

**Différences de salaires entre le secteur public et le secteur privé au Canada  
dans les années 80 :  
évidence empirique par moindres carrés ordinaires et par régressions de  
centiles.<sup>1</sup>**

**Rapport de recherche présenté au Département de sciences économiques en vue de  
l'obtention du diplôme de Maîtrise ès sciences économiques**

**par**

**Caroline Chapain**

**Université de Montréal**

**Juillet 1997**

---

<sup>1</sup> Je tiens à remercier Thomas Lemieux et François Vaillancourt, professeurs à l'Université de Montréal, pour leurs commentaires et l'aide qu'ils m'ont apporté dans la réalisation de ce travail. Je remercie également Olivier Deschenes, étudiant en Msc sciences économiques, pour son aide en économétrie.

## Sommaire

L'objectif de ce travail est d'étudier, à l'aide de régressions par moindres carrés ordinaires (MCO) et par régressions de centiles, les différences de salaires entre les diverses administrations publiques (fédérale, provinciale et municipale) et le secteur privé au Canada durant les années 80. Pour se faire nous utilisons une variable dicotomique marquant l'appartenance à l'administration publique car le coefficient obtenu rend compte directement de la rente dont peuvent bénéficier les travailleurs de ce secteur. Nous regardons également les différents rendements sur l'éducation, l'expérience et le fait d'être syndiqué dans l'administration publique comparativement au secteur privé. Les régressions de centiles sont un nouveau type de régressions qui permettent d'analyser les primes existantes aux différents centiles de la distribution des revenus ce qui a été fait aux États-unis par Poterba et Rueben (1994). Ceci permet de voir quels travailleurs sont favorisés ou défavorisés par l'administration publique et ceci en terme de revenus.

Nos résultats indiquent des rentes fédérales favorables aux deux sexes qui et qui croissent, des rentes provinciales favorables aux femmes et des rentes municipales favorables aux hommes ; les rentes dans ces deux niveaux administratifs tendent à diminuer. En terme de revenus, ce sont les femmes à faibles revenus qui sont favorisées tandis que pour les hommes ce sont aussi bien les travailleurs à faibles qu'à revenus élevés qui bénéficient de primes.

Nos résultats concluent également à l'existence de primes sur les caractéristiques et notamment à un effet syndical du secteur municipal positif tandis que pour les autres niveaux administratifs l'effet du syndicat serait de réduire les différences intersectorielles. Comparativement aux États-unis, tous ces résultats peuvent nous amener à penser que l'administration publique canadienne pourrait être une explication à l'augmentation moins importante au Canada des inégalités entre travailleurs plus et moins éduqués durant les années 80.

## Tables des matières

Introduction	... 4
1 Problématique de la rente du secteur public	... 5
2 Revue de la littérature empirique	... 9
3 Présentation des données	
3.1 Spécification des données utilisées	.. 11
3.2 Statistiques descriptives	.. 13
4 Analyse empirique par moindres carrés ordinaires	
4.1 Méthodologie	.. 16
4.2 Résultats	.. 17
4.2.1 Prime de l'administration publique	.. 17
4.2.2 Primes sur les caractéristiques	.. 18
4.2.2.1 L'éducation	.. 19
4.2.2.2 L'expérience	.. 20
4.2.2.3 Le syndicat	.. 22
5 Analyse de la distribution du revenu	.. 25
6 Analyse par régressions de centiles	
6.1 Méthodologie	.. 27
6.2 Résultats	.. 30
6.2.1 Prime de l'administration publique	.. 30
6.2.2 Primes sur les caractéristiques	.. 32
6.2.2.1 L'éducation	.. 32
6.2.2.2 L'expérience	.. 33
6.2.2.3 Le syndicat	.. 35
Conclusion	.. 39
Bibliographie	.. 40
Appendice	.. 43
Tableaux et graphique	.. 44
Annexes	.. 60

## Introduction

Les différences de salaires entre le secteur public et le secteur privé ont fait l'objet de nombreuses études aux États-unis et au Canada, notamment en ce qui a trait à la rente du secteur public en général qui a été étudiée au Canada (où l'ensemble du secteur public (administrations et occupations para-publiques) représente un tiers de la population active) par Gunderson et Riddell (1979, 1995) et Shapiro et Stelcner (1989), entre autres, pour les années 70 et 80. Ces études qui utilisent des régressions de moindres carrés ordinaires concluent à l'existence d'une rente attribuable au secteur public variant entre 4% et 8% pour les hommes et entre 8% et 12% pour les femmes. Cependant Poterba et Rueben (1994) utilisent un nouveau type de régressions pour étudier les différences de salaires entre les deux secteurs aux États-unis : les régressions de centiles. Ce type de régressions permet d'étudier les différences sur l'ensemble de la distribution des revenus, distribution des revenus qui n'est pas forcément similaire d'un secteur à l'autre. Ceci est particulièrement pertinent car de nombreuses études ont mis en évidence une hausse des inégalités chez les hommes aux États-unis entre les travailleurs très qualifiés et moins qualifiés durant les années 80, inégalités qui s'expliqueraient en partie par un changement dans la demande des travailleurs moins qualifiés. Il semblait donc intéressant de se rendre compte si les salaires du secteur public avaient suivi cette tendance ou non et aussi si le secteur public favorisait les individus à faibles ou revenus élevés. Ce changement dans la demande des travailleurs moins qualifiés a aussi affecté le Canada, mais des études (Lemieux et DiNardo (1995) et Card, Kramarz et Lemieux (1995)) ont montré que les inégalités y avaient moins augmenté. C'est pourquoi nous effectuerons le même type d'étude d'analyse que Poterba et Rueben (1994) pour le Canada. Nous utiliserons pour cela des données de Statistiques Canada concernant le marché du travail pour les années 1981 et 1988.

Dans une première partie nous discuterons de la problématique du secteur public. La deuxième partie présentera une revue de la littérature empirique sur le sujet et nous décrirons les données dans la partie trois. La quatrième partie sera consacrée aux régressions standards par moindres carrés ordinaires (MCO). La distribution des revenus dans les deux secteurs sera examinée à la partie cinq et sera suivie à la partie six des régressions de centiles. Enfin nous conclurons.

## **1 Problématique de la rente du secteur public**

Gunderson et Riddell (1991) résumant les caractéristiques théoriques et empiriques en matière de détermination des salaires dans le secteur public.

Tout d'abord, certains aspects non-pécuniaires peuvent expliquer la détermination des salaires du secteur public comme la sécurité de l'emploi, les avantages divers et la visibilité politique.

La sécurité de l'emploi s'explique par la volonté de protéger les employés contre les changements politiques, d'éviter des remaniements salariaux en fonction des tendances politiques et d'assurer une stabilité à la force de travail. Les avantages sociaux (primes, âge de la retraite plus précoce...) servent à assurer une meilleure productivité et l'honnêteté car la menace de licenciement est moins pertinente dans le secteur public et la productivité plus difficile à évaluer que dans le secteur privé. La proximité politique, l'accès au savoir concernant le fonctionnement du secteur public et le sentiment de faire un travail pour la communauté peuvent être des facteurs favorisant un salaire moindre dans le secteur public. Cependant ces avantages tendent plus ou moins à se dissiper dans le temps.

Deuxièmement, contrairement au secteur privé, le secteur public fait face budgétairement à une contrainte politique plutôt qu'à une contrainte de profit. Or celle-ci est beaucoup moins contraignante qu'une contrainte de profit car, étant donné qu'ils sont moins informés et exercent une pression plus diffuse, les contribuables sont moins pressants. Ainsi les forces du marché auront tendance si la contrainte politique n'est pas serrée à assurer un salaire public minimal compétitif avec le secteur privé afin de pouvoir engager des travailleurs tandis qu'il y existera moins de pressions en ce qui concerne le plafond salarial. De plus les contribuables peuvent être incités à contenir les coûts actuels en les faisant supporter par les générations futures ce qui peut être fait en octroyant des avantages tels que les pensions, la sécurité de l'emploi... qui sont différés dans le temps. Or les seules contraintes politiques pour empêcher ce phénomène seraient que les générations actuelles soient préoccupées par le sort des générations futures ou bien que ces dernières n'honorent pas ces engagements ou encore que ces pratiques soient reflétées dans la valeurs des obligations. Or cette pression à diminuer les coûts devient plus importante

aujourd'hui avec les problèmes budgétaires que peuvent connaître les pays occidentaux comme le Canada.

Troisièmement la question du degré d'élasticité de la demande de travail par rapport aux salaires dans le secteur public est un sujet important en matière de détermination des salaires dans le secteur public. Une demande de travail inélastique se traduit par un faible effet d'une hausse de salaire sur l'emploi. Les conditions de l'inélasticité de la demande de travail par rapport aux salaires peuvent résulter de plusieurs facteurs tels que l'inélasticité de la demande des services publics par rapport aux prix, la faiblesse du ratio coûts de travail/coût total et une faible présence de substituts aux services publics ou encore une demande des services publics inélastique en terme de prix. Voyons si ces points sont vérifiés dans le secteur public.

