

SYNDICALISME ET REMUNERATION: UNE CONTRIBUTION A PARTIR DE DONNEES CAMEROUNAISES

by

Roger A. Tsafack-Nanfosso*
Université de Yaoundé II

Abstract

In line with the methodology of the economics of trade unions, the purpose of this paper is to check whether or not a union-nonunion wage differential exists in Cameroon.

By means of a simple Mincerian model including union variable, the study exploits a recent 1,074 wage earners survey covering a large part of the country and finds, among others, a strong evidence of a 14.19 percent union-nonunion wage differential.

Résumé

En conformité avec la méthodologie développée par l'économie des syndicats, cet article a pour objectif d'examiner l'existence d'un différentiel salarial syndical (le gap syndical) au Cameroun.

A partir d'un modèle mincierien simple tenant compte de l'organisation des travailleurs, et sur la base d'une enquête récente concernant 1.074 salariés et couvrant une bonne partie du territoire national, l'étude conclut à l'effectivité d'un différentiel de 14,19%.

Mots Clés: Salaire - Syndicat - Différentiel salarial syndical.
Classification J.E.L.: J31 - J51.

* B.P. 6886 Yaoundé, Cameroun, Mail: rtsaf@uycdc.uninet.cm. Cet article a été finalisé lors d'un séjour comme *Visiting Scholar* à la Katholieke Universiteit Leuven (Louvain, Belgique). Je voudrais remercier tous les responsables du Département d'Economie Pure, notamment Prof. Lodewijk Berlage et ses Assistants, pour l'accueil et l'encadrement dont j'ai bénéficié. Les commentaires de Ibrahima Diallo (Université Cheikh Anta Diop, Dakar), de Karine Tremblay et de Christophe Nordman (TEAM, Université de Paris 1), ainsi que ceux de Lodewijk Berlage, Stefan Dercon, Guy Vandille et tous les participants au *C.E.S. Seminars on Development Economics* de KUL, ont permis d'améliorer des versions antérieures. Cette étude est tributaire des concours actifs du Fonds Francophone de la Recherche ainsi que de la Fondation Friedrich Ebert. Je demeure cependant seul responsable des erreurs qui subsisteraient dans la présente version.

1. INTRODUCTION

Dans un cadre d'analyse classique caractérisé par des marchés des biens et du travail en situation de concurrence parfaite, le comportement monopoleur du syndicat¹ est généralement examiné en étudiant les conditions dans lesquelles une telle organisation peut réussir à obtenir un salaire plus élevé que le salaire d'équilibre. Trois conditions peuvent être évoquées dans ce contexte² : la première est que la capacité d'un syndicat à obtenir un salaire plus élevé que celui d'équilibre dépend significativement de sa capacité à contrôler l'offre de travail, et notamment à contrecarrer le recrutement des travailleurs non syndiqués en cas de licenciements ; la seconde est que les salaires ne peuvent être augmentés que s'il existe des foyers de rentes ou de surplus pouvant faire l'objet de répartition entre l'entreprise et le syndicat ; la part du syndicat prenant alors la forme d'un gain salarial ; et la troisième est que l'importance relative de ces gains salariaux est corrélée avec l'élasticité de la demande de travail.

L'examen de l'impact du syndicat sur les salaires relatifs que propose cette triple condition soulève la nécessité de bien distinguer entre deux concepts précis de différentiels salariaux : d'une part, il faut comparer le salaire obtenu par le syndicat avec celui qui existerait dans l'économie supposée sans travailleurs organisés, et qui constituerait donc le salaire d'équilibre. C'est ce que Lewis (1986, p. 1141) appelle le *gain salarial*. D'autre part, il faut comparer le salaire obtenu par le syndicat avec celui reçu par les travailleurs non affiliés, *ceteris paribus*. Celui-là est appelé le *gap salarial* par Lewis³. Cette étude est consacrée à ce second type de différentiel.

La différence de salaire qui existe entre travailleurs syndiqués et entre travailleurs non syndiqués sur un même marché du travail a déjà été diversement étudiée, et sa

¹ L'économie des syndicats distingue trois modèles usuels d'analyse : le premier, le *modèle du monopole syndical* (Dunlop, 1944) qui n'est qu'un cas particulier du second, le *modèle du droit à gérer* (Nickell et Andrews, 1983), s'articule autour de l'hypothèse d'un salaire faisant l'objet de marchandage alors que l'emploi serait de la prérogative unilatérale de l'employeur. Cette hypothèse s'est avérée contestable et a conduit à la mise en évidence d'un troisième modèle dit de *contrat optimal* (McDonald et Solow, 1981) qui étudie le cas où entreprise et syndicat décident de signer des contrats concernant à la fois le salaire et l'emploi.

² Pour les détails, voir Booth (1995, pp. 52-58).

³ Bien entendu, ainsi que le précise Lewis (1986, p. 1141), il est évident que le *gap salarial* pour un travailleur mesure également son gain salarial : si pour lui le *gap salarial* est supérieur à zéro, la valeur escomptée de son salaire sera plus élevée s'il est affilié (et plus faible s'il ne l'est pas).

quantification suscite des divergences selon les pays (Booth, 1995 et plus récemment Hildreth, 1999, proposent des revues sur la question). Dans la présente étude, le champ d'analyse est le Cameroun et la base de travail une enquête réalisée entre mars et juillet 1999.

Pour évoquer la détermination des salaires dans le contexte syndicalisé camerounais, on propose ci-après un modèle simplifié. Celui-ci sera discuté à la lumière des questions de biais de simultanéité qui peuvent poser quelques problèmes de robustesse des estimateurs. Le modèle sera enfin estimé sur la base des données disponibles issues de l'enquête.

2. LE MODELE

L'équation de salaire que l'on cherche à estimer est une « *fonction statistique de revenu* » standard (Berndt, 1991, p. 161), et s'inscrit dans le prolongement de la théorie du capital humain proposée par Mincer (1974). Il s'agit de fonctions de gains désignant une régression du salaire sur un ensemble de variables dont on suppose, de manière implicite, qu'elles ont un impact sur les revenus. L'équation est exprimée de la manière suivante:

$$(1) \quad \ln w_i = \alpha U_i + \gamma X_i + \varepsilon_i$$

dans laquelle U est une valeur muette prenant la valeur 1 si l'individu est syndiqué et 0 sinon, α étant la valeur du coefficient estimé⁴.

Etant donné l'architecture des données disponibles, il est aussi possible de distinguer des équations de salaires pour les travailleurs syndiqués et pour ceux qui ne le sont pas. Cette procédure permet d'estimer par ailleurs le différentiel salarial syndical. Les relations envisagées s'écrivent:

$$(2) \quad \ln w_{ui} = \gamma_u X_i + \varepsilon_{ui}$$

⁴ La forme semi-logarithmique de l'équation (1) été testée par plusieurs chercheurs. Elle résulte du constat selon lequel les variables explicatives du salaire sont éparées et soumises à différentes hypothèses concernant leurs distributions statistiques. Si chacune de ces variables est normalement distribuée et que les revenus varient avec le produit de deux (ou plus) de ces éléments non corrélés, alors c'est le logarithme du salaire et non pas le salaire lui-même qui affichera une distribution statistique normale (pour une revue de ces recherches, voir Berndt, 1991, p. 161 et 211).

$$(3) \quad \ln w_{ni} = \gamma_n X_i + \varepsilon_{ni}$$

dans lesquelles on retient les précisions ci-dessous, avec i représentant l'individu syndiqué (u) ou non syndiqué (n):

- $\ln w_i$ est le logarithme népérien du revenu (salaire + autres éléments) par heure⁵,
- X_i est le vecteur des variables explicatives du salaire (variables de capital humain, autres caractéristiques individuelles, variables d'emploi, etc.),
- γ_u et γ_n et γ sont les vecteurs des coefficients à estimer,
- ε_i est le terme d'erreur, supposé être un bruit blanc, pour chaque catégorie de travailleurs.

