge de ces 760 milliards, reposant sur des acteurs différents ne doit pas être sous-estimée.

mondiaux, cette question devient fondamentale. Y répondre peut permettre de sortir d'une logique d'affrontement entre pays du Nord et pays du Sud sur cette thématique.

La réflexion sur les BPM est susceptible de nous apporter quelques pistes. Kaul, Grunber, et Stern (2003) considèrent ainsi qu'il existe trois déficits principaux à combler pour assurer la fourniture effective de BPM : un déficit de juridiction, un déficit de participation, et un déficit d'incitation. Le *déficit de juridiction* s'explique par le décalage croissant entre d'une part la frontière des BPM qui a tendance à se mondialiser et celle des Etats-Nations. Il s'agit de la mission de l'OIT visant à rendre internationales un certain nombre de normes, notamment les normes fondamentales. Le *déficit de participation* provient d'une faible implication de l'ensemble des acteurs concernés. La structure tripartite de l'OIT, associant dans ses décisions gouvernements, syndicats et représentants des employeurs, permet d'ors-et-déjà en partie de combler ce déficit. Le troisième déficit qui nous intéresse ici tout particulièrement est celui des *incitations*. Jayaraman et Kanbur (1999) proposent une distinction intéressante entre différentes stratégies d'offre de biens publics mondiaux<sup>39</sup>. Ici nous sommes dans une situation où l'amélioration des normes fondamentales du travail repose d'abord sur *le maillon le plus faible*, à savoir les pays où l'application de ces normes est mauvaise. Dans cette situation, comme le souligne Kaul, Grunber, et Stern (2003), il est nécessaire de réfléchir à des stratégies de fourniture du bien public rassemblant tous les partenaires afin de renforcer les capacités des plus faibles. Il est donc nécessaire de réfléchir à la **structure des incitations**.

Comme le soulignent Kaul, Grunber, et Stern (2003), "*des mécanismes internationaux d'incitations doivent être moins directs et plus persuasifs que coercitifs*". Une stratégie efficace de promotion des normes basés sur des mécanismes incitatifs viseraient donc à mieux associer ces mécanismes au financement du développement. En considérant l'amélioration

---

<sup>39</sup>La distinction est faite selon que les acteurs ont un rôle égal à jouer dans l'offre du bien public ou si au contraire certains acteurs sont plus importants que d'autres à cet égard. Une distinction est donc faite entre *l'agrégation de plusieurs contributions*, situation dans laquelle chacun des acteurs mondiaux doit contribuer à la fourniture du BPM (par exemple lutte contre l'effet de serre), *le maillon le plus faible* où la fourniture du bien public est limitée par l'effort que peut accomplir le membre le plus faible, et la *contribution du meilleur* dans laquelle la fourniture du BPM repose sur le membre le plus avancé (technologiquement, économiquement, socialement).



des normes du travail au Sud comme un BPM, la Banque Mondiale est susceptible de faciliter l'accès des pays du Sud à des ressources financières dont ils ne peuvent disposer seuls. L'OIT, en faisant de la promotion du travail décent un élément central pour atteindre les objectifs du millénaire, appelle déjà à une coopération accrue avec les principales institutions du système multilatéral (O.I.T. 1998). La Banque Mondiale considère d'ors-et-déjà qu'elle peut jouer un rôle dans la promotion de ces normes :

*“Bien qu'il n'y ait pas de politiques officielles de la Banque Mondiale relatives aux normes fondamentales du travail; les thématiques de développement économique, social et humain sous-jacentes dans les normes en font un élément pertinent dans le travail de la Banque.”*

Banque Mondiale, *Core Labour Standards Toolkit*

Si le respect des normes fondamentales du travail n'est pas une condition pour l'obtention de prêts ou d'assistance technique dans les pays, la Banque Mondiale interdit explicitement l'utilisation de travail forcé ou de travail des enfants dans les projets d'investissements financés. La Banque met par ailleurs en avant une politique de promotion des normes basée sur *“le dialogue politique et la consultation avec les organisations syndicales internationales et l'OIT, des formations pour le personnel de la Banque Mondiale sur la manière de travailler avec les syndicats, et le projet Global Child Labor program qui appuie des recherches, des études et des projets visant à réduire le travail des enfants.”* Le personnel de la Banque est par ailleurs *“encouragé à analyser les normes fondamentales du travail dans les stratégies d'assistance des pays”*

Cependant, certains considèrent que la Banque Mondiale ne va pas assez loin pour encourager les pays à améliorer le niveau des normes fondamentales du travail. Lors de l'accession à la présidence de la Banque Mondiale de Robert Zoellick, Joseph Stiglitz interpellait directement le nouveau président dans ces termes :

*“Non seulement la Banque n’a pas été active dans la promotion de ces normes acceptées mondialement, mais il est préoccupant que la Banque décourage la négociation collective et la protection des travailleurs lorsqu’elle parle de “marchés du travail flexibles” et qu’elles les considèrent comment une condition à l’investissement privé”*

Joseph E. Stiglitz (2007)<sup>40</sup>

Si, comme l’affirme Zafiris Tzannatos<sup>41</sup>, les normes du travail sont susceptibles de prendre une place toujours plus importantes dans l’agenda international, le débat pourrait être vif non-seulement à l’OMC mais également à la Banque Mondiale et dans d’autres institutions financières internationales. Se concentrer sur les stratégies de développement des pays du Sud constitue néanmoins une optique prometteuse. Les recherches présentées dans cette thèse ont l’objectif d’y contribuer.

---

<sup>40</sup> *Questions for Robert Zoellick*, Project Syndicate, 2007. [www.project-syndicate.org](http://www.project-syndicate.org)

<sup>41</sup> Voir citation en introduction.

# Bibliographie

- AGENOR, P., ET J. AZIENMAN (1999) : “Macroeconomic Adjustment with Segmented Labor Markets,” *Journal of Development Economics*, 58(2), 277–96.
- AGGARWAL, M. (1995) : “International Trade and the role of Labour Standards,” Working Paper 95-06-C, US International Trade Commission, Office of Economics.
- AHLUWALIA, M. (1976) : “Inequality, Poverty and Development,” *Journal of Development Economics*, 3, 307–347.
- AIDT, T., ET Z. TZANNATOS (2002) : *Unions and collective bargaining : Economic effects in a global environment*. Directions in Development Series, The World Bank, Washington D.C.
- ALTONJI, J., ET R. BLANK (1999) : “Race and Gender in the labor market,” dans *Handbook of Labor Economics*, ed. O. Ashenfelter, et D. Card, pp. 3143–3259. Elsevier Science.
- ANAND, S., ET R. KANBUR (1993) : “The Kuznets Process and the inequality-Development Relationship,” *Journal of Development Economics*, 40, 25–52.
- ANDERSON, D., ET M. LEISERSON (1980) : “Rural Nonfarm Employment in Developing Countries,” *Economic Development and Cultural Change*, 28(2), 227–248.
- ANDERSON, K. (1996) : “Social Policy Dimensions of Economic Integration : Environmental and Labour Standards,” CEPR Discussion Papers 1440, C.E.P.R. Discussion Papers, available at <http://ideas.repec.org/p/cpr/ceprdp/1440.html>.
- ANKER, R., I. CHERNYSHEV, P. EGGER, F. MEHRAN, ET J. A. RITTER (2003) : “Measuring decent work with statistical indicators,” *International Labour Review*, 142(2), 147–77.

- ANTISLAVERY, ET ICFTU (2001) : “Forced Labour in the 21th Century,” Document de Travail, Antislavery International, Brussels and London.
- ARCAND, J., ET B. D’HOMBRES (2005) : “Explaining the Negative Coefficient Associated with Human Capital in Augmented Solow Growth Regressions,” CERDI, Université d’Auvergne.
- ARCAND, J., B. D’HOMBRES, ET P. GYSELINCK (2004) : “Instrument choice and Return to Education, New Evidence from Vietnam,” CERDI, Université d’Auvergne.
- ARESTOFF, F., ET C. GRANGER (2003) : “Le respect des normes de travail fondamentales : une analyse économétrique de ses déterminants,” Cahier de recherche EURISCO, 2003-08, Université Paris Dauphine.
- BAGWELL, K., ET R. STAIGER (2000) : “The simple economics of labor standards and GATT,” dans *Social Dimensions of US trade policies*, pp. 195–231. Ann Arbor : University of Michigan Press, studies in International Economics.
- BANQUE MONDIALE (1995a) : “Labor and Economic reforms in Latin America and the Caribbean,” World Bank, Washington DC.
- (1995b) : *Rapport sur le Développement dans le Monde. Les travailleurs dans un monde intégré*. Oxford University Press, Oxford.
- (2004) : “World Development Report,” World Bank, Washington DC.
- (2005) : “World Development Indicators,” World Bank, Washington DC.
- BARDHAM, P. (1993) : “Symposium on Democracy and Development,” *Journal of Economic Perspectives*, 7, 45–49.
- BARRO, R. (1996) : “Democracy and Growth,” *Journal of Economic Growth*, 1, 1–27.
- (1997) : *Determinants of Economic Growth : a cross-country empirical study*. MIT Press, Cambridge.
- BARRO, R., ET J. LEE (1996) : “International Measures of Schooling Years and Schooling Quality,” *American Economic Review*, 86(2), 407–443.
- (2000) : “International Data on Educational Attainment. Updates and Implications,” *NBER Working Paper*, 7911.

- BASU, K. (1999) : "Child Labor : Cause, Consequence and Cure, With remarks on International Labor Standards," *The Journal of Economic Literature*, 37, 1083–119.
- BASU, K., ET P. VAN (1999) : "The economics of child labor," *American Economic Review*, 89, 1386–88.
- BAUM, C. F., M. E. SCHAFFER, ET S. STILLMAN (2003) : "Instrumental Variables and GMM : Estimation and Testing," *Stata Journal*, 3(1), 1–31.
- BAZILLIER, R. (2005) : "Normes Fondamentales du Travail et Croissance Economique : Vers une Nouvelle Approche en termes de Biens Publics Mondiaux," *Region et Développement*, 22.
- (2008) : "Core Labour Standards and Economic Development : impact on long-term per-capita income," *World Development*, 36(1) forthcoming.
- BAZILLIER, R., ET N. SIRVEN (2006) : "Les Normes fondamentales du travail contribuent-elles à réduire les inégalités," *Revue Française d'Economie*, XXI(2).
- (2007) : "Core Labour Standards and Inequalities, is there a social Kuznets curve?," *Journal of Development Studies*, forthcoming.
- BEAULIEU, E., ET 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.
- BENABOU, R. (1996) : "Equity and Efficiency in Human Capital Investment : The Local Connection," *Review of Economic Studies*, 62, 237–264.
- BENCIVENGA, V., ET B. SMITH (1997) : "Unemployment, migration and growth," *Journal of Political Economy*, 105(3), 582–608.
- BENHABIB, J., ET M. SPIEGEL (1994) : "The Role of Human Capital in Economic Development : Evidence from Aggregate Cross-Country Data," *Journal of Monetary Economics*, 34(2), 143–174.
- BENZECRI, J. (1992) : *Correspondence Analysis Handbook*. Marcel Dekker, New-York.