\*Si la demande de services publics est inélastique en terme de prix alors dans ce cas les coûts salariaux peuvent être répercuter sur les consommateurs sans réduction importante de la demande de services et donc de l'emploi. Étant donné que les services publics sont financés par les taxes, ceci est particulièrement vérifié. De plus les services publics sont par nature essentiels et il existe peu de substituts ou ceux-ci peuvent être longs à se mettre en place. Ces deux faits favorisent l'inélasticité de la demande. Ainsi une première condition à l'inélasticité de la demande semble être vérifiée. Cependant les coûts ne peuvent être répercuter éternellement sur les contribuables notamment en période de récessions et de ralentissement économiques où des solutions alternatives auront tendance à être développées afin de diminuer le fardeau fiscal rendant les consommateurs plus soucieux des coûts salariaux du secteur public.

\*En ce qui concerne le ratio des coûts salariaux sur le coût total, on constate que dans de nombreux secteurs publics, il peut être élevé rendant la demande élastique car une hausse des coûts salariaux est plus difficile à absorber.

\*Les substituts sont peu courants mais semblent pouvoir se développer à long terme par exemple dans les secteurs de l'éducation, de la santé, de la police rendant par la même la demande de travail du secteur public élastique à moins que l'offre des services substituts soit elle-même inélastique. Dans le cas contraire, une hausse des prix résultant d'une hausse de salaires dans le secteur public peut amener une croissance de la demande pour les services substituts et réduire l'emploi du secteur public.

Ainsi certains points favorisent une demande de travail inélastique par rapport aux salaires tandis que d'autres sembleraient aller dans le sens inverse.

Beaucoup d'études empiriques concernant le degré d'élasticité de la demande de travail du secteur public sont américaines. Leurs résultats se résument par une élasticité de la demande de travail par rapport aux salaires relativement inélastique, ceci d'autant plus si le service public considéré est essentiel, et dont l'ampleur varie.

Quatrièmement, une particularité importante du secteur public en matière d'emploi est sa caractéristique de monopsonie du fait de sa position dominante en matière d'embauche. Ceci a pour conséquence d'augmenter les salaires, car pour attirer des travailleurs, le secteur public doit accroître ses salaires et pour des raisons d'équité salariale ajuster les salaires des employés existants au même niveau. Le coût marginal d'embaucher un nouveau travailleur consiste en un salaire plus élevé additionné du coût d'augmenter les salaires de la force de travail existante. Ainsi les employeurs publics tendent à créer des avantages spécifiques pour les nouveaux employés afin de réduire leurs coûts de main d'oeuvre. Cousineau et Girard (1989) répertorient plusieurs études sur le sujet dont la majorité concluent à l'existence de monopsones dans le secteur public notamment dans les secteurs de l'éducation, de la santé, de la police et des pompiers.

Enfin, une des dernières caractéristiques importante du secteur public est son fort taux de travailleurs syndiqués (60% à 70% au Canada) et le fait que la plupart des travailleurs y sont couverts par des conventions collectives. Ceci est d'autant plus important car les syndicats sont particulièrement efficaces pour augmenter les salaires si la demande de travail est inélastique (car les effets sur l'emploi sont alors faibles) et s'ils font face à un monopsonie (le fait de fixer les salaires à un certain niveau peut alors avoir un effet bénéfique sur l'emploi car les employeurs n'ont pas à ajuster les salaires à la hausse lors de l'embauche de nouveaux travailleurs). Ainsi les syndicats peuvent, en fixant les salaires, rendre la demande de travail inélastique et augmenter la demande pour les travailleurs du secteur public. A l'inverse, certains éléments peuvent restreindre leur impact car certains services jugés essentiels ont un droit de grève limité et peuvent hésiter à l'utiliser. De plus il peut exister des segmentations au sein de l'ensemble des organisations syndicales qui affaiblissent le pouvoir syndical dans son ensemble. Les différentes

études sur l'impact des syndicats qui ont été effectuées au Canada et aux États-unis arrivent aux conclusions suivantes résumées par Gunderson et Riddell (1991) et Cousineau et Girard (1989):

- l'impact du syndicat semble être deux fois moindre dans le secteur public que dans le secteur privé mais ce résultats ne tient pas toujours

- cet impact semble plus important sur les avantages sociaux que sur les salaires

- les syndicats semblent avoir un effet positif sur l'emploi

- ils semblent ne pas augmenter la productivité et par contre semblent augmenter le déficit budgétaire

- au contraire de leur impact dans le privé il semble que les syndicats ne diminuent pas les différences entre occupations

- l'impact des syndicats dans le secteur public tend à être plus important pour les femmes aux États-unis et pour les hommes au Canada

- certaines études trouvent un impact plus important pour les travailleurs peu qualifiés alors que d'autres arrivent à des conclusions inverses

- les syndicats compressent la structure des salaires dans les deux secteurs.

En conclusion, l'ensemble de ces éléments (avantages pécuniaires, contrainte politique, inélasticité de la demande de travail par rapport aux salaires, monopsonie et syndicalisation importante) aurait plutôt tendance à accroître les salaires car ils sont sources de non-compétitivité. C'est pourquoi, les différences de salaires entre les secteurs publics et privés font l'objet d'études empiriques afin de vérifier les assertions théoriques. Les conclusions des diverses études qui ont été effectuées sur les différences de salaires entre les secteurs public et privé au Canada ont été résumées par Gunderson et Riddell (1991) :

- la prime du secteur public est de l'ordre de 5% à 10% (au plus 15%), elle se dissipe dans le temps, devient inconséquente pour les hommes et augmente pour les femmes

- elle est plus grande pour les femmes et les travailleurs à bas revenu c'est pourquoi il semble difficile de réduire cette prime car elle favorise les travailleurs les plus défavorisés par le secteur privé

- cette prime est volatile



-il semble que les avantages en nature soient plus importants notamment au niveau municipal et provincial en 1981

-cette prime semble refléter le haut degré de syndicalisation

-au niveau agrégé il semble que la détermination des salaires ait été la même dans les secteurs privés et publics suivant ainsi les forces du marché et les changements dans la demande de travail durant les années 70 et 80 et qu'elle n'ait pas d'effet sur le secteur privé.

L'étude de 1995 de Gunderson et Riddell conclue que la prime du secteur public existe toujours en 1990 et qu'elle se situe aux environs de 8% et est plus élevée pour les femmes que les hommes. Par contre le fédéral détient la prime la plus importante suivi par le secteur municipal et ensuite le secteur provincial, la prime ayant augmenté dans les deux premiers niveaux de gouvernement et diminué dans le dernier. Finalement ils concluent que le haut degré de syndicalisation est une des causes d'explication de la différence de salaire entre secteurs privé et public.

## **2 Revue de la littérature empirique**

L'étude des différences de salaires entre le secteur public et le secteur privé date des années 70 aux États-unis et au Canada avec notamment l'étude de Smith (1977) aux États-unis et de Gunderson et Riddell (1979) au Canada. Ces études ont été motivées en partie par des politiques gouvernementales qui visaient l'équité salariale entre les deux secteurs.

L'étude des différences de salaires entre secteur privé et public pose tout d'abord un problème de définition des travailleurs concernés. En effet par leur spécificité tous les emplois du secteur public n'ont pas forcément d'équivalent dans le secteur privé. C'est pourquoi on peut classer les diverses études en plusieurs groupes. Certaines vont se concentrer uniquement sur une occupation en particulier (les postiers Smith (1976), Quinn (1979)...), d'autres seulement sur les occupations comparables c'est à dire existant dans les deux secteurs (Moore et Newman (1991), Belman et Heywood (1994)) ou bien seulement sur l'administration publique comme Smith (1977), Shapiro et Steclner (1989). Cependant la seule analyse des travailleurs de l'administration publique tendrait à surestimer l'effet du secteur public selon Belman et Heywood (1988), les

occupations publiques et para-publiques bénéficiant de primes moins élevées. C'est pourquoi des études comparent également les différences de salaires de ces occupations parapubliques (enseignants, santé...) avec le secteur privé en plus de l'administration publique : Smith (1980), Asher et Popkin (1984) ou Belman et Heywood (1988) pour les États-unis et dernièrement Gunderson et Riddell (1995) pour le Canada. On constate aussi que lorsque l'on étudie les travailleurs de l'administration publique les études varient. Certaines ne distinguent pas les différents niveaux d'administration Smith (1977), Shapiro et Stelcner (1989), Poterba (1994) alors que comme le souligne Smith (1981) les différences de salaires peuvent refléter la diversité de pouvoirs entre les travailleurs et le gouvernement. Certaines études se concentrent donc uniquement sur un niveau d'administration par exemple Moulton (1990) pour le niveau fédéral ou pour le niveau municipal, Ehrenberg (1973). D'autres vont désagréger l'effet selon les différents niveaux dont Hudley (1986), Gunderson et Riddell (1995).

Un autre point est que les différences de salaires varient également selon le sexe comme le souligne Smith en 1976, c'est pourquoi on étudie souvent les salaires des hommes et des femmes séparément.

Lorsque l'on étudie les différences de salaires entre les deux secteurs, on laisse souvent de côté les divers avantages en nature dont bénéficient les travailleurs du secteur public. Cependant c'est encore un sujet peu étudié car les données commencent seulement à être développées.