Le différentiel salarial syndical d_i est donné par la formule $d_i = (w_{ui} - w_{ni})/w_{ni}$ (Booth, 1995, p. 158 ; Pencavel, 1991, p. 17). A partir de cette arithmétique, on a $d_i w_{ni} + w_{ni} = w_{ui}$, c'est-à-dire $(1 + d_i)w_{ni} = w_{ui}$ ou encore $(1 + d_i) = w_{ui}/w_{ni}$. Le différentiel est donc:

$$(4) \quad \phi_i = \ln w_{ui} - \ln w_{ni}$$

où $\phi_i = \ln(1 + d_i)$. En utilisant (4) avec (2) et (3), on peut réécrire l'expression du différentiel salarial syndical de la manière suivante:

$$(5) \quad \phi_i = (\gamma_u - \gamma_n)X_i + \mu_i$$

où $\mu_i = (\varepsilon_{ui} - \varepsilon_{ni})$. Le différentiel estimé pour le $i^{\text{ème}}$ individu sera donc:

$$(6) \quad \phi_i^e = (\gamma_u^e - \gamma_n^e)X_i$$

où l'exposant e dénote des estimateurs obtenus. Le différentiel moyen issu de l'ensemble des travailleurs syndiqués sera finalement:

$$(7) \quad \bar{\phi}^e = (\gamma_u^e - \gamma_n^e)\bar{X}$$

⁵ Revenu Horaire = [Revenu Mensuel \times 12]/[Heures par Semaine \times 52]. Voir Marcouiller et al. (1997, p. 392).

\bar{X} représente le vecteur des moyennes des variables de l'échantillon, et peut donc couvrir soit uniquement les syndiqués, soit uniquement les non syndiqués, soit l'ensemble des travailleurs de l'échantillon. Cette dernière possibilité est celle qui sera utilisée dans ce travail. Elle correspond en effet à la question suivante: « pour un travailleur ayant les caractéristiques moyennes, quel est le différentiel salarial attendu entre son emploi dans le secteur syndicalisé et son emploi dans le secteur non syndicalisé ? » (Panagides et Patrinos, 1994, p. 5). La valeur du différentiel salarial syndical est convertie en pourcentage par la relation:

$$(8) \quad [\exp(\phi) - 1] \times 100.$$

Mais pour des valeurs inférieures à 0,15, ϕ est directement assimilable à un taux (Halvorsen et Palmquist, 1980), dont l'estimation a parfois été l'objet de discussions et de controverses dont l'origine serait un biais possible de simultanéité.

3. SALAIRE ET APPARTENANCE SYNDICALE: UN BIAIS POSSIBLE DE SIMULTANÉITE

Une question importante parfois relevée dans la littérature concerne la possibilité d'une endogénéité de l'appartenance syndicale dans la détermination des salaires et notamment du différentiel salarial syndical. En effet, si la décision d'appartenir à un syndicat est due à un différentiel salarial syndical positif, alors il est d'usage d'en tenir compte en procédant à un modèle d'estimation simultanée de l'équation des salaires et de l'équation d'appartenance syndicale ; modèle faisant appel soit à des variables instrumentales, soit à des méthodes de contrôle comme celle relative à l'inverse du ratio de Mills (Robinson (1989) est organisé autour de cette problématique).

Mais Freeman (1986) entre autres, montre que l'importance relative de ce différentiel est aussi susceptible de renforcer la résistance (ou d'intensifier l'opposition) des dirigeants d'entreprises face à la reconnaissance syndicale. Ainsi, le différentiel syndical encouragerait à la fois la syndicalisation mais aussi la résistance aux syndicats, de sorte que l'effet net sur l'appartenance syndicale est ambigu. En outre, des problèmes d'identification (Berndt, 1991, pp. 375-380) peuvent survenir dans l'estimation du modèle d'équations simultanées salaires et appartenance syndicale, étant donné qu'il n'y a pas de

raisons théoriques claires qui justifieraient qu'une variable pertinente dans la détermination des salaires ne le soit pas aussi pour la décision d'appartenir à une organisation de travailleurs.

Lewis (1986) passe en revue les travaux ayant utilisé les deux approches (avec et sans équations simultanées) et parvient à la conclusion que les estimateurs obtenus par les équations simultanées, qui ne sont systématiquement ni plus faibles ni plus élevés que ceux obtenus sans, possèdent en plus un défaut que les autres n'ont pas, à savoir leur trop grande sensibilité à la méthode d'estimation, à l'inclusion de variables additionnelles, aux hypothèses sur les termes d'erreurs et aux types de données utilisées.

Ces différentes raisons ont conduit plusieurs études (par exemple Panagides et Patrinos (1994) ou encore Standing (1992)) à ne pas tenir compte de cette méthode et à s'en tenir aux moindres carrés ordinaires (MCO).

Pour cependant nous préoccuper de l'intuition de la simultanéité dans l'enquête, nous partons du tableau 1 ci-dessous qui fournit le point de vue des travailleurs, en ce qui concerne l'action de l'organisation des travailleurs sur les éléments de rémunération. L'idée sous-jacente à l'élaboration du tableau 1 est que si les travailleurs se préoccupent effectivement du différentiel salarial avant (ou comme incitation à) leur adhésion (ce qui permettrait donc de soupçonner un possible biais d'endogénéité), on peut penser que leur avis sera souvent positif et affirmatif en ce qui concerne l'efficacité des syndicats sur l'existence ou le niveau des éléments de rémunération.

Tableau 1(a): Efficacité de l'action des syndicats: syndiqués

Élément de rémunération obtenu grâce à l'action des syndicats:	Oui	%	Non	%	Peut-être	%	Ne sait pas	%
Les indemnités	56	15,0	102	27,3	26	7,0	190	50,8
Les primes	28	7,5	122	32,6	26	7,0	198	52,9
Le montant de l'heure forfaitaire	26	7,0	127	34,0	25	6,7	196	52,4
La résolution des besoins financiers	35	9,4	123	32,9	29	7,8	187	50,0
Le « treizième » mois	19	5,1	128	34,2	27	7,2	200	53,5
Les avantages en nature	26	7,0	126	33,7	21	5,6	201	53,7
Les congés payés	25	6,7	123	32,9	29	7,8	197	52,7
Les avantages maladies	38	10,2	119	31,8	23	6,1	194	51,9
Les maladies dans la famille	38	10,2	118	31,6	21	5,6	197	52,7
Les avantages naissances	33	8,8	115	30,7	23	6,1	203	54,3

Tableau 1(b): Efficacité de l'action des syndicats: non syndiqués

Élément de rémunération obtenu grâce à l'action des syndicats:	Oui	%	Non	%	Peut-être	%	Ne sait pas	%
Les indemnités	29	4,1	265	37,9	19	2,7	387	55,3
Les primes	19	2,7	259	37,0	24	3,4	398	56,9
Le montant de l'heure forfaitaire	13	1,9	268	38,3	16	2,3	403	57,6
La résolution des besoins financiers	22	3,1	259	37,0	20	2,9	399	57,0
Le « treizième » mois	9	1,3	277	39,6	18	2,6	396	56,6
Les avantages en nature	17	2,4	272	38,9	14	2,0	397	56,7
Les congés payés	20	2,9	265	37,9	18	2,6	397	56,7
Les avantages maladies	25	3,6	262	37,4	16	2,3	397	56,7
Les maladies dans la famille	25	3,6	261	37,3	15	2,1	399	57,0
Les avantages naissances	22	3,1	257	36,7	21	3,0	400	57,1

Source: Extrait des résultats de l'enquête.