- BESCOND, D., A. CHATAIGNIER, ET F. MEHRAN (2003) : “Seven Indicators to Measure Decent Work : an International Comparison,” *International Labour Review*, 142(2), 179–211.
- BHAGWATI, J. (1995) : “Trade Liberalization and Fair Trade Demands : addressing the environmental and labour standards issues,” *The World Economy*, 18, 745–759.
- BHAGWATI, J., ET T. SRINIVASAN (1974) : “On reanalyzing the Harris-Todaro model : Policy rankings in the case of sector-specific sticky wages,” *American Economic Review*, 64(3), 502–8.
- BHATTACHARYA, P. (1998a) : “Migration, employment and development : a three-sector analysis,” *Journal of International Development*, 10, 899–921.
- (1998b) : “Migration under uncertainty about quality of locations,” *Journal of Economic dynamics and Control*, 14, 721–739.
- BIFFL, G., ET R. ISAAC (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 25th to 29th.
- BISWAS, B., ET F. CALIENDO (2002) : “A Multivariate Analysis of the Human Development Index,” Economic Research Institute Study Paper ERI 2002-11.
- BIVENS, J., ET C.WELLER (2003) : “Rights Male Might. Ensuring Worker’s Right as a strategy for Economic Growth.,” *EPI Issue Brief*, 192, 1–7.
- BLOCK, R. (2005) : “Indicators of labour standards : an overview and comparison,” Policy Integration Department - Statistical Development and Analysis Unit - International Labour Office, Working Paper No.54.
- BOHNING, W. (2003) : “Gaps in Basic worker’s rights : measuring international adherence to a ILO conventions and implementation of the organization’s value with public ILO data,” Infofocus Program on promoting the declaration on fundamental principles and rights at work, DECLARATION/WP/13/2003, ILO, may 2003.
- BOLLEN, K., ET P. PAXTON (2000) : “Subjective Measures of Liberal Democracy,” *Comparative Political Studies*, 33(1), 58–86.

- BOURDIEU, P., ET J. PASSERON (1977) : *Reproduction in Education, Society and Culture*. Sage, London.
- BOURGUIGNON, F. (1994) : "Growth, Distribution and Human Ressources," dans *En route to Modern Growth, Essays in honor of Carlos Diaz-Alejandro*, ed. G. Ranis, pp. 43–69. Johns Hopkins Univ. Press, Washington D.C.
- BOURGUIGNON, F., ET C. MORRISON (1990) : "Income Distribution, Development and Foreign Trade," *European Economic Review*, 34, 1113–1132.
- (1998) : "Inequality and Development, the Role of Dualism," *Journal of Development Economics*, 57(2), 233–57.
- BROWN, D. (2000) : "International Trade and Core Labour Standards : A Survey of the Literature," OECD Labour Market and Social Policy, vol.43. OECD Paris.
- BROWN, D., A. DEARDORFF, ET R. STERN (1996) : "International Labour Standards and Trade : a theoretical analysis," dans *Fair Trade and Harmonization : prerequisites for free trade ?*, ed. J. Bhagwati, et R. Hudec, pp. 227–80. MA : MIT Press, Cambridge.
- (2003) : "The effects of Multinational production on wages and working conditions in developing countries," NBER Working Paper, W.9669.
- BRUECKNER, J., ET Y. ZENOU (1999) : "Harris-Todaro models with a land market," *Regional Science and Urban Economics*, 29, 317–339.
- BUCHELE, R., ET J. CHRISTIENSEN (2001) : "Worker Rights and Socio-Economic Performance in Advanced Capitalist Economies," Annual Meeting of URPE, January 3-5, Washington DC.
- BUSSE, M. (2002) : "Do Labor Standards affect Comparative Advantage? Evidence for Labour-intensive goods," *World Development*, 30(11), 1921–32.
- (2005) : "On the determinant of Core Labour Standards : the case of developing countries," *Economic Letters*, 832, 211–217.
- BUSSE, M., ET S. BRAUN (2003) : "Trade and Investment effects of Forced Labour : An Empirical Assessment," *International Labour Review*, 142(1), 49–71.

- BUSSE, M., ET C. SPIELMANN (2005) : “Gender Inequality and Trade,” *Review of International Economics*, 142(1), 49–71.
- CALDERON, C., A. CHONG, ET R. VALDES (2004) : “Labor Market Regulations and Income Inequality ; Evidence for a panel of countries,” Inter-American Development Bank, Research Department, Working Paper 514.
- CALHILL, M. (2005) : “Is the Human Development Index Redundant ?,” *Eastern Economic Journal*, 31(1), 1–6.
- CALVO, G. (1978) : “Urban Employment and Wage determination in LDC’s : Trade Unions in the Harris-Todaro Model,” *International Economic Review*, 19(1), 65–81.
- CAMERER, C. F. (2002) : “Drusilla K. Brown and Alan V. Deardorff and Robert M Stern,” dans *International Labor Standards : History, Theories and Policy*, ed. H. Basu, K. and Horn, L. Roman, , et J. Shapiro. Blackwell.
- CAMPANA, F., ET D. SALVATORE (1988) : “Economic Development, Income Inequality, and Kuznets’ U-Shaped Hypothesis,” *Journal of Policy Modeling*, 2(10), 265–280.
- CARDEBAT, J., ET P. CASSAGNARD (2006) : “North-South Trade and Supervision of the Social Quality of Goods from the South,” Université Bordeaux 4, mimeo.
- CAROTHERS, T. (1994) : “Democracy and Human Rights : policy allies or rivals ?,” *The Washington Quarterly*, 17(3), 109–120.
- CASELLA, A. (1996) : “Free Trade and Evolving Standards,” dans *Fair Trade and Harmonization : prerequisites for free trade ?*, ed. J. Bhagwati, et R. Hudec, pp. 119–56. MA : MIT Press, Cambridge.
- CASELLI, F., E. G., ET F. LEFORT (1996) : “Reopening the convergence debate : a new look at cross country growth empirics,” *Journal of Economic Growth*, 1(3), 363–389.
- CATTELL, R. B. (1966) : “The scree test for the number of factors,” *Multivariate Behavioral Research*, 1(2), 245–279.
- CERIOLI, A., ET S. ZANI (1990) : “A Fuzzy approach to the Measurement of Poverty,” dans *Income and Wealth Distribution, inequality and poverty*, ed. C. Dagum, et M. Zenga, pp. 273–284. Springer Verlag, Berlin.



- CHAMBERLAIN, D., ET S. VAN DER BERG (2002) : “Earnings functions, labour market discrimination and quality of education in South Africa,” Stellenbosch working papers :2/2002.
- CHARNOVITZ, S. (1987) : “L’influence des normes internationales du travail sur le système du commerce international, aperçu historique,” *Revue Internationale du Travail*, 126.
- CHAU, N., ET R. KANBUR (2001) : “The adoption of International Labor Standards Conventions : Who, When and Why ?,” CEPR DP 2904.
- CHECCHI, D., ET C. G. PENALOSA (2005) : “Labour Market Institutions and the Personal Distribution of Income in the OECD,” *IZA Discussion Paper No 1681*.
- CHIAPPERO-MARTINETTI, E. (2005) : “A multi-dimensional assessment of well-being based on Sen(s) functioning theory,” *Revista Internazionale di Scienza Sociale*, 108, 207–239.
- CIGNO, A., F. ROSATI, ET L. GUARCELLO (2002) : “Does Globalization Increase Child Labor ?,” *World Development*, 30(9), 1579–89.
- COATE, S., ET G. LOURY (1993) : “Will affirmative action policies eliminate negative stereotypes ?,” *American Economic Review*, 83(5), 1220–1240.
- COHEN, D., ET M. SOTO (2002) : “Why are poor countries poor ? a message of hope which involves a resolution of a Becker/Lucas paradox,” CEPR DP 3528.
- COLEMAN, J. S. (1990) : *Foundation of Social Theory*. The Belknap Press of Harvard University, Cambridge, Massachusetts and London, England.
- COMMITTEE FOR ECONOMIC DEVELOPMENT (2001) : “From protest to progress : addressing labor and environmental conditions through freer trade,” Report of the Research and Policy Committee of the Committee for Economic Development, Washington D.C.
- CORDEN, W., ET R. FINDLAY (1975) : “Urban Employment, Intersectoral Capital Mobility and Development Policy,” *Economica*, 42(165), 59–78.
- CORNIA, G. (1964) : *Inequality, Growth and Poverty in an era of Liberalization and Globalization*. Oxford (UK) : Oxford University Press.
- DAHL, R. (1966) : *Political Opposition in Western Democracies*. Yale University Press, New Haven.

- DAVENPORT, C., ET D. A. ARMSTRONG (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., ET J. M. KINNON (1989) : "Testing for constituency using artificial regressions," *Econometric theory*, 5, 363–384.
- DEGRE, G. (1964) : "Freedom and Social Structure," *American Sociological Review*, 11.
- DEININGER, K., ET L. SQUIRE (1998) : "New ways of looking at old issues : Inequality and growth," *Journal of Development Economics*, 57, 259–287.
- DEJOUVENAL, B. (1945) : *On Power : its Nature and the History of Growth*. Beacon Press, Boston.
- DIJKSTRA, G. (2002) : "Revisiting UNDP.s GDI and GEM : Towards an Alternative, Social Indicators Research," *Social Indicators Research*, 57(3), 301–338.
- DOLLAR, D. (2001) : "Trade, Growth and Poverty," World Bank Policy Research Working Paper Series, N°2615.
- DROY, I., ET N. SIRVEN (2005) : "Evaluer le bien-être multidimensionnel des ménages en Guinée Maritime : analyse factorielle versus méthode des ensembles flous," Contribution au 5eme colloque International sur l'approche des capacités, Unesco, Paris, 11-14 Septembre.
- DURHAM, J. (1999) : "Economic Growth and Political Regimes," *Journal of Economic Growth*, 4, 81–111.
- DURLAUF, S. (1996) : "A theory of persistent income inequality," *Journal of Economic Growth*, 1(1), 75–93.
- DURLAUF, S., P. JOHNSON, ET J. TEMPLE (2005) : "Growth Econometrics," dans *Handbook of Economic Growth. Volume 1A*, ed. P. Aghion, et S. Durlauf, pp. 555–677. Elsevier, Amsterdam and San Diego.
- EDMONDS, E., ET N. PAVCNIK (2002) : "Does Globalization Increase Child Labor? Evidence from Vietnam," NBER Working Paper n°8970.

- (2005) : “The Effect of Trade Liberalization on Child Labor,” *Journal of International Economics*, 65, 401–19.
- EICHER, T., ET C. GARCIA-PENALOSA (2001) : “Inequality and Growth, the dual role of Human capital in Development,” *Journal of Development Economics*, 66, 173–197.
- EMERSON, M., ET A. DRAMAIS (1988) : *What model for Europe ?* MIT Press, Cambridge USA.
- ESTES, R. (2000) : “Weighted index of social progress,” University of Pennsylvania, School of Social Policy and Practice.
- FELDMAN, D. (1989) : “The trade-off between GNP and Unemployment in a Dual Economy,” *Southern Economic Journal*, 56(1), 46–55.
- FIELDS, G. (2004) : “Dualism in the labour market : a perspective on the Lewis model, after half a century,” *The Manchester School*, 72(6), 724–735.
- (2005) : “A Welfare Economics of Labor Market Policies in the Harris-Todaro Model,” *Journal of Development Economics*, 76, 127–146.
- FORTIN, B., N. MARCEAU, ET L. SAVARD (1997) : “Taxation, wage controls and the informal sector,” *Journal of Public Economics*, 66, 293–312.
- FOX, G., ET G. NOLTE (1995) : “Intolerant Democracies,” *American Journal of International Law*, 36(1), 1–70.
- FRANKEL, M. (1962) : “The production Function in Allocation and Growth : A synthesis,” *American Economic Review*, 52(5), 995–1022.
- FREEDOMHOUSE (2005) : “Annual Survey of Freedom Country Score,” [www.freedomhouse.org](http://www.freedomhouse.org).
- FREEMAN, R. (1996) : “International Labour Standards and World Trade : friends or foes?,” dans *The World Trading system : challenges ahead*, ed. J. Schott. Institute for International Economics, Washington DC.
- FREEMAN, R., ET J. MEDOFF (1984) : *What do Unions do ?* Basic Books, New York.
- GHAI, D. (2003) : “Decent Work : concepts and indicators,” *International Labour Review*, 142(2), 121–157.