Les méthodes d'analyse varient également. Certains auteurs utilisent des moyennes pondérées des salaires des deux secteurs en utilisant les emplois existants dans le privé et dans le public : Belman et Heywood (1994), Moore et Newman (1991) entre autres. Ce type d'analyse tient la nature de l'emploi constante. Cependant la plupart des auteurs utilisent des moindres carrés ordinaires pour déterminer la prime du secteur public. Ce type d'analyse tient la nature de l'individu constante. On trouve alors deux approches. Smith (1977), Shapiro et Stelcner (1989) Gunderson et Riddell (1979) par exemple régressent une équation de salaire sur les travailleurs de chaque secteur et utilisent ensuite une décomposition de type Oaxaca (1973) pour déterminer les différences qui s'expliquent soit par des niveaux différents dans les dotations des individus des secteurs privé et public, soit par des rendements différents dans les deux secteurs sur les caractéristiques ou enfin, par une rente attribuable au secteur public. Smith (1981), Krueger

(1988), Poterba et Rueben (1994) notamment vont par contre régresser une équation de salaire sur l'ensemble des individus en y incluant une variable dichotomique marquant l'appartenance au secteur public. Le coefficient de cette variable rendra compte directement de la rente car cette méthode suppose des rendements similaires sur les caractéristiques des individus dans les deux secteurs. En général les résultats de ces deux types d'analyse sont comparables. Enfin, depuis quelques années, certains auteurs ont mis en évidence la présence d'un possible biais de sélection dans l'appartenance à l'un ou l'autre secteur par l'individu c'est à dire que l'individu choisit le secteur en fonction des divers avantages qu'il va en retirer et que si l'on ne tient pas compte de ce choix par une procédure de Heckman les résultats obtenus dans l'étude des différences de salaires entre les deux secteurs sont biaisés. Gyourko et Tracy (1988), Venti (1987) ont effectué ce type d'étude pour les États-unis et Gunderson et Riddell (1995) pour le Canada utilisent une procédure de contrôle pour ce problème mais il semble jusqu'à présent que les résultats ne soient pas très probants.

Nous résumons dans le tableau 1 les principales caractéristiques des deux études importantes auxquelles nous nous référerons dans cette étude, soient celles de Poterba et Rueben (1994) et de Gunderson et Riddell (1995).

### **3 Les données**

#### **3.1 Spécification des données utilisées**

L'analyse se basera sur les bases de micro-données de Statistiques Canada "Survey of 1981 Work History" et "Labour Market Activity Survey 1988". Ces deux sources de données fournissant des échantillons d'hommes et de femmes salariés et âgés entre 16 ans et 64 ans de 19937 hommes et 14866 femmes en 1981 et 18266 hommes et 15810 femmes en 1988.

Le salaire utilisé est le salaire horaire de l'emploi principal sur lequel l'individu a travaillé au mois de décembre de chaque année.

Comme nous suivons en partie l'étude de Poterba et Rueben (1994) et leur méthodologie nous estimerons une seule équation incluant une variable dichotomique représentant le fait d'appartenir

au secteur public mais séparément pour les hommes et les femmes comme Smith (1981). Comme nous l'avons vu, certaines études comparent la prime du secteur public des métiers de l'administration publique mais aussi des diverses occupations para-publiques (Smith (1980), Asher et Popkin (1984) ou Belman et Heywood (1988) pour les États-unis et dernièrement Gunderson et Riddell (1995) pour le Canada), d'autres non (Smith (1977, 1981) ou Gunderson et Riddell (1979), Shapiro et Stelcner (1989)). La dernière étude de Gunderson et Riddell qui se base sur la même source de données en 1981 et le même type d'enquête en 1990 compare effectivement l'avantage de l'administration publique mais aussi de différentes professions quasi-publiques (santé, éducation ...). Leurs résultats donnent une prime de 6% en moyenne pour tout ce qui n'est pas administration. Pour ce faire ils utilisent la variable qui classe le travailleur, variable qui est disponible en 1981 mais que l'on doit commander à Statistiques Canada pour 1988. C'est pourquoi nous étudierons seulement ici l'avantage d'appartenir à une administration publique, et ceci désagrégé selon les divers niveaux administratifs fédéral, provincial et municipal, versus l'avantage d'appartenir au secteur privé. Nous suivons d'ailleurs en cela Poterba et Rueben (1994) qui comparent la rente salariale des travailleurs provinciaux et locaux américains comparativement aux travailleurs du secteur privé. La variable dichotomique désignant le secteur public est construite à partir de la variable industrie qui répertorie les travailleurs travaillant dans les administrations fédérale, provinciale et municipale.

Les données sur la race n'étant pas disponibles en 1981, cette variable ne sera pas utilisée dans nos régressions pour fin de comparabilité avec 1988 bien que des études en tiennent compte (Asher et Popkin (1984), Gunderson et Riddell (1995)). La variable taille de l'entreprise qui a été parfois introduite (Belman et Heywood (1990)) dans les régressions sous l'hypothèse que les grosses entreprises payent en général des plus gros salaires que les petites ce qui expliquerait en partie la prime du secteur public, n'existe pas dans nos bases de données, nous ne l'utiliserons pas.

Les variables explicatives incluses dans l'équation seront donc : les heures de travail, le fait d'être marié ou non, les niveaux d'éducation, l'expérience, le fait d'être syndiqué ou non, nous contrôlerons de plus pour les occupations car les niveaux de salaires sont différents et nous inclurons également les provinces, à l'instar de Gunderson et Riddell (1995), car comme le

souligne Smith (1980) et Moulton (1990) il existe des différences de niveaux de vie selon la localisation géographique.

En 1981, 5 classes d'éducation sont disponibles et c'est à partir de cette donnée que nous construirons selon la définition de Mincer (âge - éducation - 6 ) notre variable expérience. Il est à noter qu'en 1988 une classe d'éducation supplémentaire est disponible pour ceux qui n'ont pas complété leur secondaire, nous devons donc en tenir compte dans notre interprétation des résultats.

Par contre comme Moulton (1990) le souligne la plupart des études ne pondèrent pas leurs estimations par le nombre exact d'observations par provinces, nous le ferons ici à des fins d'exactitude bien que les résultats ne varient pas beaucoup.

### **3.2 Statistiques descriptives**

Les tableaux 2 et 3 présentent les statistiques descriptives des données pour 1981 et 1988. Comme nous pouvons le constater le secteur public a peu évolué durant les années 80 suivant ainsi la tendance à la stabilisation des années 70. Les administrations publiques représentent en 1981 8,3% de l'échantillon et en 1988 8,5% ce qui représente 9,3% de la population active masculine contre 6,9% de la population active féminine en 1981 ; ces chiffres sont respectivement de 9,2% contre 7,6% en 1988.

La répartition des travailleurs entre les différentes administrations n'a pas vraiment changé et équivaut en général à un tiers pour chacune. Par contre on remarque que moins de femmes travaillent dans le secteur public. Elles comptent en moyenne pour 36,5% de la force de travail publique contre 44% dans le privé en 1981 (la moyenne pour les deux secteurs étant de 43,5%) ; ces chiffres sont respectivement de 41,5% contre 46,8% (46,3%) en 1988. Cependant la concentration féminine la plus importante se retrouve dans l'administration provinciale.

En ce qui concerne les différences de salaires horaires entre hommes et femmes tous secteurs confondus, on remarque qu'en 1981 le salaire des hommes est supérieur de 30% à celui des femmes (9,27\$ contre 7,18\$ respectivement). En 1988, cette différence s'accroît : les hommes gagnant 35,4% de plus que les femmes sur le salaire horaire (respectivement 13,49\$ contre

9,96\$). Au tableau 4 ci-après sont donnés les salaires respectifs des hommes et des femmes pour les différents secteurs de l'administration publique et pour le secteur privé.

**Tableau 4**

**Salaires horaires en \$ dans les divers secteurs en 1981 et 1988.**

	Privé	Public	Fédéral	Provincial	Municipal
<b>Hommes</b>					
1981	9.14	10.62	10.92	11.31	9.68
1988	13.28	15.65	16.8	15.71	14.55
<b>Femmes</b>					
1981	7.10	8.29	8.26	8.67	7.66
1988	9.81	11.89	12.59	12	10.57

On y constate que la différence salariale hommes-femmes favorisant les hommes est respectivement de plus 28,7% dans le secteur privé, plus 32,2% au fédéral, plus 30,4% au provincial et plus 26,4% au municipal en 1981. En 1988, ces chiffres sont : plus 35,4% dans le secteur privé, plus 33,4% au fédéral, plus 30,9% au provincial et plus 37,6% au municipal. Ainsi, en 1981 les hommes gagnaient en moyenne entre un quart et un tiers de plus que les femmes et cette différence était plus importante dans les administrations publiques fédérale et provinciale ; le secteur municipal étant celui qui pénalisait le moins les femmes par rapport aux hommes. Par contre en 1988, cette différence salariale entre les hommes et les femmes s'est accrue et est plus importante dans le secteur municipal et dans le secteur privé par rapport aux deux autres niveaux d'administration.

Il en est de même entre les différences de salaire horaire entre secteur privé et public : le travailleur public gagne 21% de plus en moyenne que son homologue privé avec des salaires respectifs de 14,09\$ et 11,65\$ en 1988 (tableau 3) contre 18,6% de plus en 1981. Dans l'administration publique les salaires les plus élevés se situent au niveau provincial puis fédéral et municipal en 1981 et ceci quelque que soit le sexe. La tendance est différente en 1988 puisqu'en moyenne c'est le fédéral qui offre le meilleur salaire horaire suivi par le provincial et le municipal. En 1981 le salaire horaire moyen des femmes du secteur public est plus élevé de 7,8% à 22% comparativement au secteur privé tandis que les hommes touchent de 5,9% à 23,7% de plus en moyenne que les travailleurs du secteur privé, respectivement dans les administrations municipale et provinciale. En 1988 ces chiffres sont de 7,8% à 28,3% de plus pour les salaires féminins et de 9,6% à 26,5% de plus pour les salaires masculins, respectivement dans les administrations municipale et fédérale.