Lorsque l'on tente de comparer les groupes de travailleurs entre eux, on observe que le pourcentage des réponses « oui » et « peut-être » est systématiquement plus élevé chez les travailleurs syndiqués ; de même que le pourcentage des réponses « non » et « ne sait pas » est systématiquement plus élevé chez les travailleurs non syndiqués. Ces opinions bien opposées indiquent une inconsciente unité de perception assez révélatrice du déficit d'information auquel doit faire face l'organisation des travailleurs dans la diffusion de son discours et de son action⁶.

Plus fondamentalement, lorsqu'on observe individuellement les groupes, on note que dans la plupart des cas, les travailleurs syndiqués sont plus de trois fois plus nombreux (sauf pour les indemnités) à juger l'efficacité de l'action des syndicats nulle (tableau 1(a)), et dix à quinze fois plus nombreux pour les travailleurs non syndiqués (tableau 1(b)). Même en combinant les réponses positivement hésitantes (« peut-être ») aux déclarations affirmatives, on atteint à peine la moitié de la négation pour les premiers et à peine les deux dixièmes pour les seconds.

On peut donc penser que dans l'ensemble, les travailleurs ne semblent pas s'affilier, au moins de manière directe, pour des raisons liées à la capacité de leur organisation à impulser les éléments de rémunération, lesquelles sont à priori déterminants dans la

⁶ Notre enquête a du reste révélé que ce déficit était décrié par tous, travailleurs et syndicats confondus.

relative importance du différentiel salarial syndical⁷. Nos estimations feront donc l'économie de la méthode des équations simultanées.

4. LES DONNEES

Les données utilisées proviennent d'une enquête réalisée par nos soins et administrée entre les mois de mars et juillet 1999 dans les trois principales villes et agglomérations du Cameroun, à savoir Bafoussam (Ouest du pays), Douala (capitale économique) et Yaoundé (capitale politique)⁸. Le trait caractéristique essentiel des résultats qui constituent le corps de l'étude est donc qu'ils proviennent de données primaires, collectées directement dans les entreprises et autres unités économiques, et filtrées selon le tableau suivant:

Tableau 2: Total des questionnaires retenus de l'enquête

	Bafoussam	Douala	Yaoundé	Total
Questionnaires diffusés	400	1022	600	2022
Questionnaires retournés	365	1003	338	1706
Questionnaires retenus	103	633	338	1074

Source: Extrait du dépouillement de l'enquête.

Bien que les données aient été ainsi purgées des réponses douteuses, incomplètes et/ou incohérentes (près de 37,05% des réponses retournées par les enquêtés ont été éliminées), elles pâtissent inévitablement d'erreurs de mesure dues à des réponses erronées, aux pressions exercées par certains employeurs sur des répondants, à la nolité de certains travailleurs, mais aussi à un important déficit d'information de la part de nombreux

⁷ L'importance des réponses « ne sait pas » qui représentent pour tous les groupes et dans tous les cas plus de la moitié des avis (avec d'ailleurs un écart relativement plus grand chez les travailleurs non syndiqués) révèle non seulement une pénurie potentielle d'information, mais aussi sans doute le fait que d'autres éléments, qui pourraient être pris en compte dans leur décision d'affiliation (ou de non affiliation), ne sont pas capturés pas ceux ici proposés.

⁸ Je voudrais remercier, pour leur dévouement exemplaire, l'équipe d'enquêteurs qui a accepté de suivre le projet dans ces trois villes du pays.

salariés⁹. Ainsi, les 1.074 questionnaires retenus ont été minutieusement sélectionnés sur une base de rigueur de remplissage¹⁰.

La définition et le résumé des variables utilisées pour la détermination des salaires figurent dans le tableau 3 ci-dessous. Quelques précisions doivent être apportées en ce qui concerne certaines d'entre elles. Ainsi:

Tableau 3: Les variables utilisées.

Variabiles	Définitions
ln w	log népérien du revenu (salaire + tous autres éléments) horaire (c'est-à-dire en tenant compte du temps de travail <i>réel déclaré</i> lors de l'enquête et non pas du temps de travail officiel de 8 heures par jour)
Capital Humain:	
Educ	niveau d'étude - dummy - 1=néant, 2=primaire, 3=secondaire général, 4=secondaire technique, 5=supérieur général, 6=supérieur technique
expt	expérience totale - en années
expe	expérience dans l'emploi - en années
recy	recyclage suivi - en mois
form	formation professionnelle reçue - en mois
Autres caractéristiques individuelles:	
âge	âge en années
sexe	dummy - 1=masculin, 0=féminin
matri	statut matrimonial - dummy - 1=célibataire, 2=monogame, 3=polygame, 4=divorcé(e) ou séparé(e), 5=veuf(ve)
nais	lieu de naissance - dummy - 1=ville, 0=campagne
natio	nationalité - dummy - 1=camerounaise, 0=non camerounaise
Caractéristiques de l'emploi:	
synd	appartenance syndicale - dummy - 1=oui, 0=non
tsynd	nombre total des travailleurs syndiqués
prof	catégorie socioprofessionnelle - dummy - 1=personnel de direction, 2=cadre supérieur, ingénieur et assimilé, 3=cadre moyen, agent de maîtrise, 4=employé, ouvrier qualifié, 5=employé, ouvrier semi-qualifié, 6=manoeuvre
nlice	nombre de licenciements
nreem	nombre de réembauches

⁹ A titre d'illustration, nous avons rencontré à plusieurs reprises des travailleurs syndiqués qui ne savaient pas qu'ils l'étaient, et vice versa...

¹⁰ Le tableau 2 indique par ailleurs que le rejet opéré dans les réponses n'est pas uniforme à travers les trois agglomérations du pays. Le taux de rejet est de 0%, 37% et 72% respectivement à Yaoundé, Douala et Bafoussam. Ce constat indique simplement le relatif degré de conscientisation des travailleurs, mais aussi la difficulté décroissante d'administration d'un questionnaire dans ces trois parties du pays.

- Dans la plupart des travaux, l'expérience totale *expt* est « approximée » par la formule de soustraction ($Age - Années\ d'Etudes - 6$). Mais étant donné que nous avons explicitement demandé aux répondants de « donner le total d'années de travail depuis (leur) tout premier emploi », nous considérerons les réponses obtenues comme significatives de l'expérience totale. L'expérience dans l'emploi *expe* résulte directement de la question posée à ce sujet.
- Le nombre total des travailleurs syndiqués *tsynd* trouvent sa justification aussi bien comme proxy de la taille de l'entreprise que dans la volonté de tester l'hypothèse du groupe de pression agissant sur la rémunération de tous (puisque au Cameroun la législation favorise la répartition équitable des victoires syndicales entre tous les travailleurs, affiliés et non affiliés).
- Les caractéristiques d'« entreprises » introduites ici à savoir le nombre de licenciements *nlice*, et le nombre des réembauches *nreem* visent à contrôler certains effets de court terme. Par exemple, une entreprise qui licencie (embauche) sera plus hostile (ouverte) aux augmentations de salaires.

La description statistique de ces variables est donnée par le tableau 4 ci-dessus qui détaille quelques unes d'entre elles, notamment la transformation opérée pour passer d'une variable muette multiple à plusieurs variables muettes dichotomiques. Ainsi, *néant*, *primaire*, *secongen*, *secontec*, *supegen* et *supetec* signifient respectivement aucun niveau d'étude, niveau primaire, secondaire général, secondaire technique, supérieur général et supérieur technique. De même, *celiba*, *monoga*, *polyga*, *divorce* et *veuf* signifient respectivement, dans le cadre de la situation matrimoniale, célibataire, marié(e) monogame, marié(e) polygame, divorcé(e) ou séparé(e), et veuf(ve).