- GLEDITSCH, K., ET M. WARD (1997) : “A reexamination of democracy and autocracy in modern politics,” *Journal of Conflict Resolution*, 41(3), 361–383.
- GLEDITSCH, K. S. (2003) : “Modified Polity P4 and P4D Data,” Version 1.0., URL : <http://weber.ucsd.edu/kgledits/Polity.html>.
- GOLDSTEIN, R. J. (1978) : *Political Repression in Modern America*. Schenkman Publishing Company, Calbridge.
- GOLUB, S. (1997) : “International Labor Standards and International Trade,” IMD Working Paper, WP 97/37.
- GRANGER, C. (2003) : “Normes de travail fondamentales et commerce international,” Thèse de doctorat, Université Paris IX Dauphine.
- GRANGER, C. (2005) : “Normes de travail fondamentales et échanges Sud-Nord,” *Economie Internationale*, 101, 47–62.
- GRANGER, C., ET J. SIROËN (2005) : “La clause sociale dans les traités commerciaux,” dans *Travail, Droits fondamentaux et Mondialisation*, ed. I. Daugareilh, pp. 309–324. éditions Bruylant.
- GREENACRE, M. (1984) : *Theory and Applications of Correspondence Analysis*. Academic Press, London.
- GRILICHES, Z., ET J. MAIRESSE (1995) : “Production Functions : the search for identification,” NBER Working Paper 5617.
- GRISWOLD, D. (2001) : “Trade, Labor and Environment : how blue and green sanctions threaten higher standards,” *Trade Policy Analysis*, 15, CATA Institute, August 2.
- GROOTAERT, C., ET R. KANBUR (1995) : “Child Labor : an economic perspective,” *International Labour Review*, 134, 187–203.
- HALL, R., ET C. JONES (1999) : “Why do some countries produce so much more output per worker than others?,” *Quarterly Journal of Economics*, 114(1), 83–116.
- HARRIS, J., ET M. TODARO (1970) : “Migration, Unemployment and Development : A Two-sector Analysis,” *American Economic Review*, 60(1), 126–142.

- HARRISON, A., ET E. LEAMER (1997) : “Labor Markets in Developing Countries : An Agenda for Research,” *Journal of Labor Economics*, 15(3), 1–19.
- HECKMAN, J., ET C. PAGES-SERRA (2000) : “The Cost of Job Security Regulation : evidence from Latin American Labor Markets,” *Economia*, 1, 109–44.
- HESTON, A., R. SUMMERS, ET B. ATTEN (2002) : “Penn World Table (PWT) Version 6.1,” Center for International Comparisons at the University of Pennsylvania (CICUP).
- HIGGINS, M., ET J. WILLIAMSON (1999) : “Explaining Inequality the World Round : Cohort size, Kuznets curve, and openness,” Federal Reserve Bank of New York.
- HOLMLUND, B., ET P. LUNDBORG (1990) : “Incidence Analysis of Financing Unemployment Benefits in a Partially unionized Economy,” *Economica*, 57, 371–382.
- HUFBAUER, G., ET J. SCHOTT (1990) : *Economic Sanctions reconsidered*. Washington, D.C.
- ISLAM, N. (1995) : “Growth Empirics : A Panel Data Approach,” *Quarterly Journal of Economics*, 110(4), 1127–1170.
- JAYARAMAN, R., ET R. KANBUR (1999) : “International Public Goods and the Case for Foreign Aids,” dans *Global Public Goods : International cooperation in the 21st century*, ed. I. Kaul, I. Grunber, et M. Stern. Oxford University Press, New York.
- JHA, S. (1996) : “The Kuznets Curve, A reassessment,” *World Development*, 24(4), 773–780.
- JOLLIFFE, D., ET M. CAMPOS (2003) : “Does Market liberalisation reduce gender discrimination? Lessons from Hungary, 1986 to 1998,” *Labour Economics*, 12, 1–22.
- JOSE, A. (2002) : *Organized Labour in the 21st century*. Geneva.
- KATZ, E., ET O. STARK (1986a) : “International Migration under Asymmetric information,” *The Economic Journal*, 97, 718–26.
- (1986b) : “Labour Migration and Risk Aversion in less developed countries,” *Journal of Labour Economics*, 4, 134–49.
- (1986c) : “Migration and asymmetric information : comment,” *American Economic Review*, 74, 533–34.

- KAUL, I., I. GRUNBER, ET M. STERN (2003) : *Les biens publics à l'échelle mondiale, la coopération internationale au XXIe siècle*. Paris.
- KOK, M., R. NAHUIS, ET A. DEVAAL (2004) : "On Labour Standards and Free Trade," *Journal of International Trade and Economic Development*, 13(2), 137–59.
- KOOP, G., J. OSIEWALSKI, ET M. STEEL (1995) : "Measuring the sources of output growth in a panel of countries," CORE discussion paper No. 9542.
- KREBS, T., ET W. MALONEY (1999) : "Quitting and labor turnover : microeconomic evidence and macroeconomic consequences," Policy research Working Paper no. 2068.
- KUCERA, D. (2001) : "Measuring Fundamental Rights at Work," *Statistical Journal*, 18(2-3), 175–88.
- (2002) : "Core Labour Standards and Foreign Direct Investment," *International Labour Review*, 141(1-2), 31–69.
- KUCERA, D. (2004) : "Measuring trade union rights : a country-level indicator constructed from coding violations recorded in textual sources," Policy Integration Department, Statistical Development and Analysis Unit, International Labour Office, Working Paper n°50.
- KUCERA, D., ET R. GALLI (2004) : "Labor Standards and Informal Employment in Latin America," *World Development*, 32(5), 809–28.
- KUCERA, D., ET R. SARNA (2004) : "How do trade union rights affect trade competitiveness?," Policy Integration Department, Statistical Development and Analysis Unit, International Labour Office, Working Paper n°39.
- KUZNETS, S. (1955) : "Economic Growth and Income Inequalities," *American Economic Review*, 45, 1–28.
- LA PORTA, R., F. L. DE SILANES, A. SHLEIFER, ET R. W. VISHNY (1998) : "Law and Finance," *Journal of Political Economy*, 106, 1113–1155.
- LALL, S., H. SELOD, ET Z. SHALIZI (2006) : "Rural-Urban Migration in Developing Countries : a survey of theoretical predictions and empirical findings," World Bank Policy Research Working Paper, 3915.

- LANJOUW, P., ET J. LANJOUW (1999) : "Rural Nonfarm Employment : A Survey," *The World Bank, Policy Research Working Paper*, 1463.
- LEAMER, E. E. (1996) : "Effort, Wages and the International Division of Labor," NBER Working Papers 5803, National Bureau of Economic Research, Inc, available at <http://ideas.repec.org/p/nbr/nberwo/5803.html>.
- LEARY, V. (1996) : "Workers' Rights and International Trade : The Social Clause (GATT, ILO, NAFTA, U.S. Laws)," dans *Fair trade and harmonization : Prerequisites for free trade*, ed. J. Bhagwati, et R. E. Hudec, pp. 177–230. MIT press, Cambridge and London.
- LEESON, P. (1979) : "The Lewis model and Development Theory," *Manchester School*, 47.
- LEVINE, D., ET L. D'ANDREA TYSON (1990) : "Participation, Productivity and the Firm's Environment," dans *Paying for Productivity : A Look at the Evidence*, ed. A. Blinder, pp. 183–237. Brookings Institution, Paris.
- LEWIS, W. (1954) : "Economic development with unlimited supplies of labour," *Manchester School of Economics and Social Studies*, 22, 139–91.
- LOURY, G. (1977) : "A dynamic theory of racial income differences," dans *Women, minorities and employment discrimination*, ed. P. Wallace, et A. LaMond. D.C. Hearth and Co, Lexington, MA.
- LUNDBERG, S., ET R. STARTZ (1998) : "On the Persistence of racial inequality," *Journal of Labor Economics*, 16(2), 292–324.
- MACISAAC, D., ET M. RAMA (1997) : "Determinants of Hourly Earnings in Ecuador : The Role of Labor Market Regulations," *Journal of Labor Economics*, 15(3), 136–65.
- MACLEOD, W., ET J. MALCOMSON (1998) : "Motivations and markets," *American Economic Review*, 88(3), 388–411.
- MAH, J. (1997) : "Core Labour Standards and export performance in developing countries," *World Economy*, 20(6), 773–785.
- MANKIW, N. G., D. ROMER, ET D. WEIL (1992) : "A contribution to the Empirics of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, 107, 407–438.

- MÀRQUEZ, G., ET C. PAGÈS (1998) : “Ties that bind : employment protection and labor market outcomes in Latin America,” Inter-American Development Bank working paper, R-427. Washington, DC : IADB.
- MARTIN, W., ET K. E. MASKUS (2001) : “Core Labour Standards and competitiveness : Implications for global trade policy,” *Review of International Economics*, 9(2), 317–28.
- MASKUS, K. (1997) : “Should Core Labor Standards be imposed through international trade policy,” World Bank Policy Research Working Paper, 1817.
- MILANOVIC, B. (1995) : “Poverty, Inequality and Social Policy in Transition Economies,” Transition Economics Division, Research Paper No9, Washington DC : The World Bank.
- MILES, M., K. HOLMES, A. ERAS, B. SCHAEFFER, ET A. KIM (2000) : “The 2000 Index of Economic Freedom,” Heritage Foundation.
- MILLS, C. (1956) : *The power of elite*. Oxford University Press, New York.
- MOENE, K. (1988) : “A reformulation of the Harris-Todaro mechanism with endogenous wages,” *Economic Letters*, 27(4), 387–390.
- MONTESQUIEU, C. (1748) : *The spirit of the laws*. Batoche Books, Kitchener, edited in 2001.
- MOSCA, G. (1896) : *Elementi di Scienza Politica*.
- MURDOCH, J., ET T. SANDLER (2002) : “Economic growth, civil wars and spatial spillovers,” *Journal of Conflict Resolution*, 46(1), 91–110.
- NEWAY, W., ET K. WEST (1987) : “A simple positive semi-definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent variance matrix,” *Econometrica*, 55, 703–708.
- US Department of State (2002) : “Human Rights Report 2002,” Washington D.C.
- NRC (2004) : *Monitoring Labor Standards : Techniques and Sources of Information*. The National Academies Press, Washington D.C., Committee on Monitoring International Labor Standards. Center for Education, Division of Behavioral and Social Sciences and Education and Policy and Global Affairs Division.



- OAXACA, R. (1973) : “Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets,” *International Economic Review*, 14(3), 693–709, available at <http://ideas.repec.org/a/ier/iecrev/v14y1973i3p693-709.html>.
- OCDE (1994) : *Employment Outlook*. Paris.
- (1996) : *Trade, Employment and Labour Standards : a study of core worker’s right and international trade*. Paris.
- (2000) : *International Trade and core Labour Standards*. Paris.
- (2004) : *Institutional Efficiency and its determinants : the role of political factors in economic growth*. Paris, Development Center Studies, OECD Development Center.
- O.I.T. (1969) : “L’OIT et l’infrastructure sociale de la Paix,” Nobel Lecture, 11 décembre 1969.
- (1997) : “Relations professionnelles, démocratie et cohésion sociale,” Rapport sur le travail dans le Monde 1997-98.
- (1998) : “Understanding Right at Work,” Declaration on Fundamentals Principles and Rights at Work, International Labour Organization, Geneva.
- (1999) : *Decent Work*. Geneva, Report of the Director General, International Labour Conference 91st session 2003.
- (2000) : “Decent Work and Poverty Reduction in the Global Economy,” Paper submitted by the ILO to the 2nd. Session of the Preparatory Committee for the Special Session of the General Assembly on the Implementation of the Outcome of the World Summit for Social Development and Further Initiatives.
- (2001) : “Stopping Forced Labour,” Document de Travail, International Labour Organization, International Labour Conference 89th Session 2001, Report I (B), Geneva.
- (2002) : “Every child counts : New global estimation of Child Labour,” Document de Travail, International Labour Organization, IPEC Programme), Geneva.
- (2003) : *Working Out of Poverty*. Geneva, Report of the Director General, International Labour Conference 91st session 2003.