Ainsi que ce soit pour les hommes ou les femmes ou entre les travailleurs du secteur public et privé les différences salariales se sont accrues de 1981 à 1988.

Un fait marquant de l'administration publique est son taux de syndicalisation qui est environ le double du secteur privé : 33,8% dans le privé contre 63,6% dans le public en 1981 et 33,2% contre 62,8% en 1988. Ce taux étant de 62,6% en 1981 pour les femmes contre 64% pour les hommes et de 60% contre 64,8% en 1988 respectivement. Il est donc resté relativement stable. Quant aux autres variables, on peut remarquer qu'en moyenne les employés de l'administration publique travaillent moins d'heures que les travailleurs du secteur privé, que les femmes travaillent moins que les hommes et que le nombre d'heures de travail a augmenté de 1981 à 1988. En ce qui concerne l'éducation, on remarque qu'en moyenne les niveaux d'éducation des travailleurs de l'administration publique sont plus élevés (15,5% de diplômés universitaires dans l'administration publique en 1981 contre 10,7% dans le privé et 20,9% contre 13% en 1988) et que tous secteurs confondus les pourcentages de travailleurs avec des niveaux d'éducation élevés ont augmenté de 1981 à 1988. Cependant on remarque que le plus grand nombre de diplômés universitaires se retrouvent dans l'administration provinciale en 1981 et dans l'administration fédérale en 1988. Les travailleurs de l'administration publique ont en moyenne plus d'expérience (20,56 ans en 1981 contre 17,75 ans dans le secteur privé en 1988) mais cet écart a légèrement

diminué (20,12 années contre 18 années en 1988).

## 4 Analyse empirique par moindres carrés ordinaires

### 4.1 Méthodologie

Comme nous l'avons vu, la plupart des études précédentes sur le sujet utilisent des régressions par moindres carrés ordinaires (MCO) pour évaluer les écarts de salaires entre les secteurs public et privé. Ce type d'analyse nous donne l'écart moyen entre les deux secteurs. Nous effectuerons donc une première analyse de manière courante. Nous suivons ainsi la méthode utilisée par Poterba et Rueben (1994). Comme nous l'avons précisé précédemment, nous effectuerons une analyse à l'aide d'une variable dichotomique représentant le fait d'appartenir à l'administration publique. Notre équation sera la suivante :

$$(1) \quad \ln(w_{it}) = X_{it}\beta_t + \alpha Y_{it} + \epsilon_{it}$$

où  $w_{it}$  est le salaire horaire de l'individu  $i$  à la date  $t$ ,  $X_{it}$  est le vecteur de caractéristiques de l'individu  $i$  à la date  $t$  déterminé à partir du modèle de capital humain de Mincer comportant les variables d'éducation (4 classes, nous avons ôté le niveau correspondant à 12 ans d'éducation), une expression linéaire, quadratique, puissances triple et quadruple de l'expérience, les heures de travail, le statut marital (être marié ou non), les occupations (7 catégories, nous avons ôté la construction), les provinces (nous avons 9 provinces, la variable omise étant Terre-Neuve) et le statut syndical,  $Y_{it}$  est une variable dichotomique représentant l'appartenance à l'administration publique de l'individu  $i$  à la date  $t$  (soit dans son ensemble, soit de manière plus détaillée aux trois types d'administration, fédéral, provincial et municipal).

Pour se faire, nous effectuons deux régressions séparées : l'une incluant une variable dichotomique représentant l'appartenance à l'ensemble de l'administration publique et une seconde où nous introduisons trois variables dichotomiques indiquant le niveau de gouvernement (fédéral,



provincial et municipal) auquel le travailleur appartient.

## 4.2 Résultats

### 4.2.1 Prime de l'administration publique

Les résultats sont présentés au tableau 5. Pour obtenir les véritables coefficients  $\beta$  en terme de pourcentages, il est nécessaire d'effectuer l'opération suivante :  $\exp(\beta)-1$  mais pour des chiffres assez petits cela ne fait pas de différences (par exemple si  $\beta=0,1$  on aura  $\exp(\beta)-1=0,105$  soit 10,5%).

Les résultats indiquent que dans l'ensemble la prime que l'on tire du fait d'appartenir à l'administration publique a diminué en 1988 par rapport à 1981. Pour les **hommes**, elle s'élevait pour l'ensemble du secteur public à 8,9% en 1981 (soit 8% pour le fédéral, 10% pour le provincial et 9% pour le municipal) et à 5,5% en 1988 (soit 11,5% pour le fédéral, un chiffre négligeable pour le provincial et 5,3% pour le municipal). Ainsi, en ce qui concerne les travailleurs masculins, il semble que la prime provinciale est en moyenne disparue et qu'il soit devenu plus profitable de travailler pour le secteur fédéral. Pour les **femmes**, c'est différent en 1981 la prime était de 7,8% pour l'ensemble de l'administration publique (soit 7,9% pour le fédéral, 9% pour le provincial et 5,5% pour le municipal) en 1988 elle n'est plus que de 6,5% (soit 8% pour le fédéral, 6,7% pour le provincial et non significative pour le municipal).

On constate donc qu'en moyenne une des administration provinciale ou municipale ne fournit pas de prime notable à l'un ou l'autre sexe mais que la prime fédérale est soit restée constante ou a augmenté ce que laissait supposer les moyennes sur les salaires.

L'évolution des salaires, tirée des chiffres sur les 500 conventions collectives les plus importantes de Statistiques Canada est présentée au graphique 1 pour les différents niveaux d'administration. On remarque que cette évolution est relativement similaire quelque soit le secteur cependant chaque secteur et niveau de gouvernement peuvent connaître des changements de salaires plus importants que les autres selon les années. Cette évolution qui dépassait 10% par année avant

1982 passe en dessous des 5% en 1983 et semble diminuer par la suite. Jusqu'en 1982 le secteur privé connaît des taux de hausse salariale supérieurs aux administrations publiques puis sensiblement inférieurs jusqu'en 1987. Pour les administrations publiques, il semble en général que le fédéral se situe derrière les secteurs provincial et municipal (les taux municipaux se situant au dessus des taux provinciaux sauf en 1984 et 1987).

#### 4.2.2 Primes sur les caractéristiques

L'analyse de la prime publique à l'aide d'une variable dichotomique représentant l'appartenance à l'administration publique suppose des rendements identiques sur les caractéristiques. Il peut sembler pertinent d'étudier à l'aide de variables interactives si les travailleurs de l'administration publique ne retirent pas d'avantages supplémentaires sur leur niveau d'éducation ou sur leurs années d'expérience. Katz et Krueger (1991) et Poterba et Rueben (1994) trouvent qu'aux États-unis il peut exister des primes sur l'éducation négatives ou positives et qui varient selon le sexe. Cela permettra d'étudier si, tandis que l'on constatait durant les années 80 des changements sur le rendement en éducation pour l'ensemble des secteurs aux USA et comme nous l'avons dit à un moindre degré au Canada, l'administration publique y fut sensible ou non. C'est pourquoi nous allons vérifier si pour tel niveau d'éducation ou d'expérience, le fait d'appartenir à l'administration publique rapporte une prime. De même, le fait d'appartenir à un syndicat a en moyenne un effet plus important sur le salaire en 1988 qu'en 1981 que ce soit pour les hommes ou les femmes dans les deux secteurs : pour les hommes cela passe de 17,5% à 22,8% en plus alors que pour les femmes on passe de 23,6% à 27,3%. Or le nombre de syndiqués de l'administration publique comme nous l'avons vu est le double du secteur privé et selon les études sur le sujet les syndicats expliquent en partie la prime. Il peut être intéressant d'examiner quel est l'effet d'être syndiqué ou non et d'appartenir à l'administration publique.

Nous estimons donc une équation de type suivant :

$$(2) \quad \ln(w_{it}) = X_{it}\beta_t + \alpha Z_{it} Y_{it} + \varepsilon_{it}$$

équation qui reproduit l'équation (1) mais où  $Z_{it}$  représente soit une classe d'éducation soit une classe d'expérience ou bien dans le cas du syndicat, le fait d'être syndiqué ou non. On crée ainsi une variable interactive donnant l'effet d'appartenir à tel secteur et de posséder telle caractéristique comparativement à l'autre secteur.

#### 4.2.2.1 L'éducation

Les résultats sont présentés au tableau 6. Examinons tout d'abord lorsque l'on isole pour l'effet public quelle a été l'évolution du rendement sur l'éducation de 1981 à 1988. On doit interpréter les résultats en fonction du niveau scolaire correspondant à 12 ans d'éducation qui a été ôté. Dans l'ensemble on constate pour les deux sexes que l'ampleur des coefficients s'est accrue que ce soit ceux négatifs ou positifs. Les individus possédant des niveaux d'éducation de 11 ans et moins ont vu leur rendement se détériorer par rapport à un niveau de scolaire de 12 ans : les femmes détenant les niveaux scolaires de 8 ans et moins étaient pénalisées de 21% de moins sur leur salaire en 1981 contre 31,4% de moins en 1988 ; les chiffres étant de 15,2% et 33% respectivement pour les hommes. Les femmes semblent retirer des primes sur un diplôme universitaire plus importantes que les hommes en 1981 et 1988 : 22,5% de plus qu'un niveau scolaire de 12 ans pour les femmes contre 18,8% de plus pour les hommes en 1981, en 1988 ces chiffres sont respectivement de 32,7% contre 24%. Il semble donc effectivement que pour les deux sexes les rendements sur les diplômes de niveaux cégep et universitaire ont crû dans l'ensemble durant les années 80.