Enfin, la catégorie socioprofessionnelle se subdivise en personnel de direction *direct*, en cadre supérieur, ingénieur et assimilé *cadresu*, en cadre moyen et agent de maîtrise *cadremo*, en employé et ouvrier qualifié *ouvriqua*, en employé et ouvrier semi-qualifié *ouvrise* et en manoeuvre *mano*.

Tableau 4: Moyennes et écart-types des variables

	Ensemble		Syndiqués		Non syndiqués	
	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type	Moyenne	Ecart-type
Ln w	6,5464	0,8658	6,7500	0,7394	6,4377	0,9082
Educ						
Néant	7,449E-03	8,602E-02	0,00	0,00	1,14E-02	0,11
Primaire	3,818E-02	0,1917	5,08E-02	0,22	3,14E-02	0,17
Secongen	0,2412	0,4280	0,27	0,44	0,23	0,42
Secotec	0,2905	0,4542	0,39	0,49	0,24	0,43
Supegen	0,2309	0,4216	0,15	0,36	0,27	0,45
Supetec	0,1918	0,3939	0,14	0,35	0,22	0,41
Expt	10,49	7,83	14,21	8,01	8,51	6,97
Expe	8,15	7,15	11,56	7,99	6,33	5,90
Recy	0,61	2,38	0,85	3,27	0,48	1,71
Form	1,75	5,18	2,44	6,72	1,37	4,08
Age	35,50	7,58	38,41	7,57	33,94	7,12
Sexe	0,81	0,40	0,80	0,40	0,81	0,39
Matri						
Céliba	0,3622	0,4809	0,22	0,41	0,44	0,50
Monoga	0,5214	0,4998	0,64	0,48	0,46	0,50
Polyga	9,032E-02	0,2868	0,12	0,33	7,43E-02	0,26
Divorce	1,676E-02	0,1284	1,07E-02	0,10	2,00E-02	0,14
Veuf	9,311E-03	9,609E-02	8,02E-03	8,93E-02	1,00E-02	9,96E-02
Nais	0,56	0,50	0,51	0,50	0,59	0,49
Natio	0,97	0,16	0,97	0,17	0,98	0,15
Synd	0,35	0,48	1,00	0,00	0,00	0,00
Tsynd	122,18	295,81	154,44	357,52	90,54	215,01
Prof						
Direct	5,773E-02	0,2333	5,61E-02	0,23	5,86E-02	0,23
Cadresu	0,1015	0,3021	8,56E-02	0,28	0,11	0,31
Cadremo	0,3669	0,4822	0,35	0,48	0,38	0,48
Ouvriqua	0,2858	0,4520	0,33	0,47	0,26	0,44
Ouvrise	0,1210	0,3263	0,13	0,34	0,11	0,32
Mano	6,704E-02	0,2502	4,81E-02	0,21	7,71E-02	0,27
Nlice	37,89	75,85	48,62	87,57	31,06	66,54
Nreem	9,86	22,17	10,40	20,21	9,46	23,57
Nombre d'observations	1 074		374		700	

On observe ainsi qu'en moyenne, les travailleurs syndiqués perçoivent un revenu moins dispersé mais surtout plus élevé que les non syndiqués $6,7500 > 6,4377$. C'est à l'examen et à l'explication de cette différence que vont s'atteler les prochains développements. De plus, si l'expérience totale n'est supérieure que de 2 ans à l'expérience dans l'emploi (ce qui laisse penser que la plupart des travailleurs connaissent un taux de rotation assez faible et restent généralement fidèles à leur employeur), on note que taux de l'ancienneté est plus élevé chez les syndiqués (81,35%) que chez les non syndiqués (74,38%). Par ailleurs et au-delà de leur *background* éducatif, les syndiqués sont en moyenne plus formés (en terme de

recyclage et de formation professionnelle) que les non affiliés. Enfin, 35% de la population est syndiquée, ce qui correspond sensiblement à la proportion revendiquée par les centrales syndicales¹¹.

5. RESULTATS

Les résultats obtenus peuvent être restitués en trois étapes: l'examen du modèle général d'abord, l'estimation du différentiel salarial syndical ensuite, l'observation de la dispersion des revenus enfin.

5.1. Le modèle général

L'équation (1) a été estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires. Elle donne les résultats suivants que retrace le tableau 5.

Pour une estimation en données individuelles, le revenu apparaît comme étant bien expliqué par le modèle (50%). L'éducation a généralement une influence positive sur le revenu, ce qui est conforme aux prédictions de la théorie du capital humain. Dans le cas d'espèce cependant, seuls les niveaux d'études supérieures (générale et technique) sont statistiquement significatifs. Ainsi, si l'on compare avec le niveau d'un non scolarisé, l'effet niveau d'étude peut atteindre 65%.

Bien que les signes attendus de l'expérience (totale et dans l'emploi) et de son carré soient conformes à la théorie, seule l'expérience totale est significative. Elle indique que chaque année supplémentaire d'expérience est susceptible d'accroître le revenu horaire de l'ordre de 4%, mais que ce gain évoluerait à taux décroissant. Il y aurait donc existence mais non significativité d'une relation en cloche entre l'expérience et les revenus d'une part, entre l'ancienneté et la rémunération d'autre part. Le recyclage et la formation en entreprise, bien qu'ayant le signe positif, ne sont pas significatifs.

¹¹ Par exemple, pour la deuxième centrale syndicale du pays, l'Union des Syndicats Libres du Cameroun (USLC), la proportion des travailleurs syndiqués *après la crise économique* serait de 15% dans l'exploitation pétrolière en général, 65% dans l'exploitation forestière en général, 70% dans l'agriculture en général, 50% dans les transports en général et 30% dans les autres industries en général.

Tableau 5: Estimation MCO de la fonction de revenu: ensemble des travailleurs

Variabes	Coeff.	t de Student
Constante	4,911*	14,80
Educ		
Primaire	- 0,037	0,15
Secongen	0,175	0,78
Secontec	0,345	1,53
Supegen	0,443***	1,94
Supetec	0,653*	2,84
Expt	0,043*	3,94
Expt ²	- 0,0002	0,56
Expe	0,015	1,58
Expe ²	- 0,0003	0,98
Recy	0,011	1,29
Form	0,0011	0,29
Sexe	- 0,184*	3,66
Matri		
Céliba	- 0,002	0,01
Monoga	0,045	0,22
Polyga	0,039	0,19
Divorce	- 0,047	0,19
Nais	0,046	1,15
Natio	0,257**	2,11
Synd	0,116*	2,63
Tsynd	- 0,00004	0,43
Prof		
Direct	0,456*	4,01
Cadresu	1,129*	10,43
Cadremo	0,779*	8,80
Ouvriqua	0,305*	3,61
Ouvrise	0,192**	2,06
Nlice	- 0,0006***	1,69
Nreem	0,004*	2,63
R ²	0,497	
R ² Ajusté	0,484	
SEE	0,622	
F-test (Proba)	38,221 (1%)	
N	1.074	

Note: Les variables *Néant*, *Veuf* et *Manoeuvre* sont résiduelles, respectivement pour l'éducation, la situation matrimoniale, et la catégorie socioprofessionnelle. Les problèmes de multicolinéarité entre ces différents ensembles de variables muettes sont de ce fait résolus (Van Der Gaag et Vijverberg, 1988, p. 247). Les *t* de Student sont en valeurs absolues. **(**)**{*******} significatifs à 1%(5%){10%}.