- (2006) : “The end of Child Labour, within reach,” Global Report under the follow-up to the ILO Declaration on Fundamental Principles and Rights at Work, report to the International Labour Conference, 95th Session 2006.
- O.I.T., ET O.M.C. (2007) : “Trade and Employment, challenges for policy research,” Document de Travail, Organisation Internationale du Travail et Organisation Mondiale du Commerce, rapport joint préparé par Marion Jansen (OMC) et Eddie Lee (OIT), Geneva.
- O.M.C. (2001) : “Commerce et Normes du Travail : une question difficile pour bien des gouvernements membres de l’OMC,” Doha WTO Ministerial 2001 : Notes d’Information.
- PALLEY, T. (1999) : “The economic case for international labour standards : Theory and some Evidence,” Working Paper E025. Washington DC : AFL-CIO.
- (2005) : “Labour standards, Democracy and wages : Somme Cross-Country Evidence,” *Journal of International Development*, 17, 1–16.
- PAPANEK, G., ET O. KYN (1986) : “The Effect on Income Distribution of Development, the Growth Rate and Economic Strategy,” *Journal of Development Economics*, 23, 55–65.
- PARETO, V. (1916) : *Trattato di Sociologia generale*.
- PAUL, S. (1996) : “A Modified Human Development Index and International Comparison,” *Applied Economics Letters*, 3(10), 67–68.
- PNUD (2007) : “Rapport sur le Développement Humain,” Document de Travail, Programme des Nations-Unies pour le Développement, Geneva.
- PORTES, A. (1994) : “When more can be less : labor standards, development and the informal economy,” dans *Contrapunto : the informal sector debate in Latin America*, ed. C. Rakowski. Albany, NY : State University of New York Press.
- PRITCHETT, L. (2000) : “Understanding Patterns of Economic Growth : Searching for Hills among Plateaus, mountains and plains,” *World Bank Economic Review*, 14, 221–50.
- PUTNAM, R., R. LEONARDI, ET R. NANETTI (eds.) (2000) : *Making Democracy Work*. Princeton University Press.
- RAIMONDOS, P. (1993) : “On the Todaro paradox,” *Economics Letters*, 42, 261–267.

- RAMA, M. (2003) : “Globalization, Inequality and Labor Market Policies,” Washington, DC, United States : World Bank. Mimeo.
- RANIS, G. (2003) : “Is dualism Worth Revisiting,” Economic Growth Center, Yale University, Working Papers.
- RAWLS, J. (1971) : *A theory of justice*. Harvard University Press, Cambridge.
- REARDON, T., J. BERDEGUE, ET G. ESCOBAR (2001) : “Rural Nonfarm Employment and Incomes in Latin America : Overview and Policy Implications,” *World Development*, 29(3), Pages =395-409.
- RODRIK, D. (1996) : “Labour Standards in International Trade : do they matter and what to do about them,” dans *Emerging Agenda for global trade : High Stakes for Developing Countries*, ed. R. Lawrence, D. Rodrik, et J. Whalley, chap. 2. Overseas development council, Policy Essay n°20, Washington D.C.
- ROMER, P. M. (1986) : “Increasing Returns and Long-Run Growth,” *Journal of Political Economy*, 94, 1002–37.
- RUMMEL, R. J. (1997) : *Power Kills*. Transaction Publishers, New Brunswick.
- RUSSELL, B. (1993) : *Power*. Routledge, New York.
- SAINT-PAUL, G. (1999) : “Toward a theory of Labor Market institutions,” Universitat Pompeu Fabra, mimeo.
- SARNA, R. (2005) : “The impact of core labour standards on Foreign Direct Investment in East Asia,” The Japan Institute for Labour Policy and Training Tokyo, Japan. Mimeo.
- SATCHI, M., ET J. TEMPLE (2006) : “Growth and Labour markets in developing countries,” CEPR Discussion Papers : 5515.
- SATO, Y. (2004) : “Migration, Frictional Unemployment and welfare-Improving Labor,” *Journal of Regional Science*, 44, 773–93.
- SCHNEIDER, F., ET D. ENSTE (2002) : *The Shadow Economy, an international survey*. Cambridge University Press, Cambridge, UK.
- SEELOS, C., K. GANLY, ET J. MAIR (2005) : “Social Entrepreneurs directly contribute to global developments,” ESE occasional papers, OP No 05/14. Universidad de Navarra.

- SEN, A. (1976) : "Poverty : an ordinal approach to measurement," *Econometrica*, 44, 219–231.
- (1992) : *Inequality Re-Examined*. Clarendon Press, Oxford.
- SHARMA, B., ET A. GILES (1993) : "Effects of the wage-effort bargain and social labor policies on competitiveness : a ten country study," dans *Proceedings of the 30th conference of the canadian industrial relations association*, pp. 269–287. Laval University, Quebec, Canada.
- SINGH, A., ET A. ZAMMIT (2000) : "The global labour standards controversy : critical issues for developing countries," Geneva, Switzerland : South centre.
- SIRVEN, N. (2004) : "Capital social et développement : concepts, théorie, et éléments empiriques issus du milieu rural de Madagascar," Thèse pour le doctorat en sciences économiques, CED-IFReDE-GRES, Université Montesquieu - Bordeaux IV, France.
- SOLOW, R. M. (1956) : "A contribution to the Theory of Economic Growth," *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65–94.
- SQUIRE, L., ET S. SUTHIWART-NARUEPUT (1997) : "The impact of Labor Market regulations," *World Bank Economic Review*, 11(1), 119–144.
- SRINIVISAN, T. (1996) : "International Trade and Labour Standards from an International Perspective," dans *Challenges to the new World Trade Organization*, ed. V. Dijck, et Faber. Kluwer Law International, The Hague.
- (2004) : "Labor standards and International trade," *Labor History*, 45(4), 509–16.
- STAERKLE, C., A. CLEMENCE, ET W. DOISE (1999) : "Representation of human rights across different national contexts : the role of democratic and non-democratic populations and governments," *European Journal of Social Psychology*, 28, 207–226.
- STAIGER, D., ET J. H. STOCK (1997) : "Instrumental Variables Regression with Weak Instruments," *Econometrica*, 65, 557–586.
- STARK, O., M. GUPTA, ET D. LEVHARI (1991) : "Equilibrium urban unemployment in developing countries," *Economics Letters*, 37, 477–82.

- STARK, O., ET D. LEVHARI (1982) : "On Migration and risks in LDCs," *Economic Development and Cultural Change*, 31, 191–96.
- STERN, R. (2000) : "Labour Standards and Trade," RSIE Discussion Paper, 457, School of Public Policy. University of Michigan.
- STIGLITZ, J. (1974) : "Alternative theories of wage determination and unemployment in LDC's : the labor turnover model," *Quarterly Journal of Economics*, 88, 194–227.
- (2001) : "Employment, Social Justice, and Societal Well-being," Key note Speech to ILO Global Employment Forum, 1-3 November 2001.
- SWINNERTON, K. (1997) : "An essay of Economic efficiency and core labour standards," *The World Economy*, 20, 73–86.
- SYLWESTER, K. (2000) : "Income Inequality, Education expenditures and Growth," *Journal of Development Economics*, 63, 379–398.
- (2002) : "Can income expenditures reduce income inequalities?," *Economics of Education Review*, 21, 43–52.
- (2003) : "Enrolment in Higher Education and changes in Income Inequality," *Bulletin of Economic Research*, 55, 249–252.
- TEMPLE, J. (1998) : "Robustness Tests of the Augmented Solow Model," *Journal of Applied Econometrics*, 13, 361–375.
- (1999) : "The new growth evidence," *Journal of Economic Literature*, 37, 112–156.
- TINBERGEN, J. (2002) : *Income Distribution : Analysis and Policies*. North Holland, Amsterdam.
- TODARO, M. (1969) : "A model of labor migration and urban unemployment in less developed countries," *American Economic Review*, 59, 138–149.
- UNESCO (1998 and 1999) : "UNESCO Statistical Yearbook, 1998 and 1999," Paris : United Nations Educational Scientific and Cultural Organization.
- VAN BEERS, C. (1998) : "Labour Standards and Trade flows of OECD countries," *World Economy*, 21(1).

- VANHOUDT, P. (1998) : “Do Labor Market Policies and Growth Fundamentals matter for Income Inequality in OECD countries,” *IMF Staff Papers*, 44.
- VISHWANATH, T. (1991) : “Information flow, job search and migration,” *Journal of Development Economics*, 36.
- WACZIARG, R. (2002) : “Review of Easterly’s The elusive quest for growth,” *Journal of Economic Literature*, 40, 907–918.
- WOOD, A. (1997) : “Openness and Wage Inequality in developing countries,” World Bank Research Observer, January.
- WOOLDRIDGE, J. (2002) : *Econometric Analysis of Cross-Section and Panel Data*. MIT Press, Cambridge.
- ZADEH, L. (1965) : “Fuzzy Sets,” *Information and Control*, 8, 338–353.
- ZENOU, Y. (2005) : “The Todaro Paradox revisited,” The Research Institute of Industrial Economics. Working Paper No. 652.

# Annexe A

## Annexes du chapitre 1 : Normes

### Fondamentales du Travail, présentation et indicateurs

#### A.1 Indicateur agrégé de respect des normes fondamentales du travail

Country Code	Country Name	NR	CL	FA	DISCRI	FL	LS1.2
AGO	Angola	3	4	5	2	2	0,2349
ALB	Albania	3	1	3	3	2	0,4562
ARE	United Arab Emirates	5	3	4	4	4	0,0856
ARG	Argentina	1	2	2	4	1	0,6738
ARM	Armenia	5	3	3	2	2	0,2148
AUS	Australia	3	1	1	1	1	0,8348
AUT	Austria	2	1	1	3	1	0,7961
AZE	Azerbaijan	2	1	4	1	1	0,6396
BDI	Burundi	3	5	5	2	1	0,3306
BEL	Belgium	1	1	1	2	1	0,9201

ANNEXE A : Annexes du chapitre 1

Country Code	Country Name	NR	CL	FA	DISCRI	FL	LS1.2
BEN	Benin	3	4	1	5	5	0,2833
BFA	Burkina Faso	2	5	3	4	2	0,1939
BGD	Bangladesh	2	4	4	5	5	0,0881
BGR	Bulgaria	1	1	2	1	2	0,7975
BHR	Bahrain	5	1	5	5	5	0,2080
BHS	Bahamas, The	3	2	2	1	1	0,6587
BLR	Belarus	2	1	5	1	2	0,5355
BLZ	Belize	2	2	1	5	1	0,6231
BOL	Bolivia	2	3	3	5	3	0,1621
BRA	Brazil	1	3	2	3	4	0,5117
BRB	Barbados	2	2	1	1	1	0,7812
BWA	Botswana	4	3	2	1	1	0,5670
CAF	Central African Republic	2	5	4	4	2	0,1774
CAN	Canada	4	1	2	1	1	0,7445
CHE	Switzerland	2	2	1	3	1	0,7155
CHL	Chile	1	1	1	5	1	0,8419
CHN	China	5	3	5	2	4	0,1588
CIV	Cote d'Ivoire	3	4	3	5	5	0,0775
CMR	Cameroon	2	4	5	5	2	0,1837
COG	Congo, Rep.	3	4	3	4	1	0,2852
COL	Colombia	2	3	3	3	1	0,4129
COM	Comoros	4	5	3	4	2	0,1720
CPV	Cape Verde	5	3	2	4	1	0,3620
CRI	Costa Rica	2	2	2	4	2	0,4286
CUB	Cuba	1	1	5	1	4	0,6311
CYP	Cyprus	2	3	1	4	1	0,5343
CZE	Czech Republic	2	1	1	2	1	0,7819
DEU	Germany	1	1	1	2	1	0,9201