Voyons si les travailleurs de l'administration publique bénéficiaient d'une prime supplémentaire sur l'éducation. Les résultats ne sont pas tous significatifs.

Il semble qu'il puisse exister des primes sur l'éducation pour les **femmes** mais ce n'est pas général. Excepté pour le niveau fédéral, ces primes bénéficient aux niveaux d'éducation inférieurs à 12 ans et sont positives sauf pour les 8 ans et moins d'éducation qui sont pénalisées de presque 100% au provincial en 1988. Cette prime scolaire serait plutôt l'apanage du fédéral et du

provincial. Les diplômées universitaires du secteur fédéral retirent une rente supplémentaire d'environ 14,4% en 1981 et 13% en 1988 ; cette prime est du même ordre pour les diplômées du secondaire en 1988. Pour le provincial, la constance serait une prime pour les diplômées du secondaire qui passe de 12,4% à 10,7% de 1981 à 1988. Au niveau municipal il n'existe pas de réelle tendance excepté pour les individus détenant de faibles niveaux d'éducation : les femmes ayant entre 8 et 11 ans d'éducation bénéficient d'une prime de 8,4% en 1981 tandis qu'en 1988 celles ayant un niveau de 9 ans et moins reçoivent une prime de 15,7%.

En ce qui concerne les **hommes**, les primes sont plus nombreuses. Au fédéral, par exemple elles existent pour les individus possédant plus de 9 ans d'éducation et elles ont augmenté de 1981 à 1988. Contrairement aux femmes, les diplômés universitaires bénéficiaient en 1981 de primes dans l'ensemble des administrations de 11,4% au fédéral à plus de 10% dans les deux autres niveaux de gouvernement. Les primes fédérales ont toutefois augmenté de 1981 à 1988 tandis qu'elles disparaissaient au provincial. La prime municipale qui favorisait en 1981 des hommes possédant un degré universitaire s'est reportée sur les hommes ayant un degré de 12 ans d'éducation et s'élève à 19%. Les primes des hommes sont en général plus faibles au fédéral en 1981 et plus élevées en 1988 que celles des femmes.

Ainsi il peut exister des primes sur l'éducation lorsque l'on travaille dans l'administration publique. Cependant contrairement à la tendance générale elles peuvent favoriser les faibles niveaux d'éducation aussi bien que les niveaux universitaires notamment dans le secteur fédéral pour les deux sexes et municipal pour les hommes. Le secteur provincial a vu ses quelques primes scolaires favorisant les hommes disparaître complètement à l'instar de la prime publique en 1988.

#### **4.2.2.2 L'expérience**

Les résultats sont présentés au tableau 7. Ils montrent que le rendement brut sur l'expérience a lui aussi eu tendance à croître de 1981 à 1988. Effectivement, pour les femmes, le rendement brut sur une année d'expérience passe de 4,9% à 6,2% de 1981 à 1988 tandis que le rendement brut

masculin sur l'expérience passe de 6,6% en 1981 à 7,4% en 1988 tandis que pour chaque année supplémentaire la perte du rendement exprimée par le coefficient de l'expérience au carré est de - 0,003 quelque soit le sexe.

Voyons ce qu'il en est dans l'administration publique lorsque nous désagrégeons la variable expérience en 4 classes : 10 ans et moins, de 11 ans à 20 ans, de 20 à 30 ans et plus de 30 ans et que nous l'intégrisons avec le fait d'appartenir à l'administration publique.

On constate qu'il peut exister des rentes publiques sur l'expérience différentes selon le sexe.

Il n'existe toutefois pas de rentes municipales pour les **femmes**, et ce quelque soit l'année. Les primes existantes vont aux femmes ayant 10 ans et moins d'expérience de l'administration fédérale et aux femmes ayant 21 ans et plus d'expérience de l'administration provinciale. Ces primes ont diminué au provincial de 1981 à 1988 passant de 15% à 10% tandis que la prime fédérale augmentait de 15% à 20%.

Pour les **hommes**, les rentes fédérales qui concernaient les hommes ayant entre 11 ans et 30 ans d'expérience en 1981 se sont étendues aux individus ayant moins de 10 ans d'expérience en 1988. Elles peuvent atteindre 18%. Les primes provinciales qui bénéficiaient en 1981 aux hommes ayant acquis plus de 21 ans d'expérience et rapportaient entre 7% et 20% ont disparu en 1988 suivant la tendance générale qui semblent montrer qu'en moyenne les hommes ne sont plus favorisés par le secteur provincial en 1988 par rapport au secteur privé. Les primes municipales quant à elles qui favorisaient les hommes avec moins de 10 ans d'expérience et ceux possédant entre 21 ans et 30 ans d'expérience se sont déplacés sur les groupes ayant 10 années de plus d'années de travail en 1988. Elles ont également diminué passant de 15% à 25% en 1981 à 7% -8% environ en 1988.

Ainsi tout comme pour l'éducation, les travailleurs des administrations publiques peuvent bénéficier de rentes sur la caractéristique expérience. Celles-ci favorisant plus les hommes que les femmes dans le secteur fédéral tandis que les hommes voient leurs primes provinciales disparaître en 1988 et qu'en général le secteur municipal favorise peu les femmes.

### 4.2.2.3 Le syndicat

L'administration publique est deux fois plus syndiquée que le secteur privé. Or nous avons vu que l'impact du syndicat sur les salaires peut être important et ceci grâce aux particularités de monopsonie et de demande de travail peu élastique qui sont propres à l'administration publique et qui favorisent les négociations syndicales. On pourrait croire que les travailleurs de l'administration publique tirent leur prime des syndicats ou bien qu'ils bénéficient d'une prime supplémentaire du fait d'être syndiqué.

Au tableau 5, on peut voir que le rendement sur le fait d'être syndiqué, tous secteurs confondus est en moyenne très significatif et qu'il a augmenté de 1981 à 1988 : respectivement de 23,6% à 27,3% pour les femmes et de 17,5% à 22,8% pour les hommes. Cet effet est donc plus important pour les femmes.

Regardons donc spécifiquement quel est l'effet de l'administration publique pour des individus non syndiqués et syndiqués par rapport au secteur privé. Les résultats sont présentés au tableau 8.

Tout d'abord on remarque que lorsque que l'on isole l'effet syndical spécifique à l'administration publique de l'effet syndical commun aux deux secteurs (privé et public au tableau 5), on constate une prime syndicale privée légèrement plus importante que celle attribuable aux individus tous secteurs confondus (tableau 8).

Les coefficients (c) du tableau 8 indiquent l'effet additionnel d'être syndiqué dans l'administration publique. On constate qu'en ce qui concerne les instances administratives provinciales et fédérales, ces coefficients sont négatifs ou non significatifs quelque soit le sexe et pour les deux années. Ainsi l'effet des syndicats dans ces deux administrations est de diminuer les différences de salaire entre secteurs. Cet effet qui peut aller jusqu'à 20% à 40% de moins sur le salaire est moindre en ce qui concerne les femmes. En 1988, cette rente négative (c) disparaît au provincial pour les femmes tandis qu'elle diminue de moitié mais persiste pour les hommes. Ainsi au niveau fédéral, le fait d'être syndiqué pour les hommes peut entraîner en 1988 une pénalité de

40% sur le salaire et donc annuler complètement l'effet syndical (a). En ce qui concerne le secteur municipal nous avons pu voir que les femmes n'y sont ni favorisées ni pénalisées quelque soit leur position syndicale. Pour les hommes syndiqués, l'effet est autre : n'y étant pas pénalisé par une rente négative en 1981, ils y bénéficient en 1988 d'une prime positive de 8%. Ainsi les hommes en plus de la prime syndicale (a) reçoivent une rente supplémentaire du fait d'être syndiqué et d'appartenir au secteur municipal.

Si on désagrège la prime de l'administration publique entre individus non-syndiqués et syndiqués, on constate qu'il existe bel et bien une prime inhérente au fait d'appartenir à l'administration publique (b). De plus si on compare cette prime publique au rendement syndical (a), on conclue ceteris paribus qu'il était en 1981 plus ou aussi intéressant de travailler dans les administrations fédérale et provinciale et de ne pas être syndiqué que de travailler dans le secteur privé et d'être syndiqué et ceci particulièrement pour les hommes : ces primes (b) étaient de l'ordre de 27,4% au fédéral et 24,6% au provincial pour les femmes non-syndiquées et respectivement de 35% et 24% pour les hommes non-syndiqués. Comparativement, les femmes syndiquées du secteur privé touchaient une prime un peu moindre (25,1%) comparativement à leurs homologues privées non-syndiquées ; ce chiffre étant de 19,6% pour les hommes. L'administration municipale ne donne pas de prime aux femmes que ce soit en 1981 ou en 1988 tandis que les hommes non-syndiqués y bénéficient d'une prime de 14%. Ainsi les hommes non syndiqués étaient plus favorisés que les femmes en 1981 dans l'administration publique.

En 1988, il en est de même au fédéral qui verse près de 43% de plus à un homme non syndiqué que le secteur privé tandis que les primes provinciale et municipale ont complètement disparu. Les femmes non-syndiquées ont vu leur prime diminuer à 16,8% au fédéral et à 12% au provincial en 1988.