Parmi les autres caractéristiques individuelles, on observe le caractère significatif du sexe et de la nationalité. En d'autres termes, les camerounais gagneraient 25,7% de plus que les non camerounais d'une part, et les hommes seraient rémunérés 18,4% de moins que les femmes (ce qui est confirmé par l'examen des moyennes de revenus des deux catégories:

6,5245 < 6,6373). Ces deux résultats traduisent une discrimination à la fois par la nationalité (dont la prime apparaît relativement élevée) et par le sexe (mais dans un sens contraire à l'intuition). Si le premier résultat, qu'évoquent déjà Terrell et Svejnar (1990) trouve une explication dans le fait qu'il y a de moins en moins de hauts cadres étrangers dans les entreprises camerounaises (l'essentiel des postes d'encadrement sont en effet tenus par des nationaux), la discrimination par le sexe ici dégagée résulte de la répartition à la fois par catégorie socioprofessionnelle et par niveau d'étude, que révèle notre échantillon¹². La situation matrimoniale et le lieu de naissance ne semblent pas être des variables pertinentes dans la détermination des revenus.

L'appartenance syndicale influence positivement et significativement les revenus. Le travailleur affilié gagnerait donc un revenu 11,6% plus élevé que son collègue non syndiqué, ce qui est n'est pas très éloigné du résultat de 18,2% obtenu pour le Cameroun, et en particulier pour Yaoundé, par Sinane (1995, p. 28). Le différentiel salarial syndical calculé selon la relation (8) serait ainsi de 12,30%.

La catégorie socioprofessionnelle est positivement liée au revenu, pour tous les niveaux et avec un remarquable respect de la hiérarchie des qualifications. On note ainsi que la différence par rapport au manoeuvre est de l'ordre de 113% pour le cadre supérieur¹³. Cet écart, tout comme l'effet niveau d'étude supra, est relativement faible. Il trouve sa justification dans la double et dramatique baisse des salaires de 1993 (de l'ordre de 65% en moyenne, mais avec des taux croissants au fur et à mesure de l'augmentation du niveau du

¹² La répartition des travailleurs par catégorie socioprofessionnelle et par niveau d'étude n'est en effet pas nettement défavorable aux femmes. Le tableau suivant, issu du dépouillement de l'enquête, l'illustre:

	Direct	Cadresu	Cadremo	Ouvriqua	Ouvrise	Mano
Femmes (%)	8,1	9,6	34,9	28,7	13,9	4,8
Hommes (%)	5,2	10,3	37,1	28,6	11,7	7,2
	Néant	Primaire	Secongen	Secontec	Supegen	Supetec
Femmes (%)	1	3,3	27,3	30,1	16,7	21,5
Hommes (%)	0,7	3,9	23,4	28,8	24,6	18,6

¹³ Sinane (1995, p. 24) dégage un écart similaire de 151% pour Yaoundé seulement, sur la base de données datant du premier trimestre 1993. Il convient par ailleurs de préciser que dans nos données, le terme *personnel de direction (Direct)* est assez générique et englobe tout ceux qui ne se reconnaissent dans aucune autre catégorie, mais aussi beaucoup de ceux qui s'y reconnaissent mais qui ont choisi lors de l'enquête, pour des raisons d'emploi, de position géographique, d'affectation ou même d'ignorance, de figurer dans celle-là. Cela peut aller du balayeur de la Direction au directeur lui-même.

salaires) infligée par les autorités nationales aux camerounais du secteur public, puis relayée dans les secteurs privé et parapublic (Valles, 1994). Cette baisse a engendré un considérable aplatissement des écarts catégoriels de revenus, préjudiciable au rendement et générateur des comportements de *moonlighting* (Van Der Gaag et al., 1989) dans le pays.

Il est enfin très instructif d'observer que le nombre de licenciements et le nombre de réembauches apparaissent à la fois significatifs et dotés des signes attendus. Autrement dit ainsi que le prévoyait l'intuition, l'entreprise qui licencie (embauche) est *ceteris paribus* plus hostile (ouverte) aux augmentations des salaires.

5.2. Le différentiel salarial syndical

Pour un examen et une évaluation du différentiel salarial syndical, nous partons des équations (2) et (3). Les résultats obtenus sur la base des variables retenues pour le modèle général sont donnés dans le tableau 6.

L'éducation a un effet toujours positif et en général, statistiquement significatif sur les revenus. Cet effet est systématiquement plus important chez les travailleurs syndiqués ; ce qui dénote d'une répartition qualitative en faveur de l'affiliation dans le domaine de l'instruction. La comparaison entre un travailleur sans éducation scolaire et un autre du niveau supérieur technique est de 73% chez les syndiqués contre 69% chez les non syndiqués. En outre, la contribution marginale de l'éducation au différentiel salarial est généralement positive, ce qui suggère l'avantage relatif de l'affiliation dans les niveaux de scolarité entre les deux catégories de travailleurs.

Une année d'expérience supplémentaire est susceptible d'accroître le revenu horaire de l'ordre de 4% chez tous les travailleurs, syndiqués comme non syndiqués. Ainsi donc, bien que le taux d'ancienneté soit plus élevé chez les syndiqués, les victoires acquises par le mouvement ne sont pas discriminées et bénéficient à tous les travailleurs du fait des dispositions réglementaires. L'expérience totale contribue de manière négative au différentiel, mettant ainsi en relief la « *rente disproportionnée* » que tirent les non syndiqués de leur situation. On ne peut en dire de même en ce qui concerne la formation en entreprise. La contribution négative du recyclage et de la formation professionnelle que dégage aussi Andrews et al. (1999), reflète l'influence du nombre important de ceux qui, parmi les non syndiqués, ne bénéficient pas d'une formation au sein de la structure qui les emploie.

Tableau 6: Estimations MCO des fonctions de revenus: syndiqués et non syndiqués

Variables	Syndiqués		Non Syndiqués		Contribution Marginale ($\gamma_s^e - \gamma_n^e$) \bar{X}
	Coeff.	t de Student	Coeff.	t de Student	
Constante	5,476*	14,50	4,519*	12,31	0,957
Educ					
Néant	-	-	0,024	0,08	-0,0002
Secongen	0,3**	2,31	0,216	1,38	0,0203
Secontec	0,555*	4,30	0,320**	2,02	0,0683
Supegen	0,662*	4,47	0,426*	2,63	0,0545
Supetec	0,731*	4,78	0,685*	4,15	0,0088
Expt	0,040**	2,61	0,045*	2,76	-0,0524
Expt ²	-0,00012	0,27	-0,0003	0,46	0,0309
Expe	0,018	1,51	-0,0008	0,04	0,1532
Expe ²	-0,0004	1,37	0,0007	0,95	-0,1292
Recy	0,004	0,47	0,018	1,12	-0,0085
Form	0,0009	0,20	0,0066	1,01	-0,0010
Sexe	-0,101	1,42	-0,228*	3,31	0,1029
Matri					
Céliba	-0,363	1,22	0,292	1,10	-0,2372
Monoga	-0,421	1,43	0,373	1,40	-0,4140
Polyga	-0,433	1,43	0,307	1,10	-0,0668
Divorce	-0,918**	2,33	0,351	1,10	-0,0212
Nais	0,056	1,00	0,073	1,33	-0,0095
Natio	0,214	1,36	0,3***	1,75	-0,0834
Tsynd	-	1,67	0,0003	1,38	-0,0562
Prof	0,00016*				
Direct	**	0,83	0,587*	3,95	-0,0258
Cadresu		6,30	1,137*	8,16	-0,0100
Cadremo	0,14	4,39	0,833*	7,32	-0,0829
Ouvriqua	1,038*	1,20	0,343*	3,13	-0,0534
Ouvrise	0,607*	0,3	0,224***	1,84	-0,0219
Nlice	0,156	1,89	-0,00014	0,27	-0,0212
Nreem	0,043	2,71	0,0025	1,16	0,0316
	0,0007**				
	*				
	0,0057*				
R ²	0,579		0,469		
R ² Ajusté	0,548		0,449		
SEE	0,497		0,674		
F-test (Proba)	19,116 (1%)		22,882 (1%)		
N	374		700		
Différentiel Salarial Syndical					0,1327

Note: Pour l'éducation, la situation matrimoniale et la catégorie socioprofessionnelle, les variables résiduelles sont respectivement *Primaire*, *Veuf* et *Manoeuvre*. Les t de Student sont en valeurs absolues. *(**){***} significatifs à 1%(5%){10%}. La variable \bar{X} représente la moyenne pondérée de l'ensemble de l'échantillon. Les γ^e sont les estimateurs.