ANNEXE A : Annexes du chapitre 1

Country Code	Country Name	NR	CL	FA	DISCRI	FL	LS1.2
DNK	Denmark	1	1	1	1	1	1,0000
DOM	Dominican Republic	3	3	2	4	4	0,2621
DZA	Algeria	2	1	4	5	1	0,4815
ECU	Ecuador	1	2	3	5	1	0,5555
EGY	Egypt, Arab Rep.	1	3	5	5	1	0,4451
ERI	Eritrea	5	5	5	4	2	0,1036
ESP	Spain	1	1	2	3	1	0,8388
EST	Estonia	4	2	1	1	2	0,6522
ETH	Ethiopia	4	5	4	5	2	0,1474
FIN	Finland	1	1	1	1	1	1,0000
FJI	Fiji	4	1	2	5	1	0,5863
FRA	France	1	1	2	1	1	0,9045
GAB	Gabon	3	4	3	1	2	0,3283
GBR	United Kingdom	1	1	1	1	1	1,0000
GEO	Georgia	4	3	3	1	3	0,2983
GHA	Ghana	3	4	2	2	1	0,4658
GIN	Guinea	1	5	4	4	2	0,3156
GMB	Gambia, The	5	5	4	5	1	0,1997
GNB	Guinea-Bissau	4	5	4	5	2	0,1474
GNQ	Equatorial Guinea	4	5	5	5	2	0,1504
GRC	Greece	1	2	2	4	2	0,5667
GTM	Guatemala	1	3	3	5	4	0,3090
GUY	Guyana	2	2	1	4	1	0,6311
HND	Honduras	4	3	3	5	2	0,1914
HRV	Croatia	2	3	1	2	1	0,6045
HTI	Haiti	4	4	5	2	4	0,1975
HUN	Hungary	1	1	1	2	2	0,8130
IDN	Indonesia	4	3	4	4	5	0,0904

ANNEXE A : Annexes du chapitre 1

Country Code	Country Name	NR	CL	FA	DISCRI	FL	LS1.2
IND	India	5	3	3	5	5	0,0440
IRL	Ireland	1	1	1	3	1	0,9343
IRN	Iran, Islamic Rep.	5	2	5	5	2	0,2199
ISL	Iceland	4	2	2	1	1	0,6638
ISR	Israel	3	1	2	3	2	0,5665
ITA	Italy	1	1	1	3	1	0,9343
JAM	Jamaica	4	1	2	1	1	0,7445
JOR	Jordan	4	3	4	5	1	0,2820
JPN	Japan	3	1	2	4	2	0,4821
KAZ	Kazakhstan	4	2	4	1	2	0,4299
KEN	Kenya	2	5	4	3	2	0,2618
KGZ	Kyrgyz Republic	3	1	4	1	2	0,5054
KHM	Cambodia	5	4	4	2	3	0,1309
KOR	Korea, Rep.	5	2	2	5	1	0,4508
KWT	Kuwait	5	3	4	4	5	0,0356
LAO	Lao PDR	5	4	5	3	1	0,3064
LBY	Libya	3	1	5	5	3	0,2990
LKA	Sri Lanka	2	2	3	4	5	0,2256
LSO	Lesotho	4	4	3	3	1	0,3748
LTU	Lithuania	3	2	1	2	1	0,6742
LUX	Luxembourg	1	1	1	3	1	0,9343
MAR	Morocco	2	3	4	5	2	0,1969
MDA	Moldova	3	2	3	2	2	0,3614
MDG	Madagascar	3	5	3	3	3	0,1999
MEX	Mexico	2	2	2	5	4	0,3780
MKD	Macedonia, FYR	2	1	3	1	1	0,6561
MLI	Mali	3	5	2	4	2	0,2771
MLT	Malta	1	1	1	5	1	0,8419

ANNEXE A : Annexes du chapitre 1

Country Code	Country Name	NR	CL	FA	DISCRI	FL	LS1.2
MMR	Myanmar	5	4	5	2	5	0,0926
MNG	Mongolia	5	3	2	1	1	0,5121
MOZ	Mozambique	5	5	3	3	1	0,3086
MRT	Mauritania	2	4	4	4	3	0,1375
MUS	Mauritius	3	2	2	5	1	0,5005
MWI	Malawi	3	5	2	3	1	0,4686
MYS	Malaysia	5	2	4	4	2	0,2250
NAM	Namibia	5	4	3	3	4	0,1703
NER	Niger	3	5	3	5	1	0,2659
NGA	Nigeria	3	4	4	5	2	0,1537
NIC	Nicaragua	1	3	2	3	1	0,6613
NLD	Netherlands	1	1	1	2	1	0,9201
NOR	Norway	1	1	1	1	1	1,0000
NPL	Nepal	5	5	4	5	5	0,0010
NZL	New Zealand	4	1	2	1	1	0,7445
OMN	Oman	5	3	5	5	3	0,0718
PAK	Pakistan	3	4	4	5	5	0,0611
PAN	Panama	1	2	2	4	1	0,6738
PER	Peru	1	2	3	5	3	0,3971
PHL	Philippines	4	3	2	3	4	0,3516
PNG	Papua New Guinea	3	4	2	4	1	0,3956
POL	Poland	1	1	1	1	1	1,0000
PRT	Portugal	1	2	1	2	1	0,8395
PRY	Paraguay	3	3	3	5	3	0,1350
QAT	Qatar	5	3	5	4	4	0,0886
ROM	Romania	2	1	1	3	2	0,6891
RUS	Russian Federation	1	1	4	2	2	0,5908
RWA	Rwanda	3	5	5	2	4	0,1810

ANNEXE A : Annexes du chapitre 1

Country Code	Country Name	NR	CL	FA	DISCRI	FL	LS1.2
SAU	Saudi Arabia	5	3	5	5	4	0,0805
SDN	Sudan	4	5	5	5	4	0,1079
SEN	Senegal	2	4	3	3	2	0,2896
SGP	Singapore	5	2	4	4	2	0,2250
SLB	Solomon Islands	5	4	4	1	1	0,3692
SLE	Sierra Leone	4	5	4	5	4	0,1049
SLV	El Salvador	4	3	3	4	2	0,1995
SVK	Slovak Republic	1	1	1	2	1	0,9201
SVN	Slovenia	1	2	1	1	2	0,8123
SWE	Sweden	1	1	1	1	1	1,0000
SWZ	Swaziland	3	3	4	4	1	0,2849
SYR	Syrian Arab Republic	2	2	5	5	1	0,4038
TCD	Chad	4	5	5	5	1	0,2575
TGO	Togo	4	4	4	5	4	0,1162
THA	Thailand	5	3	3	2	2	0,2148
TJK	Tajikistan	3	2	5	2	4	0,3053
TKM	Turkmenistan	5	1	5	1	3	0,4074
TTO	Trinidad and Tobago	4	1	2	2	1	0,6645
TUN	Tunisia	2	1	4	5	1	0,4815
TUR	Turkey	2	3	4	5	2	0,1969
TZA	Tanzania	3	5	3	2	2	0,2370
UGA	Uganda	4	5	4	3	2	0,2399
UKR	Ukraine	2	3	4	3	2	0,2893
URY	Uruguay	1	2	2	3	1	0,7582
USA	United States	5	1	3	1	1	0,5793
UZB	Uzbekistan	5	3	5	1	1	0,3883
VEN	Venezuela, RB	2	2	4	4	1	0,4088
VNM	Vietnam	5	3	5	2	2	0,2013

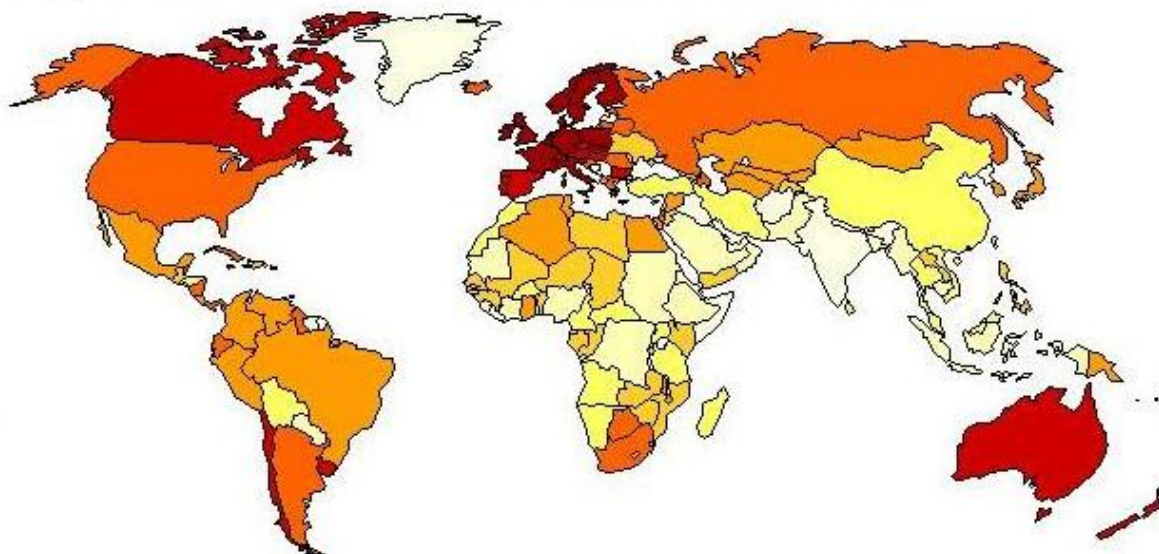
ANNEXE A : Annexes du chapitre 1

---

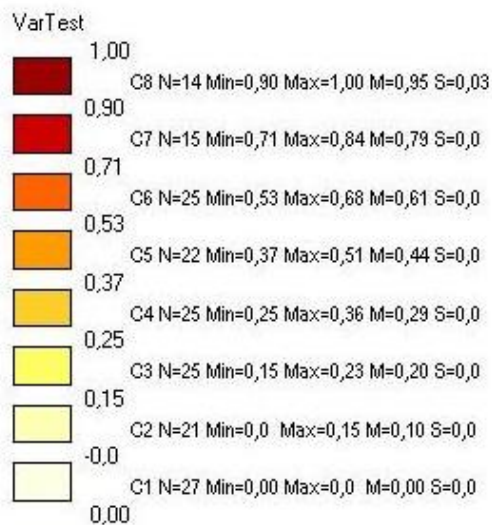
Country Code	Country Name	NR	CL	FA	DISCRI	FL	LS1.2
YEM	Yemen, Rep.	3	4	5	5	1	0,2637
ZAF	South Africa	4	1	2	3	2	0,5717
ZAR	Congo, Dem. Rep.	2	5	5	4	3	0,1291
ZMB	Zambia	2	4	3	4	1	0,3123
ZWE	Zimbabwe	3	4	5	3	1	0,3561

## A.2 Carte du respect des Normes du travail

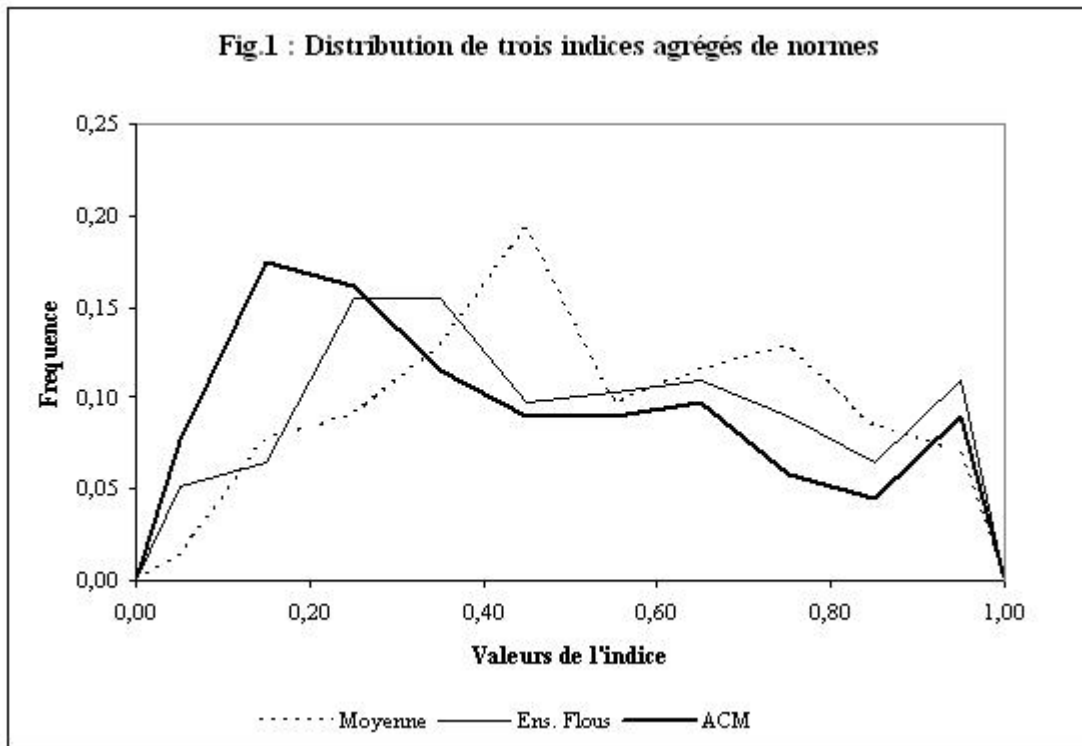
Respect des Normes Fondamentales du Travail Dans le Monde