Pour connaître la prime de l'administration publique reçue par les individus syndiqués ceteris paribus c'est à dire ce que reçoivent les travailleurs publics syndiqués comme prime de l'administration publique en plus d'être syndiqué (a), on doit ajouter les coefficients (b) et (c). On constate alors que les **femmes** syndiquées ne bénéficient ou ne sont pénalisées par aucune prime nette que ce soit en 1981 ou en 1988.

Pour les **hommes** syndiqués les résultats sont différents. Ils bénéficient clairement en 1981 et en 1988 d'une prime dans le secteur municipal, prime qui a augmenté dans le temps passant de 6,5% à 7,6% cependant si on regarde attentivement on constate qu'en 1981 cette prime provient d'un effet public tandis qu'en 1988 l'effet public a disparu et que la prime provient des syndicats. Tandis qu'en 1981 n'apparaît aucune rente dans les autres niveaux d'administration pour les hommes syndiqués, on constate en 1988 que dans le secteur provincial il existe une pénalité de 5,7% sur le revenu pour les hommes syndiqués. Ceci provient d'un effet des syndicats qui en diminuant les différences de salaires entre secteur privé et provincial (c) surpassent l'effet positif du fait d'appartenir au secteur provincial (b) qui comme nous l'avons vu a disparu en 1988 pour les hommes.

Chez les hommes du secteur fédéral la rente négative syndicale est plus grande que la prime positive. On remarque d'ailleurs que l'ampleur des rentes négatives (c) est du même ordre et varie dans le même sens que l'ampleur des primes positives reçues et tendrait plutôt à réduire la prime (b) inhérente à l'administration fédérale.

*Les résultats obtenus par MCO en utilisant une variable dichotomique pour caractériser l'appartenance à l'administration publique en supposant des rendements sur les caractéristiques identiques dans les deux secteurs nous ont donné des résultats qui en moyenne sont les suivants : pour les femmes une rente fédérale stable dans le temps de 8%, une rente provinciale qui a diminué de 9% à 6,7% de 1981 à 1988 et aucune rente municipale et pour les hommes une rente fédérale qui a augmenté de 8,1% à 11,5%, une rente provinciale qui a disparu et une rente municipale qui a diminué et qui est de l'ordre de 5,3% en 1988. Cependant, en étudiant l'existence de rendements spécifiques des diverses administrations sur l'éducation et l'expérience, on a pu remarquer que les travailleurs de l'administration publique peuvent recevoir des primes supplémentaires sur leurs caractéristiques. Les hommes en bénéficient plus que les femmes notamment au niveau municipal. Le secteur fédéral donne une prime sur l'éducation qui a en général augmenté de 1981 à 1988 et favorise des individus défavorisés par l'évolution général des rendements sur l'éducation durant les années 80. Ces primes oscillent entre 10% et 20%. Le*



*secteur provincial fait de même à un moindre degré mais a par contre fait disparaître les primes sur l'éducation et l'expérience qui pouvaient exister en 1981 pour les hommes. Le secteur municipal a vu ses rentes diminuer.*

*Cependant en ce qui concerne l'effet du syndicat, on a pu constater qu'il avait tendance à réduire les différences salariales inter sectorielles entre individus syndiqués aux niveaux fédéral et provincial quelque soit le sexe. Tandis qu'il existe un effet syndical municipal net pour les hommes qui bénéficient d'une prime municipale qui a crû dans le temps et qui est de l'ordre de 8%. On note également la présence réelle d'une prime publique pour les non-syndiqués au niveau fédéral et provincial pour les femmes tandis que les hommes non-syndiqués du secteur provincial n'en bénéficient plus en 1988 et perdent leur prime municipale.*

*Les hommes syndiqués sont pénalisés d'une prime provinciale négative de 6% en 1988 et favorisés par une prime municipale de 8%. Les femmes syndiquées semblent ne pas bénéficier de primes de l'administration publique.*

*Ainsi il existe des primes sur les caractéristiques positives ou négatives et différentes selon le sexe et le niveau administratif qui peuvent amener à penser qu'il peut effectivement être intéressant d'examiner séparément des équations de revenus pour les deux secteurs et que nos estimés de la seule rente de l'administration publique peuvent être sous-évalués. Le syndicat bien que n'étant pas la seule explication aux différences de salaires entre secteur privé et administrations publiques peut y jouer un rôle important autant en les accroissant qu'en les diminuant.*

*Ces résultats corroborent la dernière étude sur le sujet de Gunderson et Riddell (1995) qui indiquaient les mêmes tendances dans l'évolution des primes administratives qu'il peut exister des différences de rendements sur les caractéristiques.*

## **5 Analyse de la distribution des revenus**

Nous avons étudié jusqu'à présent les différences de salaires horaires et les rentes moyennes entre les administrations publiques et le secteur privé sans tenir compte de la distribution des revenus dans les deux secteurs. Or en général, les syndicats ont tendance à compresser la distribution des

revenus et comme nous l'avons déjà mentionné l'administration publique est deux fois plus syndiquée que le secteur privé. On doit donc s'attendre à ce que la distribution des salaires dans l'administration publique soit plus compressée que dans le secteur privé. Ne pas tenir compte de ce facteur, reviendrait par exemple s'il n'existait pas de différences dans la moyenne et la médiane des salaires horaires (conditionnelles aux attributs des travailleurs) des deux secteurs à considérer qu'il n'y pas de différences alors que, si les salaires dans l'administration publique sont plus compressés, les employés de l'administration publique ayant des hauts salaires sont pénalisés par rapport au secteur privé tandis que les individus à bas salaires y sont avantagés.

Le tableau 9 rend compte des différences dans la distribution des revenus des individus (hommes et femmes) du secteur privé et des administrations publiques en donnant des indices de dispersion des logarithms des salaires (ou logsalaires) horaires pour les années 1981 et 1988.

On y constate que les moyennes des salaires horaires des administrations publiques sont plus élevées que celles du secteur privé mais que les écart-types y sont plus faibles. Quelque soit le sexe, le secteur municipal est celui dont la moyenne et la dispersion du logsalaire horaire se rapprochent le plus du secteur privé or c'est celui qui est le moins syndiqué. Les salaires se dispersent différemment selon le secteur et le sexe.

En 1981, pour les femmes le secteur privé faisait preuve d'une distribution du logsalaire horaire plus dispersée de 38,5% par rapport au fédéral, de 20% par rapport au provincial et de 18,2% par rapport au municipal. Pour les hommes, c'est différent puisque les salaires horaires privés étaient plus dispersés autour de la moyenne de 43% par rapport au secteur provincial, de 20% par rapport au fédéral et de 17% par rapport au municipal.

En 1988, ce schéma diffère puisque la dispersion des salaires publics masculins se rapproche de celle du secteur privé. Les salaires horaires des travailleurs privés se dispersent 21% de plus que les salaires provinciaux, 14% de plus que les salaires fédéraux et 13,6% que les salaires municipaux. Tandis que chez les femmes les différences entre salaires privés et salaires fédéraux et municipaux ont diminué : la dispersion y étant respectivement de 30% et 16% inférieure. Alors que le secteur provincial voyait la dispersion de ses salaires fortement diminué par rapport aux salaires privés soit 34% de moins.

Ainsi bien que restant toujours plus concentré les différences de dispersion salariale inter sectorielles semblent diminuer, excepté pour le secteur provincial chez les femmes.

Ainsi si l'on veut rendre compte de l'ensemble des différences de salaires entre les deux secteurs, il est nécessaire d'étudier les différences sur l'ensemble de la distribution des revenus ce qui peut être effectué grâce aux régressions de centiles. Cela nous permettra de nous rendre compte quels individus (faibles revenus, revenus élevés) les différentes administrations publiques ont tendance à favoriser et si les résultats trouvés par les régressions par MCO sont confirmés ou s'ils peuvent masquer des tendances du fait de cette distribution des salaires horaires différente. Ceci d'autant plus que l'étude de Poterba et Rueben (1994), qui utilisent également cette méthode pour comparer les différences de revenus entre l'administration publique et le secteur privé durant les années 80 aux États-unis, montre qu'en ce qui concerne les secteurs provinciaux et municipaux américains, il existe une tendance durant les années 80 à favoriser les individus à faibles revenus et plus les femmes que les hommes mais que pour les hommes ces primes positives augmentent dans le temps et les primes négatives diminuent tandis que pour les femmes, après avoir subie une forte hausse durant le milieu des années 80, la prime publique est revenue à son niveau du début 80. Et bien que variant selon les centiles l'évolution de la prime est la même selon les deux types de régressions.