La variable de sexe demeure négative et significative pour les non syndiqués, c'est-à-dire que chez ces derniers, les travailleuses auraient un revenu 23% plus élevé que les travailleurs. La non significativité de cette variable chez les syndiqués est d'autant plus « *hautement suggestive d'une plus grande égalité des revenus dans ce secteur* » (Panagides et Patrinos, 1994, p. 15) que sa contribution au différentiel est positive. La situation matrimoniale est dans l'ensemble non significative et contribue généralement de manière négative au différentiel. Ce constat est similaire à l'observation du lieu de naissance et de la nationalité ; laquelle est positive et significative pour les non syndiqués. Chez ces derniers, la « *préférence nationale* » serait de 30% en défaveur de ceux qui ne sont pas camerounais.

Le nombre total des travailleurs syndiqués a un impact (bien que minime) négatif et significatif pour les syndiqués et pas pour les non syndiqués. Cette variable, introduite pour se préoccuper des questions de groupe de pression, révèle ainsi l'inefficacité des négociations (de branches notamment) menées par la multitude des syndicats existants (par exemple on dénombre jusqu'à 26 syndicats différents dans l'une des entreprises de l'échantillon) (Dobson, 1997).

La catégorie socioprofessionnelle a une influence positive et généralement significative sur les revenus pour tous les travailleurs (l'écart entre le manoeuvre et le cadre supérieur est respectivement de 104% et de 114% pour les affiliés et non affiliés) mais sa contribution marginale est globalement défavorable aux travailleurs syndiqués. Les variables de contrôle des effets de court terme, à savoir le nombre de licenciements et le nombre de réembauches obtiennent le signe attendu, mais ne sont significatives que pour les travailleurs syndiqués ; manifestement plus sensibles, en termes relatifs, aux effets de la conjoncture.

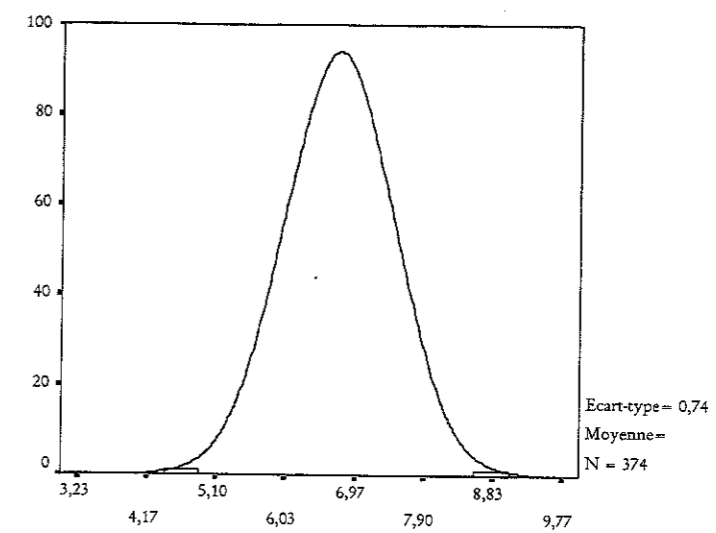
L'addition des contributions marginales permet d'obtenir le différentiel salarial syndical total dans la dernière colonne du tableau. Ainsi donc, sur la base des équations estimées, le différentiel syndical de l'équation (7) est de 0,1327 ce qui, en utilisant la relation (8), signifie qu'en contrôlant un certain nombre de variables caractéristiques qui déterminent les revenus, ceux qui sont syndiqués gagnent 14,19% de plus en termes de revenu horaire, que les travailleurs non affiliés. Cette valeur est supérieure aux 10,4% trouvés par Panagides et Patrinos (1994) pour le Mexique, inférieure aux 19,7% trouvés par Standing (1992) pour les syndicats d'industrie en Malaisie, inférieure aux 29,6% (pour 1992) et 18,8% (pour 1995) trouvés par Arbache et Carneiro (1999) pour le Brésil ; mais remarquablement proche des 14% trouvés par Lewis (1986) dans sa revue du différentiel

syndical aux Etats-Unis entre 1967 et 1979, ou des 14,9% de Standing (1992) pour les syndicats malais d'entreprise. Elle montre ainsi que le syndicalisme (et/ou le duopole syndical existant depuis 1995 au plus haut niveau de l'organisation du travail) au Cameroun possède un réel pouvoir de négociation.

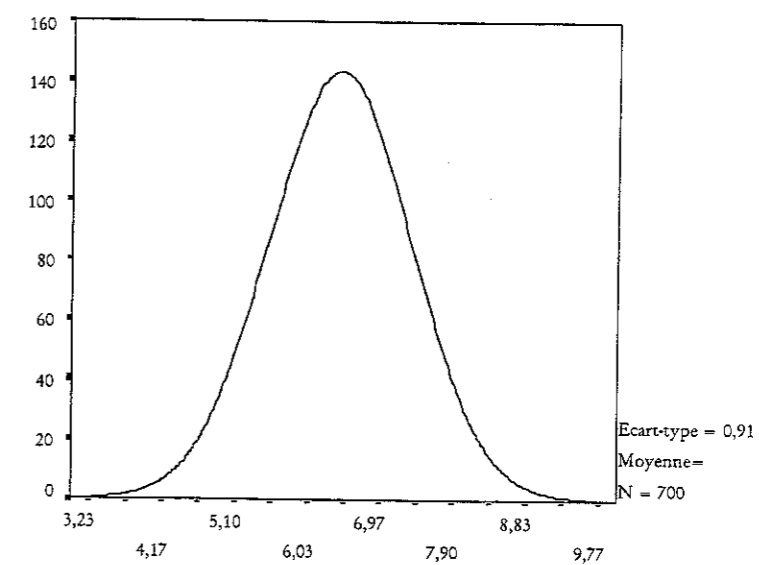
5.3. La dispersion des revenus

Pour avoir une idée relativement précise de la dispersion des revenus dans un échantillon, il est commode d'en extraire des représentations normales pour illustrer les comparaisons. Dans ce contexte, l'observation des histogrammes 1 et 2 (dont les tuyaux d'orgue ont été supprimés pour des raisons de meilleure lisibilité) informe sur la dispersion du logarithme du revenu horaire tant pour les travailleurs syndiqués que pour les non syndiqués. Freeman et Medoff (1980, p. 528) affirment à ce sujet que « *la distribution pour les travailleurs syndiqués devrait être plus pointue et moins étalée que celle des travailleurs non syndiqués* ».

Il apparaît ainsi que la courbe des fréquences des syndiqués est plus à *droite* que celle des non syndiqués ; ce qui reflète la supériorité (statistiquement significative) du salaire moyen syndical 6,75 sur le salaire moyen non syndical 6,44. On observe par ailleurs que la distribution du revenu des syndiqués est plus étirée vers le haut, traduisant une dispersion plus faible que celle des non syndiqués, qui paraît plus aplatie. La différence entre les écart-types des revenus des syndiqués 0,74 et des non syndiqués 0,91 est aussi significative de cette observation.