Fait avec Philcarto - <http://perso.club-internet.fr/philgeo> [discrétisation 'Jenks']  
Rémi Bazillier  
1995-2000



### A.3 Comparaison des différents indicateurs agrégés de normes du travail



## A.4 Normes du Travail et Développement Humain

TAB. A.2 – Résultats de l'ACP pour 83 pays 1990-2000

<b>Factor</b>	<b>F1</b>	<b>F2</b>	<b>F3</b>	<b>F4</b>
Eigenvalues	4.105	1.854	1.481	1.167
% variance	34.210	15.452	12.345	9.725
% cumulated	34.210	49.662	62.006	71.732
<b>Variables Coordinates</b>				
CLS Index	0.785	0.364	-0.006	-0.292
HDI	0.907	-0.063	0.013	-0.133
INSTIT	0.866	0.152	-0.095	-0.333
GROWTH	0.546	-0.114	-0.132	0.289
GINI	-0.461	-0.397	0.546	-0.103
P0	-0.390	0.585	0.133	-0.315
FDI	0.565	0.486	0.312	0.115
TRADE	0.336	0.040	0.193	0.699
AID	-0.361	0.752	0.235	-0.034
DEBT	0.227	0.235	0.662	0.328
SUBSAHAR	-0.796	0.361	-0.113	0.060
LATIN AM	0.078	-0.439	0.706	-0.381
<b>Suppl. Variables Coordinates</b>				
LNGDP	0.902	-0.018	-0.138	-0.105
SCHOOL2	0.902	0.138	-0.125	-0.092
LIFE	0.920	-0.188	-0.024	-0.090

---



## Annexe B

### Annexes du chapitre 3 : Normes

### Fondamentales du Travail et inégalités de revenu

#### B.1 Normes du Travail et inégalités de revenu : quelques statistiques descriptives

TAB. B.1 – Statistiques descriptives

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

TAB. B.2 – Statistiques descriptives

	A	B	C	D	E	F	G	H	I	J	K	L	M	N	O	P	Q	R	S
GINI	1																		
Indice de normes	<b>-0,36</b>	1																	
(Indice de normes) <sup>2</sup>	<b>-0,43</b>	<b>0,97</b>	1																
LN PIB/t	<b>-0,36</b>	<b>0,75</b>	<b>0,74</b>	1															
(LN PIB/t) <sup>2</sup>	<b>-0,38</b>	<b>0,76</b>	<b>0,83</b>	<b>0,91</b>	1														
Tx scolarisation	<b>-0,46</b>	<b>0,82</b>	<b>0,83</b>	<b>0,91</b>	<b>0,92</b>	1													
Tx ouverture	0,06	0,06	0,06	0,2	0,2	0,14	1												
Terre arable/hab.	0,02	<b>0,22</b>	<b>0,21</b>	0,18	0,19	0,22	-0,12	1											
Am. Latine	<b>0,42</b>	0,06	-0,01	0,05	0,02	-0,03	-0,04	-0,05	1										
Afr. Subsaharienne	<b>0,33</b>	<b>-0,41</b>	<b>-0,42</b>	<b>-0,68</b>	<b>-0,65</b>	<b>-0,66</b>	-0,09	-0,01	<b>-0,37</b>	1									
POLITY	-0,06	<b>0,59</b>	<b>0,57</b>	<b>0,57</b>	<b>0,57</b>	<b>0,55</b>	0,01	0,14	<b>0,27</b>	<b>-0,51</b>	1								
PARCOMP	-0,19	<b>0,72</b>	<b>0,68</b>	<b>0,67</b>	<b>0,68</b>	<b>0,64</b>	-0,03	0,18	<b>0,12</b>	<b>-0,43</b>	<b>0,83</b>	1							
XCONST	-0,12	<b>0,58</b>	<b>0,57</b>	<b>0,61</b>	<b>0,6</b>	<b>0,59</b>	0	0,14	<b>0,23</b>	<b>-0,56</b>	<b>0,94</b>	<b>0,75</b>	1						
XROPEN	0,04	<b>0,25</b>	<b>0,25</b>	<b>0,38</b>	<b>0,37</b>	<b>0,4</b>	0,11	0,06	<b>0,21</b>	<b>-0,46</b>	<b>0,54</b>	<b>0,44</b>	<b>0,58</b>	1					
XRCOMP	-0,05	<b>0,48</b>	<b>0,46</b>	<b>0,51</b>	<b>0,51</b>	<b>0,51</b>	0,08	0,1	<b>0,27</b>	<b>-0,55</b>	<b>0,91</b>	<b>0,7</b>	<b>0,86</b>	<b>0,75</b>	1				
LN RADIO	<b>-0,35</b>	<b>0,69</b>	<b>0,67</b>	<b>0,8</b>	<b>0,81</b>	<b>0,82</b>	0,13	<b>0,21</b>	<b>0,16</b>	<b>-0,61</b>	<b>0,46</b>	<b>0,6</b>	<b>0,48</b>	<b>0,36</b>	<b>0,43</b>	1			
Common Law	0,1	-0,09	-0,09	-0,06	-0,06	-0,03	<b>0,32</b>	0,15	-0,2	0,14	0,05	-0,1	0,07	-0,04	-0,05	1			
Ex-pays socialistes	-0,11	-0,01	-0,01	-0,04	-0,05	0,05	-0,05	-0,01	-0,08	-0,1	-0,11	-0,14	-0,06	0,06	0,04	0,03	1		
Trad. Scandinave	<b>-0,37</b>	<b>0,43</b>	<b>0,52</b>	<b>0,32</b>	<b>0,33</b>	<b>0,37</b>	0	0,05	-0,12	-0,14	0,2	<b>0,26</b>	0,2	0,08	0,16	<b>0,29</b>	1		
Code civil	0,09	-0,09	-0,12	-0,06	-0,07	-0,14	<b>-0,3</b>	-0,16	<b>0,27</b>	-0,04	-0,1	0,04	-0,13	-0,01	-0,08	-0,16	-0,03	1	
																			<b>-0,25</b>

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

## B.2 Normes du Travail et inégalités de revenu : Spécification alternative avec inégalités d'accès à l'éducation

TAB. B.3 – Estimation MCO<sup>a</sup> des déterminants de l'inégalité de revenu

Var. Dep. : Gini	Modèle I		Modèle II		Modèle III		Modèle IV	
	Coeff.	t-ratio	Coeff.	t-ratio	Coeff.	t-ratio	Coeff.	t-ratio
Constante	-90,39*	-1,88	-82,55*	-1,63	-74,43	-1,41	27,75***	6,87
LN (PIB/t)	26,46**	2,4	24,59**	2,11	22,45*	1,84		
[LN (PIB/t)] <sup>2</sup>	-1,44**	-2,25	-1,30*	-1,89	-1,18*	-1,67		
<b>Renversement</b>	<b>9650,08</b>		<b>12680,85</b>		<b>13415,09</b>			
Normes du travail			-3,99	-0,73	7,07	0,58	16,48	1,42
(Normes du travail) <sup>2</sup>					-11,19	-1,02	-17,63*	-1,72
Ecart taux de scolarisation	0,15***	2,6	0,13*	1,85	0,12*	1,76	0,1	1,82
Taux d'ouverture	3,05*	1,85	2,94*	1,72	2,90*	1,66	4,20**	2,09
Terre arable/hab.	4,51**	2,25	4,48**	2,18	4,39**	2,05	4,68**	2,02
Afrique Subsaharienne	12,40***	4,51	12,92***	4,19	12,35***	3,74	7,77***	3,22
Amérique Latine	10,50***	5,15	11,33***	4,68	10,87***	4,42	11,10***	4,73
Observations	90		90		90		90	
R <sup>2</sup> Ajusté	0,59		0,59		0,6		0,56	
F (sig.)	22,55	0	20,71	0	19,49	0	27,73	0

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 et West (1987). (b) Dollars constants de 1990, en PPA par individu et par an.

### B.3 Validité et pertinence des instruments

TAB. B.4 – Tests de pertinence des instruments

<i>Variables endogènes</i>	Normes		Normes <sup>2</sup>	
	F-Stat	R <sup>2</sup> partiel	F-Stat	R <sup>2</sup> partiel
(1) Score politique combiné (Polity)	6,71 (0,01)	0,07	7,96 (0,00)	0,06
(2) Compétitivité de participation (PARCOM)	9,83 (0,00)	0,11	5,58 (0,02)	0,06
(3) Contraintes executives (Xconst)	8,6 (0,00)	0,1071	12,22 (0,00)	0,09
(4) Ouverture du recrutement de l'exécutif (Xropen)	0,48 (0,48)	0,004	0,76 (0,76)	0,005
(5) Compétitivité du recrutement de l'exécutif (Xrcomp)	3,27 (0,07)	0,04	3,57 (0,06)	0,03
(6) ln (Radio)	0,2 (0,65)	0,002	0,01 (0,91)	0,00001
(7) WISP	13,69 (0,00)	0,22	15,81 (0,00)	0,24
(8) Efregul	0,88 (0,35)	0,01	1,83 (0,18)	0,02
(9) Civil	4,27 (0,04)	0,04	5,59 (0,02)	0,06
(10) Socialist	2,31 (0,13)	0,01	3,6 (0,06)	0,01
(11) Scandin	11,92 (0,00)	0,03	24,98 (0,00)	0,13

P-values entre parenthèse

### B.4 Estimations DMC des déterminants des inégalités de revenu

TAB. B.5 – Tests de validité et pertinence des instruments

Instruments exclus	Hansen-Test	Diff-Hansen	Instrument	R <sup>2</sup> Partiel	F-Stat
(2), (3), (7) et (11)	7,877	0,665	(2)	0,3	10,08
	(0,02)	(0,42)		0,34	13,45
(2), (3), (7) et (11)	7,877	4,963	(3)	0,3	10,08
	(0,02)	(0,02)		0,34	13,45
(2), (3), (7) et (11)	7,877	4,587	(7)	0,3	10,08
	(0,02)	(0,03)		0,34	13,45
(2), (3), (7) et (11)	7,877	0,511	(11)	0,3	10,08
	(0,02)	(0,47)		0,34	13,45
(2), (7) et (11)	3,014			0,3	13,48
	(0,08)			0,33	16,29
(2), (11) et (1)	7,036			0,15	7,66
	(0,01)			0,2	12,25
(2), (11) et (4)	2,662			0,15	7,64
	(0,10)			0,19	11,25
(2), (11) et (5)	3,861			0,15	7,68
	(0,05)			0,19	11,34
(2), (11) et (6)	2,783			0,15	7,64
	(0,10)			0,19	11,36
(2), (11) et (8)	1,586			0,15	7,81
	(0,20)			0,2	11,58
(2), (11) et (9)	0,023			0,17	8,17
	(0,88)			0,21	12,71
(2), (11) et (10)	0,706			0,18	10,96
	(0,40)			0,21	14,21
(2), (9), (10) et (11)	0,697	0,549	(2)	0,2	8,48
	(0,71)	(0,55)		0,22	11,6
(2), (9), (10) et (11)	0,697	0,002	(9)	0,2	8,48
	(0,71)	(0,96)		0,22	11,6
(2), (9), (10) et (11)	0,697	0,673	(10)	0,2	8,48
	(0,71)	(0,41)		0,22	11,6
(2), (9), (10) et (11)	0,697	0,00	(11)	0,2	8,48
	(0,71)	(0,99)		0,22	11,6
(2), (8), (9), (10) et (11)	1,926	1,181	(8)	0,2	7
	(0,59)	(0,28)		0,24	9,71