## **6 Analyse par régressions de centiles**

### **6.1 Méthodologie**

En général les régressions de type linéaire d'une variable dépendante sur des variables indépendantes indiquent l'effet de la variable dépendante sur la moyenne conditionnelle des variables indépendantes. Cependant bien qu'elles soient efficaces elles sont assez sensibles aux points extrêmes, fait qui a été soulevé par Koenker et Bassett (1978) en autres. Ces derniers ont développé notamment un nouveau type de régression : les régressions de centiles. Elles permettent d'étudier les résultats mais conditionnels à la médiane qui est beaucoup moins sensible

aux extrêmes. Le principe est de régresser la variable dépendante selon une forme linéaire sur des variables indépendantes en fonction des différents centiles de sa distribution et donc de regarder l'effet de la variable dépendante sur le centile choisi conditionnel des variables indépendantes, soit mathématiquement (voir appendice) :

$$y_{it} = X_{it}\beta_{\theta} + \varepsilon_{\theta it}$$

et

$$Q_{\theta}(y_{it}/X_{it}) = X_{it}\beta_{\theta}$$

où Q représente la variable dépendante conditionné à X au centile choisi  $\theta$ . Ce modèle est estimé en trouvant sur l'ensemble de l'échantillon le vecteur  $\beta_{\theta}$  qui minimise :

$$\sum q^* | y_{it} - X_{it}\beta_{\theta} |_{\varepsilon_{it} < 0} + \sum (1-q^*) | y_{it} - X_{it}\beta_{\theta} |_{\varepsilon_{it} > 0}$$

en utilisant des techniques de programmations linéaires.

Chamberlain (1994) développe une autre technique. Il stratifie les données dans des cellules en fonction de ce que l'on étudie (syndicat, éducation, ...), calcule les centiles et régresse une forme linéaire sur chaque centile. Chamberlain (1994) utilise les régressions de centiles pour étudier l'impact des syndicats à différents centiles de la distribution des revenus aux États-unis et Buchinski (1994) fait de même pour l'éducation.

Nous utilisons ici le logiciel STATA 4. Intercooled qui utilise les techniques de programmations linéaires.

De nombreuses études ont développé plusieurs techniques d'estimations de la matrice de variance-covariance Koenker et Bassett (1978), Chamberlain (1994), Buchinski (1994) et Rogers (1992). La méthode utilisée par STATA 4. Intercooled est tirée de Koenker et Bassett et revue par Rogers (1992) et Huber (1967) où  $\text{cov}\beta = R_2^{-1}R_1R_2^{-1}$ ,  $R_1 = X'WW'X$  (dans la formulation de

Huber),  $W$  est une matrice diagonale dont les éléments sont

$$-q/f(0) \text{ si } \varepsilon_{it} > 0$$

$$W_{ii} = - (1-q)/f(0) \text{ si } \varepsilon_{it} < 0$$

$$-0 \text{ sinon}$$

et  $R_2 = X'X$ . Cependant  $f()$  se réfère à la vraie densité des résidus obtenue par la méthode de Rogers (1993) contrairement à Koenker et Bassett (1978).

Ainsi nous utiliserons cette méthode en régressant notre forme linéaire utilisée pour les MCO sur chaque centile comme Poterba et Rueben (1994) pour étudier l'effet à différents points de la distribution des salaires horaires de la prime de l'administration publique. De même comme nous l'avons fait pour les régressions par MCO et afin de déterminer les effets moyens sur l'ensemble de la distribution des revenus, nous étudierons les différents rendements sur l'éducation, l'expérience et l'impact du fait d'être syndiqué ou non dans l'administration publique. Nous ferons le calcul pour les centiles suivants : 0,1-0,25-0,5-0,75-0,9 et séparément pour les hommes et les femmes.

Nos équations seront les suivantes :

$$(3) \quad Q_{\theta}(\ln w_{it}/X_{it}) = X_{it}\beta_{\theta t} + \alpha Y_{it}$$

pour l'étude de la prime de l'administration publique et

$$(4) \quad Q_{\theta}(\ln w_{it}/X_{it}) = X_{it}\beta_{\theta t} + \alpha Z_{it} Y_{it}$$

pour l'étude des primes sur l'éducation, l'expérience et le syndicat où les  $X_{it}$ ,  $Z_{it}$  et  $Y_{it}$  représentent les mêmes variables que dans les équations (1) et (2). De plus, nous désagrégeons aux divers niveaux de gouvernement soient fédéral, provincial et municipal.

## 6.2 Résultats

### 6.2.1 Prime de l'administration publique

Les résultats indiquant la prime du secteur public selon les différents centiles sont présentés au tableau 10.

En 1981, pour les **femmes**, il est clair que cette prime existe au fédéral et au provincial, ceci est moins évident au niveau municipal. Elle est beaucoup plus importante dans les centiles inférieurs (respectivement 14,2% et 18,7% au fédéral et au provincial pour le 10<sup>ème</sup> centile) et décroît avec les centiles, mais disparaît au 75<sup>ème</sup> centile au provincial et à la médiane au fédéral. La prime la plus élevée étant fournie par l'administration provinciale. En 1988, par contre la rente a diminué au provincial et a même disparu pour le 75<sup>ème</sup> centile alors qu'elle diminuait également au fédéral excepté au premier centile où elle augmentait.

En ce qui concerne les **hommes** les tendances sont différentes puisque il existe une prime même pour les centiles supérieurs de la distribution des revenus et qui peut être aussi importante. En 1981, au fédéral, on note une prime de 10% pour le premier centile qui disparaît au 25<sup>ème</sup> centile et à la médiane, et enfin une prime plus forte de 12,4% au 75<sup>ème</sup> centile et de 8,75% au 90<sup>ème</sup>. Au provincial on constate à peu près le même schéma excepté que tous les centiles bénéficient d'une rente. Mais celle-ci est plus forte dans les centiles inférieurs de la distribution (13,4%). Pour l'administration municipale, c'est le 10<sup>ème</sup> centile qui reçoit la plus prime la plus importante, 17,7%. En 1988, il n'existe plus au fédéral de rente pour le 10<sup>ème</sup> centile, mais elle croît du 25<sup>ème</sup> centile au 90<sup>ème</sup> (de 5,1% à 16%). Elle n'existe plus au provincial et se concentre sur la médiane et le 75<sup>ème</sup> centile dans le secteur municipal.

Si on compare les chiffres obtenus à la médiane à ceux obtenus par les régressions de MCO, on constate des différences d'amplitude. De plus en 1981 il n'existe pas de prime au fédéral à la médiane pour les hommes. Par contre l'évolution des coefficients est similaire.

Ainsi les rentes que nous avons constaté en moyenne semblent se répartir principalement sur les centiles féminins inférieurs à la médiane et favoriser ainsi les **femmes** à faibles revenus qui

travaillent dans le secteur fédéral et provincial tandis que le secteur municipal n'octroît une prime qu'à la médiane, en 1981 et 1988. Pour les **hommes**, par contre, ces rentes sont en 1981 favorables autant aux individus à revenus faibles et élevés dans les trois administrations. Cependant, en 1988, elles se concentrent principalement sur les individus aux revenus élevés excepté dans le secteur provincial où les rentes masculines ont disparu comme nous l'avons déjà constaté par les régressions par MCO. En terme d'équité salariale, les primes du secteur public se justifient plus facilement en ce qui concerne les femmes que les hommes.

## 6.2.2 Primes sur les caractéristiques

### 6.2.2.1 L'éducation

Il est nécessaire de regarder comment se distribuent les primes sur l'éducation que nous avons constatées dans les résultats des régressions de MCO et qui pouvaient à la fois favoriser les faibles niveaux d'éducation de même que les niveaux élevés. Nous pourrions ainsi voir si ces résultats se retrouvent en terme de niveaux d'éducation mais aussi de revenus. Les résultats sont présentés aux tableaux 11 pour les femmes et 12 pour les hommes.

Tout d'abord analysons les résultats obtenus pour les rendements sur l'éducation dans les deux secteurs ; la variable omise étant 12 années d'éducation. On constate clairement que les rendements pour les niveaux d'éducation inférieurs à 12 ans d'éducation se sont fort dégradés de 1981 à 1988 et que ces primes négatives constatées croissent avec le revenu. Par contre pour les niveaux d'éducation supérieurs à 13 ans les rendements ont augmenté : un diplôme universitaire pouvant rapporter jusqu'à 30 % de plus sur le salaire comparativement à une personne possédant un degré de 12 ans d'éducation chez les femmes en 1988. Chez les femmes les primes positives sont beaucoup plus élevées et les primes négatives moins élevées.

En ce qui concerne le secteur public spécifiquement, les primes moyennes constatées se retrouvent en général dans la partie inférieure de la distribution des revenus chez les femmes tandis que chez les hommes elles sont plus dispersées et bénéficient aussi aux centiles supérieurs. Pour les **femmes**, on remarque en 1981 qu'il existe en général quelque soit le niveau de gouvernement, des primes sur l'éducation favorisant les centiles inférieurs, primes qui sont assez élevées et décroissent avec les centiles dans l'ensemble des secteurs bien que pour l'administration municipale elles soient moins significatives. Cette prime peut aller jusqu'à 60% pour des travailleuses du 10<sup>ème</sup> centile ayant huit ans d'éducation ou moins au fédéral. Mais il existe aussi une rente pour les diplômées universitaires des centiles inférieurs. En général le 90<sup>ème</sup> centile ne bénéficie pas de prime sur l'éducation ou bien celle-ci est négative.



En 1988, les primes fédérales sur les faibles niveaux d'éducation des femmes à bas revenus ont augmenté tandis que pour les niveaux d'éducation élevés elles ont diminué. Dans l'administration provinciale, elles sont devenues négatives pour les travailleuses ayant 8 ans ou moins d'éducation et sont restées relativement constantes pour les autres niveaux d'éducation. Par contre les primes ont disparu au niveau municipal excepté pour les femmes détenant 9 ans d'éducation dans les centiles supérieurs qui bénéficient d'une prime relative à leurs diplômes pouvant aller jusqu'à 48%.