Histogramme 1 : Log du revenu par heure : Syndiqués



Histogramme 2 : Log du revenu par heure : Non Syndiqués

6. CONCLUSION

L'objectif de cette étude était de s'interroger sur l'existence d'un différentiel salarial syndical au Cameroun. Après avoir distingué les concepts de gain salarial et de gap salarial, nous avons défini une relation simplifiée inspirée des travaux de Mincer (1974) pour modéliser le comportement de détermination des salaires dans le contexte syndicalisé national.

Le modèle a ensuite été mis en rapport avec les questions de biais de simultanéité, puis testé sur la base de données primaires issues d'une enquête concernant 1.074 salariés du pays. Selon que la méthode d'estimation du gap salarial syndical est agrégée à l'ensemble des employés, ou différenciée entre travailleurs syndiqués et travailleurs non syndiqués, nous sommes parvenu à l'existence statistiquement significative d'un différentiel, respectivement de 12,30% ou de 14,19%, proche si ce n'est identique à des estimations réalisées dans d'autres pays.

REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- Andrews, M. ; Bradley, S. and Upward, R. (1999), Estimating youth training wage differentials during and after training, *Oxford Economics Papers*, Vol. 51, n° 3, July, pp. 517-544.
- Arbache, J.S. and Carneiro, F.G. (1999), Unions and interindustry differentials, *World Development*, Vol. 27, n° 10, September, pp. 1875-1883.
- Berndt, E.R. (1991), *The practice of econometrics: classic and contemporary*, Addison-Wesley Publishing Company, Massachusets, 702 p.
- Booth, A.L. (1995a), *The economics of the trade union*, Cambridge University Press, Cambridge, 295 p.
- Dobson, J.R. (1997), The effects of multi-unionism: a survey of large manufacturing establishments, *British Journal of Industrial Relations*, Vol. 35, n° 4, December, pp. 547-566.
- Dunlop, J.T. (1944), *Wage determination under trade unions*, Macmillan, New York.
- Freeman, R.B. (1986), The effect of the union wage differential on management opposition and union organising success, *American Economic Review (Papers and Proceedings)*, Vol. 76, n° 2, May, pp. 92-96.
- Freeman, R.B. and Medoff, J.L. (1980), Le syndicalisme à deux visages, *Revue Economique*, Vol. 31, n° 3, Mai, pp. 505-539.
- Halvorsen, R. and Palmquist, R. (1980), The interpretation of dummy variables in semilogarithmic equations, *American Economic Review*, Vol. 70, n° 3, pp. 474-475.
- Hildreth, A. (1999), What has happened to the union differential in Britain in the 1990s?, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 61, n° 1, February, pp. 5-2.
- Lewis, H.G. (1986), Union relative wage effects, in : Ashenfelter, O. and Layard, R. (eds), *Handbook of labor economics*, Elsevier Science Publishing Company, Amsterdam, pp. 1139-1181.
- Marcouiller, D., Ruiz de Castilla, V. and Woodruff, C. (1997), Formal measures of the informal-sector wage gap in Mexico, El Salvador and Peru, *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 45, n° 2, January, pp. 367-392.
- Mc Donald, I.M. and Solow, R.M. (1981), Wage bargaining and employment, *American Economic Review*, Vol. 71, n° 5, December, pp. 896-908.
- Mincer, J. (1974), *Schooling, experience and earnings*, Columbia University Press for the NBER, New York.
- Nickel, J.S. and Andrews, M. (1983), Unions, real wages and employment in Britain 1951-1979, *Oxford Economic Papers*, Vol. 35 (Supplement), November, pp. 183-206.
- Panagides, A. and Patrinos, H.A. (1994), *Union-nonunion wage differentials in the developing world: A case study of Mexico*, The World Bank, Policy Research Working Paper, n° 1269, Washington, D.C., March, 35 pages.

- Pencavel, J.H. (1991), *Labor markets under trade unionism*, Oxford University Press: Basil Blackwell, London, 217 p.
- Robinson, C. (1989), The joint determination of unions status and union wage effects: some tests of alternative models, *Journal of Political Economy*, Vol. 97, n° 3, June, pp. 639-667.
- Sinane, A.M. (1995), *Une étude économétrique des déterminants des salaires et de l'offre de travail: le cas de Yaoundé - Cameroun*, DIAL, Document de Travail n° 1995-15/T, Paris, Septembre, 58 p.
- Standing, G. (1992), Do unions impede or accelerate structural adjustment? Industrial versus company unions in an industrialising labour market, *Cambridge Journal of Economics*, Vol. 16, n° 3, September, pp. 327-354.
- Terrell, K. and Svejnar, J. (1990), *How industry-labor relations and government policies affect Senegal's economic performance*, The World Bank, Policy, Planning and Research Working Papers, n° 271, Washington D.C., January, 124 p.
- Valles, M. (1994), Dossier Cameroun, *Marchés Tropicaux et Méditerranéens*, pp. 748-784, 15 Avril.
- Van Der Gaag, J. and Vijverberg, W. (1988), A switching regression model for wage determinants in the public and private sectors of a developing country, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. LXX, n° 2, May, pp. 244-252.
- Van Der Gaag, J.; Stelcner, M. and Vijverberg, W. (1989), Wage differentials and moonlighting by civil servants: evidence from Côte d'Ivoire and Peru, *The World Bank Economic Review*, Vol. 3, n° 1, January, pp. 67-95.

DISCUSSION PAPERS 1998

- DPS 98.01 Louis Baeck, *Thematisation and Canon Building in Post-War Development Studies*, January (Development Economics).
- DPS 98.02 Hans Dewachter and Hanno Lustig, *Sticky Prices and the Nominal Effects of Real Shocks*, January (International Economics).
- DPS 98.03 Ilse Frederickx, *Health in Rural Tanzania: The Determinants of Health Status, Health Care Demand and Health Care Choice*, January (Development Economics).
- DPS 98.04 Paul De Grauwe, *European Unemployment. A Tale of Demand and Supply*, February (International Economics).
- DPS 98.05 João Cocco, Francisco Gomes and Pascal Maenhout, *Consumption and Portfolio Choice over the Life-Cycle*, March (Financial Economics).
- DPS 98.06 Yunus Aksoy and Hanno Lustig, *Circular Aspects of Exchange Rates and Market Structure*, January (International Economics).
- DPS 98.07 André Decoster and Frederic Vermeulen, *Evaluation of the Empirical Performance of Two-Stage Budgeting AIDS, QUAIDS and Rotterdam Models Based on Weak Separability*, April (Public Economics).
- DPS 98.08 Erik Schokkaert and Luc Van Ootegem, *Preference Variation and Private Donations*, April (Public Economics).
- DPS 98.09 Erik Schokkaert, *Mr. Fairmind is Post-Welfarist: Opinions on Distributive Justice*, April (Public Economics).
- DPS 98.10 Dirk Van de gaer, Michel Martinez and Erik Schokkaert, *Measuring Intergenerational Mobility and Equality of Opportunity*, April (Public Economics).
- DPS 98.11 Paulo Augusto Nunes, *Testing the Validity of WTP values from a Contingent Valuation Survey in Portugal*, April (Public Economics).
- DPS 98.12 Paulo Augusto Nunes, *Measuring the WTP for Recreation and Biodiversity Protection Programs*, April (Public Economics).
- DPS 98.13 Laurens Cherchye and Tom Van Puyenbroeck, *Learning from Input-Output Mixes in DEA: A Proportional Measure for Slack-Based Efficient Projections*, February (Public Economics).
- DPS 98.14 Jerzy Mycielski and Yohanes Riyanto, *On the Interaction between Taste and Distance and Its Implications on the Vertical Distribution Arrangement*, May (Financial Economics).
- DPS 98.15 Jerzy Mycielski, Yohanes Riyanto and Filip Wuyts, *Product Differentiation and the Equilibrium Structure of the Manufacturer-Retailer Relationship*, May (Financial Economics).