P-Values entre parenthèses. Pour les colonnes R<sup>2</sup> Partiel et F-Stat, la première ligne concerne les statistiques pour NORMES et la seconde pour NORMES<sup>2</sup>

TAB. B.6 – Estimations DMC des déterminants des inégalités de revenu

Var. Dep. : Gini	Modèle I		Modèle II		Modèle III		Modèle IV		Modèle V	
	Coeff.	t-ratio	Coeff.	t-ratio	Coeff.	t-ratio	Coeff.	t-ratio	Coeff.	t-ratio
Constante	-70,97	-1,12	-69,7	-1,1	-64,51	-1,07	-65,37	-1,08	-51,79	-0,84
LN (PIB/t)	20,85	1,45	20,55	1,42	19,39	1,41	19,6	1,41	16,06	1,14
[LN (PIB/t)] <sup>2</sup>	-1,21	-1,36	-1,18	-1,32	-1,08	-1,26	-1,1	-1,27	-0,87	-1,01
<b>Renversement</b>	<b>5608</b>		<b>5867</b>		<b>7774</b>		<b>7522</b>		<b>9860</b>	
Normes du travail	59,95**	2,14	58,90**	2,1	50,80*	1,93	51,27	1,93	54,80**	2,03
(Normes du travail) <sup>2</sup>	-51,43***	-3,01	-51,13***	-2,98	-47,10***	-2,86	-47,14***	-2,85	-52,05***	-2,83
<b>Renversement</b>	<b>0,5828</b>		<b>0,576</b>		<b>0,5393</b>		<b>0,5439</b>		<b>0,5264</b>	
Ecart taux de scolarisation	0,16*	1,82	0,16*	1,84	0,14*	1,72	0,14*	1,77	0,14*	1,65
Taux d'ouverture	3,09	1,63	3,07	1,63	2,98*	1,64	2,99*	1,64	3,23*	1,73
Terre arable/hab.	4,14*	1,85	4,14*	1,85	4,15*	1,85	4,14**	1,86	3,59*	1,73
Afrique Subaharienne	8,58**	2,42	8,69**	2,46	9,44***	2,71	9,38***	2,7	8,67**	2,6
Amérique Latine	6,50*	1,67	6,67*	1,72	7,70**	2,06	7,61**	2,04	7,74**	2,09
Observations	90		90		90		90		90	
R <sup>2</sup> Ajusté	0,5		0,51		0,54		0,53		0,53	
F (sig.)	51,46	0	47,01	0	55,26	0	47,95	0	35,35	0

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 et West (1987). (b) Dollars constants de 1990, en PPA par individu et par an.  
Instruments utilisés. Modèle I (2) et (11); Modèle II (2), (9) et (11); Modèle III (2), (10), (11); Modèle IV (2), (9), (10) et (11); Modèle V (2), (8), (9), (10) et (11)

TAB. B.7 – Estimations DMC des déterminants des inégalités de revenu

Var. Dep. : Gini	Modèle I		Modèle II		Modèle III		Modèle IV		Modèle V	
	Coeff.	t-ratio	Coeff.	t-ratio	Coeff.	t-ratio	Coeff.	t-ratio	Coeff.	t-ratio
Constante	16,53*	1,91	16,80*	1,95	17,99**	2,17	17,97**	2,15	16,76*	1,81
Normes du travail	63,86***	2,99	63,39***	2,93	59,33***	2,79	59,35***	2,77	67,60***	3,02
(Normes du travail) <sup>2</sup>	-55,18***	-3,77	-55,10***	-3,85	-52,28***	-3,6	-52,27***	-3,63	-58,41***	-3,86
<b>Renversement</b>	<b>0,5786</b>		<b>0,5751</b>		<b>0,5674</b>		<b>0,5677</b>		<b>0,5786</b>	
Ecart taux de scolarisation	0,17*	1,72	0,17*	1,73	0,16*	1,67	0,16*	1,69	0,17*	1,76
Taux d'ouverture	3,73*	1,95	3,73*	1,95	3,77**	1,97	3,77**	1,97	4,00**	2,04
Terre arable/hab.	4,14*	1,77	4,15*	1,77	4,20*	1,8	4,20*	1,8	3,58*	1,68
Afrique Subsaharienne	6,25**	2,43	6,28**	2,45	6,42**	2,55	6,42**	2,55	5,50**	2,09
Amérique Latine	7,19**	2,15	7,72**	2,19	7,67**	2,34	7,66**	2,35	6,91**	2,02
Observations	90		90		90		90		90	
R <sup>2</sup> Ajusté	0,47		0,48		0,49		0,49		0,47	
F (sig.)	60,05	0	57,5	0	57,83	0	52,3	0	46,01	0

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 et West (1987). (b) Dollars constants de 1990, en PPA par individu et par an. Instruments utilisés. Modèle I (2) et (11); Modèle II (2), (9) et (11); Modèle III (2), (10), (11); Modèle IV (2), (9), (10) et (11); Modèle V (2), (8), (9), (10) et (11)

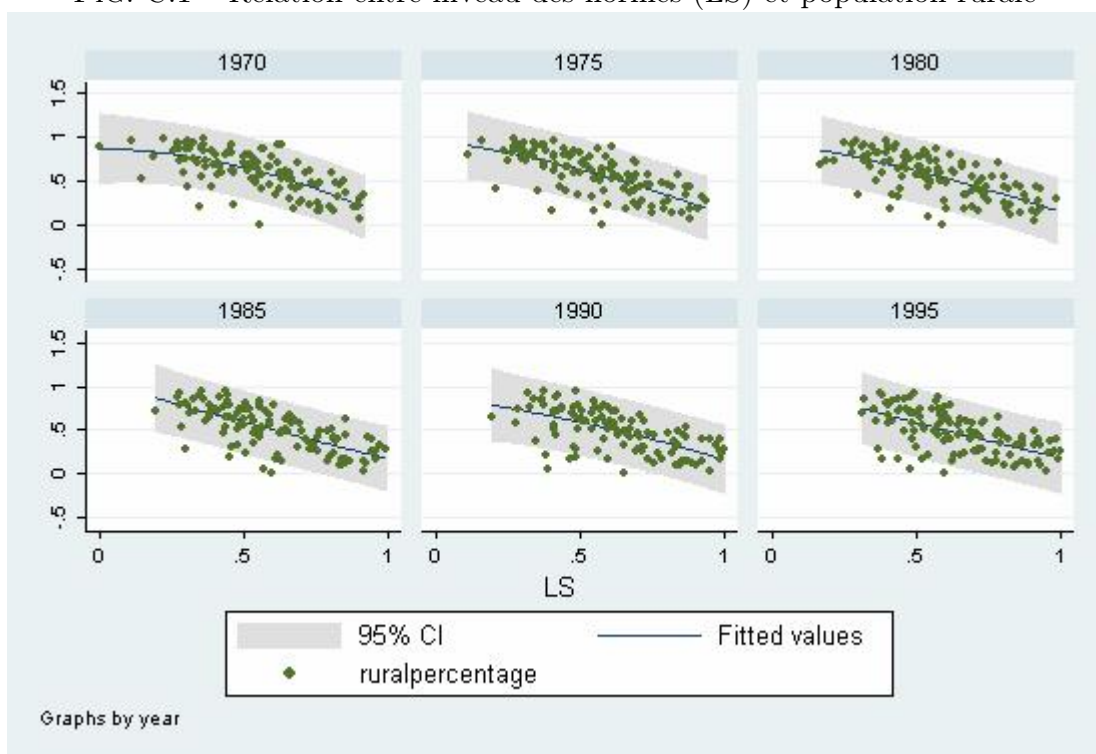


## Annexe C

### Annexes du chapitre 4 : Normes du travail dans une économie duale : une analyse théorique

#### C.1 Faits stylisés

FIG. C.1 – Relation entre niveau des normes (LS) et population rurale



$R^2$  : -0.69(1970),-0.70(1975),-0.67(1980),-0.68(1985),-0.63(1990),-0.61(1995).

Source. Population rurale : World Development Indicator (Banque Mondiale) ; Normes Sociales : indicateur construit par l'auteur.

FIG. C.2 – Relation entre niveau des normes (LS) et emploi par secteurs



Source. Emploi par secteur : FAO ; Normes Sociales : indicateur construit par l'auteur.

TAB. C.1 – Cross-correlation table

Variables	Labour standards
Rural Population (% of total population)	-0.680*** (0.000)
Employment in agriculture (% of total employment)	-0.683*** (0.000)
Employment in services (% of total employment)	0.616*** (0.000)
Employment in industry (% of total employment)	0.526*** (0.000)
Shadow Economy Labor Force (% official labor force)	-0.596*** (0.000)
Shadow Economy	-0.507** (0.011)
Informal employment (% population)	-0.330** (0.046)
Shad. Ec. % official GNP	-0.314* (0.080)

TAB. C.2 – Cross-correlation table

Variables	Labour standard evolution
Growth Rural Population	-0.064 (0.126)
Growth Employment in agriculture	-0.064 (0.464)
Growth Employment in services	0.039 (0.650)
Growth Employment in industry	-0.034 (0.696)

## C.2 Normes du travail et décomposition de la productivité globale des facteurs à la Frankel (1962)

La fonction de production est la suivante :

$$Y_m = \check{A}LS^\gamma K^\theta [L_m(1 - CS)]^{1-\theta} \quad (\text{C.1})$$

Les rendements sont ici constants à l'échelle de la firme ( $\theta + (1 - \theta) = 1$ ) mais croissants à l'échelle du secteur ( $\gamma + \theta + (1 - \theta) > 1$ ), du fait des externalités positives (Frankel 1962) et de l'effet des normes du travail.

On considère que le niveau des normes dans le secteur est corrélé au niveau de développement, approximé ici par le niveau de capital par tête (Bazillier 2008).

Nous avons donc :

$$LS = \frac{1}{\sigma} \frac{K_m}{L_m} \quad (\text{C.2})$$

Ce qui revient à assumer que le 'stock' de normes du travail est substituable à une certaine dotation individuelle en capital. Une unité de capital par tête correspond donc  $1/\sigma$  unités de normes du travail.

La fonction de production peut donc se réécrire :

$$Y_m = \check{A} \left( \frac{K_m}{L_m} \right)^\gamma K^\theta [L_m(1 - CS)]^{1-\theta} \quad (\text{C.3})$$

En procédant au changement de variable  $A = \check{A}(1/\sigma)^\gamma$ , on obtient :

$$Y_m = AK^{\theta+\sigma} L_m^{1-\theta-\sigma} (1 - CS)^{1-\theta} \quad (\text{C.4})$$

Ici A représente le facteur exogène du modèle. Sous sa forme simplifiée, le modèle ne fait plus qu'apparaître trois facteurs, A, K et L.

Si on reprend l'hypothèse (très restrictive) du modèle de croissance endogène (Romer 1986), à savoir la constance du rendement du capital au sens large (capital physique, humain et normes sociales), ce qui passe par  $\alpha + \beta + \gamma$ , on obtient :

$$Y_m = AK(1 - CS)^{1-\theta} \quad (C.5)$$

On retrouve donc l'expression du modèle standard de croissance endogène pour  $CS = 0$ . La seule différence réside dans l'interprétation du facteur K.

### C.3 Démonstration du résultat de l'équation (4.15)

$$w_a = \frac{\left( \frac{w_m}{(1-\theta)\check{A}LS^\gamma K_m^\theta (1-CS)^{1-\theta}} \right)^{1/-\theta}}{1 - \left[ \frac{w_a}{\phi} \right]^{1/\eta-1}} w_m \quad (C.6)$$

Ce qui peut se réécrire :

$$w_a \left( 1 - \left[ \frac{w_a}{\phi} \right]^{1/\eta-1} \right) = \left( \frac{w_m}{(1-\theta)\check{A}LS^\gamma K_m^\theta (1-CS)^{1-\theta}} \right)^{1/-\theta} w_m \quad (C.7)$$

Soit  $Y = w_a \left( 1 - \left[ \frac{w_a}{\phi} \right]^{1/\eta-1} \right)$  et  $X = \left( \frac{w_m}{(1-\theta)\check{A}LS^\gamma K_m^\theta (1-CS)^{1-\theta}} \right)^{1/-\theta} w_m$ .