- DPS 98.16 Hans Degryse and Patrick Van Cayseele, *Relationship Lending within a Bank-based System: Evidence from European Small Business Data*, April (Financial Economics).
- DPS 98.17 Pramila Krishnan, Tesfaye Gebre Selassie and Stefan Dercon, *The Urban Labour Market During Structural Adjustment: Ethiopia 1990-1997*, April (Development Economics).
- DPS 98.18 Bart Capéau and Stefan Dercon, *Prices, Local Measurement Units and Subsistence Consumption in Rural Surveys: An Econometric Approach with an Application to Ethiopia*, March (Development Economics).
- DPS 98.19 Stefan Dercon and Pramila Krishnan, *Changes in Poverty in Rural Ethiopia 1989-1995: Measurement, Robustness Tests and Decomposition*, March (Development Economics).
- DPS 98.20 Jenke R. ter Horst, Theo E. Nijman and Marno Verbeek, *Eliminating Biases in Evaluating Mutual Fund Performance from a Survivorship Free Sample*, June (Econometrics).
- DPS 98.21 Hilke Vandenbussche and Jozef Konings, *Globalization and the effects of national versus international competition on the labour market. Theory and evidence from Belgian firm level data*, August (Financial Economics).
- DPS 98.22 Wim Moesen and Laurens Cherchye, *The Macroeconomic Performance of Nations Measurement and Perception*, August (Public Economics).
- DPS 98.23 Anneleen Peeters, *Interim Employment and a Leading Indicator for the Belgian Labour Market*, September (International Economics, IERP 137).
- DPS 98.24 Wessel Marquering and Marno Verbeek, *An Empirical Analysis of Intertemporal Asset Pricing Models with Transaction Costs and Habit Persistence*, September (Econometrics).
- DPS 98.25 Filip Abraham and Joeri Van Rompuy, *Is Belgium ready for EMU? A look at national, sectoral and regional developments*, September (International Economics, IERP 138).
- DPS 98.26 Sara Ochelen, Stef Proost and Kurt Van Dender, *Optimal Pricing for Urban Road Transport Externalities*, September (Public Economics).
- DPS 98.27 Knud Munk, *Optimal Support to Low-skilled Households*, July (Public Economics).
- DPS 98.28 Wim Moesen and Philippe Van Cauwenberge, *The Status of the Budget Constraint, Federalism and the Relative Size of Government: A Bureaucracy Approach*, September (Public Economics).
- DPS 98.29 Laurens Cherchye, *The Measurement of Macroeconomic Performance: Comparison of DEA-Based Alternatives*, August (Public Economics).
- DPS 98.30 Jürgen Janssens, *Volatility and Risk Premia on Belgian Secondary Long Term Government Bond Markets*, October (Financial Economics).

- DPS 98.31 Stef Proost and Kurt Van Dender, *Effectiveness and Welfare Impacts of Alternative Policies to Address Atmospheric Pollution in Urban Road Transport* (Public Economics).
- DPS 98.32 Inge Mayeres and Stef Proost, *Marginal Tax Reform, Externalities and Income Distribution*, (Public Economics).
- DPS 98.33 André Decoster and Guy Van Camp, *The unit of analysis in microsimulation models for personal income taxes: fiscal unit or household?* (Public Economics).
- DPS 98.34 Paul De Grauwe, Hans Dewachter and Yunus Aksoy, *The European Central Bank: Decision Rules and Macroeconomic Performance*, (International Economics).
- DPS 98.35 Laurent Franckx, *The use of ambient inspections in environmental monitoring and enforcement when the inspection agency cannot commit itself to announced inspection probabilities*, (Public Economics).
- DPS 98.36 Reginald Loyen, *Macro-economische functieverschuivingen in de haven van Antwerpen. Reconstructie van een databank en eerste analyse van de maritieme overslag (1900-1997)*, (Quantitative Economic History).

DISCUSSION PAPERS 1999

- DPS 99.01 Laurens Cherchye and Tom Van Puyenbroeck, *Product Mixes as Objects of Choice in Nonparametric Efficiency Measurement*, January (Public Economics).
- DPS 99.02 Hans Dewachter and Dirk Veestraeten, *Measuring Convergence Speed of Asset Prices toward a Pre-Announced Target*, January (International Economics).
- DPS 99.03 Philip Verwimp, *Estimating Returns to Education in Off-Farm Activities in Rural Ethiopia*, January (Development Economics).
- DPS 99.04 Henri Delanghe, *The Origin of Significant Japanese-Brazilian Trade and Investment Relations: Origin, Content and Consequences of the 1935 Japanese Trade Mission to Brazil*, February (Quantitative Economic History).
- DPS 99.05 Jean-Paul Abraham, *Bank Strategies in Euroland with Special Reference to the Benelux Area*, March (Financial Economics).
- DPS 99.06 Anneleen Peeters, *Ranking and Temporary Jobs in an Equilibrium Matching Model*, March (International Economics).
- DPS 99.07 Filip Abraham, *Regional Competition in the European Union*, March (International Economics).
- DPS 99.08 Dominique Guillaume and David Stasavage, *Improving Policy Credibility: Is There a Case for African Monetary Unions?*, March (Development Economics).
- DPS 99.09 Stefan Dercon and Bjorn Van Campenhout, *Dynamic Price Adjustment in Spatially Separated Food Markets with Transaction Costs*, March (Development Economics).
- DPS 99.10 David Bigman, Stefan Dercon, Dominique Guillaume and Michel Lambotte, *Community Targeting for Poverty Reduction in Burkina Faso*, March (Development Economics).
- DPS 99.11 Dimitri Vandercruyssen, *Analysis of voting procedures in one-seat elections: Condorcet efficiency and Borda efficiency*, March (Public Economics).
- DPS 99.12 Luc Lauwers, *Topological Social Choice*, April (Econometrics).
- DPS 99.13 Paul De Grauwe and Frauke Skudelny, *Social Conflict and Growth in Euroland*, May (International Economics).
- DPS 99.14 Jozef Konings, Patrick Van Cayseele and Frederic Warzynski, *The Dynamics of Industrial Markups in Two Small Open Economies: Does National Competition Policy Matter?*, May (Financial Economics).
- DPS 99.15 Yves Segers, *De huishuren in België, 1800-1920. Voorstelling van een databank*, June (Quantitative Economic History).

- DPS 99.16 Giulia Faggio and Jozef Konings, *Gross Job Flows and Firm Growth in Transition Countries: Evidence Using Firm Level Data*, September (Financial Economics).
- DPS 99.17 Jinsong Yu, *The Currency Composition of Foreign Exchange Reserves after the Euro*, September (International Economics).
- DPS 99.18 K. J. Munk, *A "Double Dividend", after all?*, September (Public Economics).
- DPS 99.19 Marco Lyrio and Hans Dewachter, *Multiple Equilibria and the Credibility of the Brazilian "Crawling Peg", 1995-1998*, November (International Economics).
- DPS 99.20 Yunus Aksoy, *Real Exchange Rates and Monetary Policy Effectiveness in EMU*, November (International Economics).
- DPS 99.21 Paul De Grauwe, Hans Dewachter and Yunus Aksoy, *From EMS to EMU: Are We Better Off?*, November (International Economics).
- DPS 99.22 Roger A. Tsafack-Nanfosso, *Syndicalisme et rémunération: une contribution à partir de données camerounaises*, November (Development Economics).