Si  $A = \frac{\partial Y}{\partial w_a}$  et  $B = \frac{\partial X}{\partial CS}$ , on peut écrire  $A \partial w_a = B \partial CS$  et donc  $\frac{\partial w_a}{\partial CS} = \frac{B}{A}$ .

Calculons donc  $A$  et  $B$ .

$$A = 1 - \frac{\eta}{\eta-1} \left[ \frac{w_a}{\phi} \right]^{1/\eta-1} \quad (C.8)$$

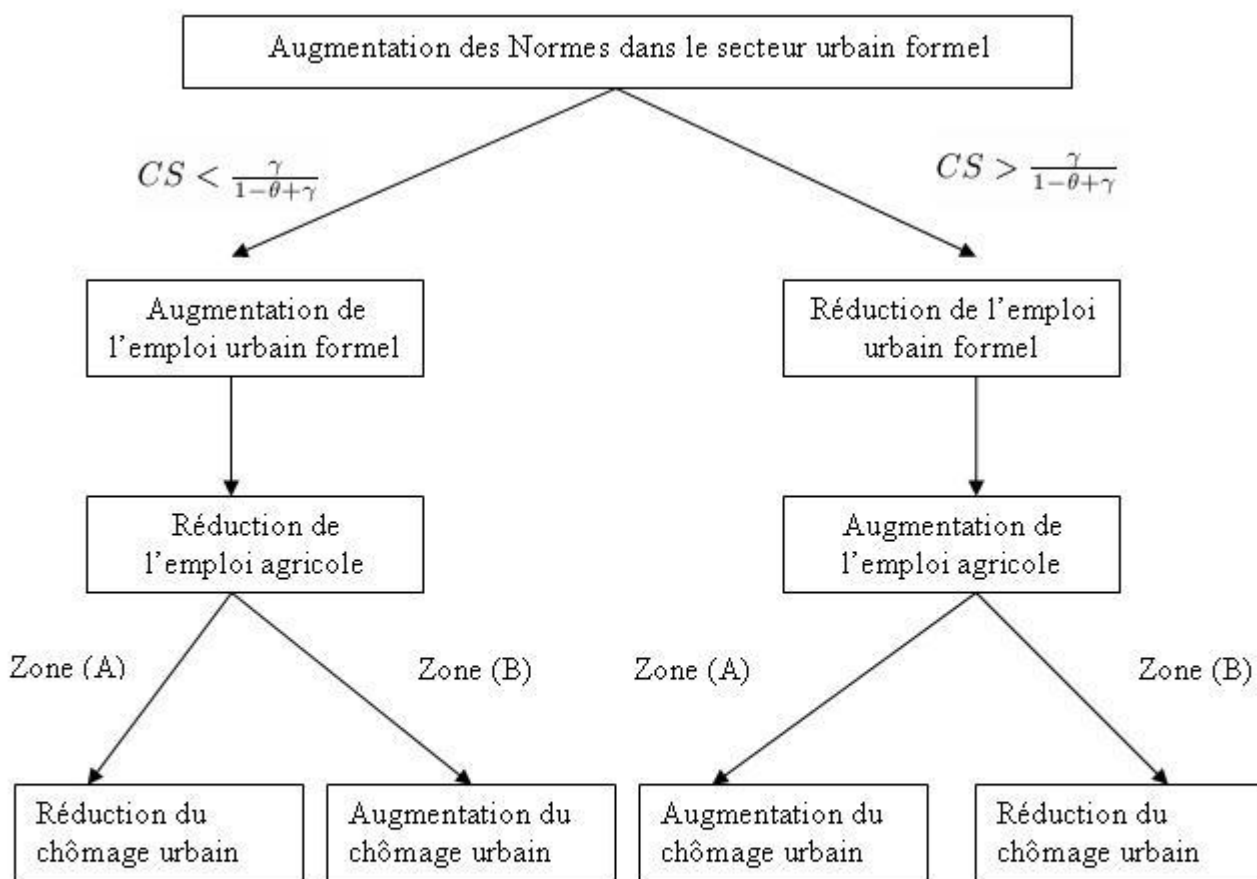
$$B = \frac{\partial X}{\partial CS} = \left(\frac{w_m}{Z}\right)^{1/\theta} \left(\frac{w_m(1-\theta)}{Z(1-CS)} - \frac{w_m\gamma}{Z * CS}\right) \frac{Z}{(-\theta)} \quad (C.9)$$

avec  $Z = \check{A}(\alpha CS)^\gamma K_m^\theta (1-)(1-CS)^{1-\theta}$

Nous pouvons donc en d eduire l'impact des normes sur le salaire rural.

$$\frac{\partial w_a}{\partial CS} = \frac{-\left(\frac{w_m}{Z}\right)^{1/\theta} \left(\frac{w_m(1-\theta)}{Z(1-CS)} - \frac{w_m\gamma}{Z * CS}\right) \frac{Z}{(-\theta)}}{1 - \frac{\eta}{\eta-1} \left[\frac{w_a}{\phi}\right]^{1/\eta-1}} \quad (C.10)$$

### C.4 Effets sur l'emploi urbain, rural et sur le chômage des normes du travail (Section 3)

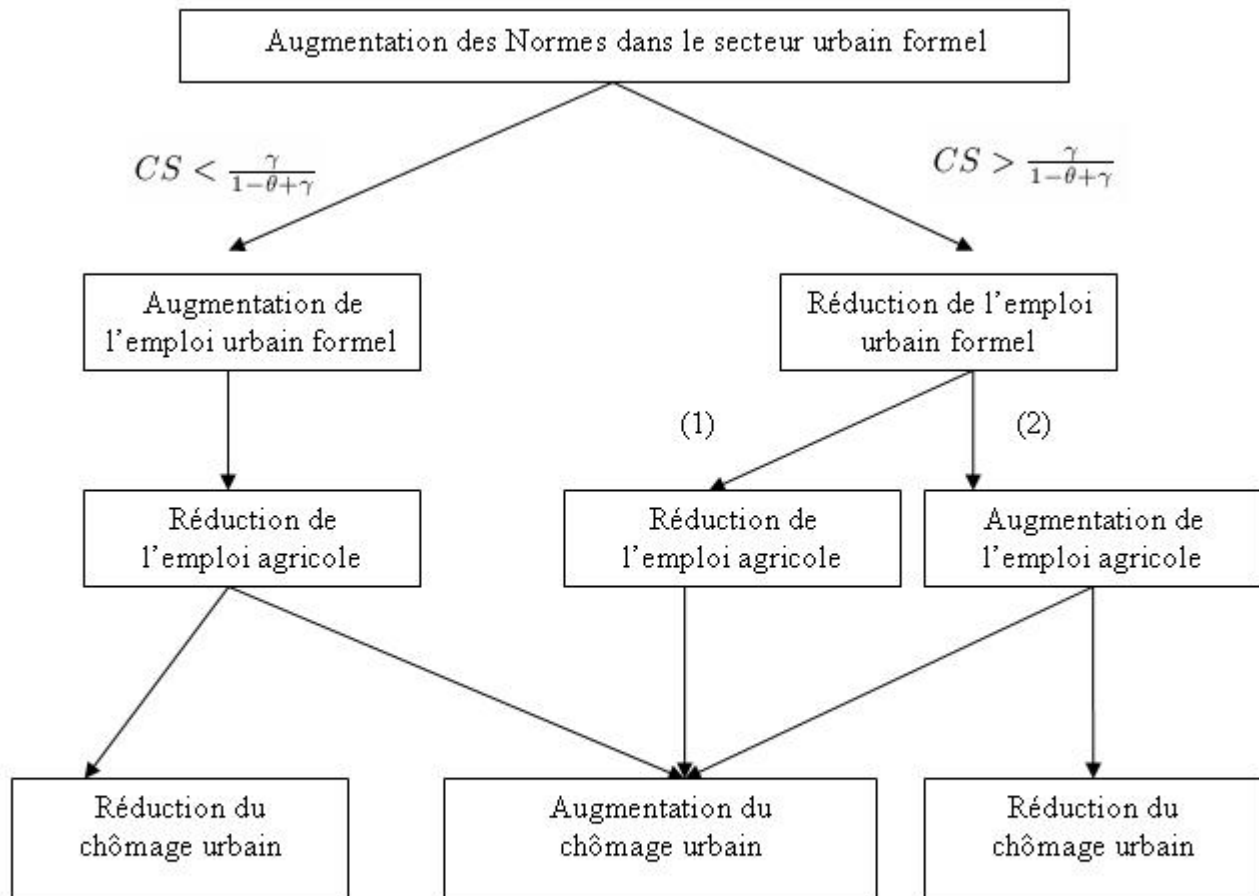


Zone (A)  $w_a^{\frac{1}{\eta-1}} [w_m w_a^{2-\eta} - \eta] > (1-\eta)(A_a \eta)^{\frac{1}{\eta-1}}$

Zone (B)  $w_a^{\frac{1}{\eta-1}} [w_m w_a^{2-\eta} - \eta] < (1-\eta)(A_a \eta)^{\frac{1}{\eta-1}}$



### C.5 Effets des normes du travail lorsqu'elles constituent une incitation supplémentaire à migrer (Section 4)



(1)  $\frac{1-\theta}{\theta} < (1 - CS) + \frac{\gamma}{\theta} \left( \frac{1}{CS} - 1 \right)$

## Résumé

Cette thèse analyse les liens entre Normes Fondamentales du Travail et Développement Economique. Les normes sociales ont fait l'objet d'un intérêt croissant au niveau international notamment du fait de la mondialisation des échanges et de la production. Jusqu'à présent, le débat s'est largement concentré sur le lien entre normes du travail et commerce international. Néanmoins, cette approche comporte un certain nombre de limites : les pays en développement, craignant une nouvelle forme de "protectionnisme déguisé" s'opposent à l'instauration d'une clause sociale dans les échanges internationaux; et le phénomène global de non-respect des normes du travail ne peut être appréhendé uniquement sous le prisme des échanges internationaux ou des investissements directs à l'étranger. Nous proposons dans cette thèse de nous concentrer sur la situation des pays en développement en étudiant l'impact des normes sur leur développement. Dans un premier temps, nous proposons deux indicateurs originaux permettant de mesurer l'application effective des normes fondamentales du travail pour un large échantillon de pays. Dans un second temps, nous montrons empiriquement que les normes influencent positivement le revenu de long-terme, y compris lorsque nous prenons en compte l'endogénéité des normes. Dans un troisième temps, nous mettons en évidence l'existence d'une "courbe de Kuznets sociale" avec des normes jouant de manière non-linéaire sur les inégalités de revenu, lorsque nous prenons en compte le contexte social dans lequel sont mises en place ces normes. Dans un quatrième temps enfin, nous proposons une analyse théorique des effets des normes du travail dans une économie duale en nous basant sur un modèle du type Harris et Todaro. Nous montrons que les normes peuvent, sous certaines conditions, augmenter le niveau d'emploi formel et réduire le dualisme et étudions les situations dans lesquelles le paradoxe de Todaro peut être observé. En montrant que les normes sont susceptibles de jouer à long-terme en faveur du développement, il est possible de réfléchir à de nouvelles politiques en assimilant les normes à un Bien Public Mondial dont le financement serait alors à repenser.

**Discipline** : Sciences Economiques (05).

### Mots-clés :

Normes Fondamentales du Travail, Economie du développement, Croissance économique, Inégalités de revenu, Dualisme

### Intitulé et adresse du laboratoire :

Centre d'Economie de la Sorbonne (UMR 8174 du CNRS), Université de Paris I Panthéon-Sorbonne,

Maison des Sciences Economiques 106-112 Bd de l'hôpital 75647 Paris CEDEX 13.