Pour les **hommes** que ce soit en 1981 ou 1988 les primes sont négatives pour les individus ayant huit ans d'éducation ou moins, ou bien inexistantes. Par contre il peut exister des rentes aussi bien dans les centiles inférieurs que supérieurs de la distribution des revenus. En 1981 les diplômés universitaires peuvent bénéficier de primes sur l'ensemble des centiles dans les trois secteurs, primes oscillant de 13% à 30% ; il en est de même pour les travailleurs possédant un niveau d'éducation de 11 ans et moins. En 1988, ces primes sont toujours présentes au fédéral pour les diplômés universitaires et les individus ayant 9 ans d'éducation mais elles ont quasiment disparu au niveau provincial (par exemple le 90<sup>ème</sup> centile des hommes possédant moins de 8 ans d'éducation est pénalisé de 33% sur son revenu par rapport au secteur privé ). Dans l'administration municipale elles ont diminué excepté pour les 12 ans d'éducation, ou n'existent plus.

Les primes sur l'éducation semblent favoriser les femmes à faibles revenus bien que chez les hommes les rendements peuvent parfois être plus élevés dans les centiles inférieurs notamment le 10<sup>ème</sup> centile. Il existe de plus chez les hommes des primes dans les centiles supérieurs.

#### **6.2.2.2 L'expérience**

L'autre caractéristique qui peut être importante en terme de salaire est l'expérience. De même que pour l'éducation voyons comment se répartissent les primes sur l'expérience que nous avons répertoriées grâce aux régressions de MCO. Les résultats concernant la rente sur l'expérience sont présentés aux tableaux 13 pour les femmes et 14 pour les hommes.

On constate que pour l'ensemble des travailleurs tous secteurs confondus, le rendement brut sur l'expérience a augmenté de 1981 à 1988 et est moins important pour les femmes que pour les hommes passant d'environ 5% en 1981 pour l'ensemble des centiles chez les femmes à 5% et plus selon les centiles en 1988 tandis que pour les hommes ce rendement brut était d'environ 6% en 1981 pour atteindre près de 8,7% pour les centiles supérieurs de la distribution des revenus en 1988.

En ce qui concerne le secteur public, on constate que les **femmes** reçoivent quelques primes du secteur municipal selon les centiles contrairement à ce que nous avons observé par MCO mais elles demeurent peu nombreuses. Les administrations fédérale et provinciale dispensent les leurs plutôt dans les centiles inférieurs. En 1981 au fédéral il s'agissait surtout des femmes ayant 10 ans et moins d'expérience et celles ayant entre 21 ans et 30 ans d'expérience qui en bénéficiaient, auxquelles se rajoutent, en 1988 les travailleuses de la classe 30 ans et plus. Ces primes peuvent aller jusqu'à 23 % de plus sur le salaire voire même en 1988, 50% pour le 90<sup>ème</sup> centile des 10 ans et moins d'expérience. Au provincial, en 1981, elles se concentraient sur les femmes ayant plus de 20 ans d'expérience et appartenant aux centiles situés en dessous de la médiane, et en 1988, sur les deux premiers centiles pour les femmes possédant entre 11 ans et 30 ans d'expérience.

Encore une fois les résultats pour les **hommes** sont quelque peu différents. En effet les travailleurs ayant entre 20 à 30 ans d'expérience reçoivent une prime allant de 11% à 41% toutes administrations confondues mais ces primes peuvent s'étaler sur l'ensemble des centiles. En 1988, au niveau fédéral les travailleurs ayant 10 ans et moins d'expérience voient leur salaire augmenter de 20% à 24% s'ils font partie des 10<sup>ème</sup> au 75<sup>ème</sup> centiles ainsi que les travailleurs détenant 21 à 30 ans d'expérience qui peuvent recevoir entre 14% à 20% de plus. Au niveau provincial les rentes ont presque toutes disparu (ou si elles existent, elles sont négatives). Elles ne subsistent au niveau municipal seulement que pour les travailleurs des 50<sup>ème</sup> et 75<sup>ème</sup> centiles ayant entre 20 et 30 ans d'expérience bien qu'elles aient diminué.

Les primes concernant l'expérience ne suivent pas de tendance précise en matière d'allocation

selon le niveau d'expérience. En ce qui concerne les différentes administrations le secteur municipal favorise en général plus les hommes que les femmes bien qu'en 1988 beaucoup de primes municipales masculines aient disparu tandis que les primes féminines décroissent en nombre. En 1988 le secteur provincial fait preuve d'un manque total de primes en ce qui concerne les hommes suivant ainsi les résultats obtenus précédemment par MCO. Le secteur fédéral quant à lui voit ses primes augmenter et devenir plus nombreuses pour les deux sexes. Comme pour l'éducation, ces rentes favorisent plus les femmes à faibles revenus et en 1988 pour les hommes autant les centiles inférieurs et supérieurs de la distribution des revenus.

### **6.2.2.3 Le syndicat**

Nous avons vu à la partie 4 que les syndicats pouvaient avoir tendance à diminuer les différences entre les secteurs privé et les administrations fédérales et provinciales et au contraire pouvaient les accroître dans l'administration municipale. De plus nous avons vu à la partie 5 que la distribution du revenu était plus compressée dans le secteur public que dans le secteur privé avec en moyenne un salaire horaire plus élevé.

Nous avons donc repris la même analyse que précédemment pour les MCO mais sur l'ensemble de la distribution des revenus pour examiner quels individus étaient favorisés par les syndicats dans les deux secteurs et dans le secteur public spécifiquement. Les résultats sont présentés au tableau 15 pour les femmes et au tableau 16 pour les hommes.

Tout d'abord examinons l'effet du syndicat dans le secteur privé pour les deux sexes. On remarque que l'effet du syndicat est positif, décroît avec la croissance des centiles ; cet effet comme nous l'avions constaté en moyenne a crû de 1981 à 1988. Le syndicat favorise ainsi les individus à faibles revenus davantage que les individus à revenus élevés bien que la différence de rendements entre le 10<sup>ème</sup> et le 90<sup>ème</sup> centiles ne soit que d'un pour deux tandis que la différence de revenus est plus importante. Les syndicats ont donc tendance comme on le pensait à compresser la distribution des revenus. Cette prime syndicale (a) s'étageait de 31% au 10<sup>ème</sup> centile à 12% au 90<sup>ème</sup> chez les femmes en 1981 contre 32% à 3,2% respectivement chez les

hommes et en 1988 de 39% à 13% pour les femmes contre 44% à 9% pour les hommes respectivement.

En ce qui concerne l'effet additionnel d'être syndiqué dans l'administration publique (c), on retrouve la même tendance à diminuer les différences de salaires entre secteurs privé et public pour les deux niveaux provincial et fédéral car la plupart des coefficients  $\gamma$  sont négatifs. L'ampleur des coefficients est plus importante pour l'administration fédérale. Cependant ces primes négatives deviennent moins nombreuses et moins élevées en 1988 pour les femmes. Ces pénalités syndicales féminines touchent autant les centiles inférieurs que supérieurs en 1981 et plus les centiles supérieurs en 1988. Pour les hommes, elles sont aussi présentes, augmentent au fédéral et diminuent au provincial. Et comme nous l'avons constaté par MCO, seul le secteur municipal fait preuve d'un effet syndical positif quelque soit le sexe mais seulement pour quelques centiles comme les 10<sup>ème</sup> et 75<sup>ème</sup> centiles féminins en 1988 et le 75<sup>ème</sup> centile masculin avec des primes oscillant entre 16% et 20%. Cependant on constate ainsi un effet positif assez important pour les femmes non décélé par les régressions par MCO.

On désagrège ensuite la prime de l'administration publique selon les individus non-syndiqués (b) et syndiqués (b+c). On remarque en 1981 *ceteris paribus* qu'il était plus intéressant pour un homme non-syndiqué de travailler dans l'administration fédérale quelque soit son revenu et de travailler dans le secteur provincial si son revenu était supérieur à la médiane que de travailler dans le secteur privé et d'être syndiqué. Pour les femmes non-syndiquées ayant des revenus inférieurs au 75<sup>ème</sup> centile on arrive à la même conclusion excepté pour les travailleuses du 25<sup>ème</sup> centile du secteur provincial. Ceci n'est plus vérifié au niveau fédéral en 1988 excepté pour les femmes du 90<sup>ème</sup> centile mais est toujours vrai pour les hommes. Les primes ayant diminué dans l'administration provinciale.

On note également que la prime publique la plus importante des niveaux fédéral et provincial des individus non-syndiqués (b) est située à la médiane et décroît de par et d'autre de ce centile chez les hommes en 1981 et 1988. Il en est de même pour les femmes en 1981 tandis qu'en 1988 ces effets se polarisent aux extrêmes dans le secteur fédéral et dans la partie inférieure de la distribution au provincial. Les primes féminines ont d'ailleurs diminué dans ces deux niveaux

d'administration de 1981 à 1988 tandis que pour les hommes elles augmentaient dans le secteur fédéral et se concentraient sur les deux premiers centiles dans le secteur provincial .

La prime publique des travailleurs syndiqués est (b + c).

On constate pour les **femmes** syndiquées qu'il peut exister des primes publiques ce que nous n'avions pu déceler avec les résultats par MCO. Celles-ci se concentrent dans le bas de la distribution des revenus et décroît avec les centiles. Elles s'élèvent à 12% pour le 10<sup>ème</sup> centile au fédéral, oscillent entre 16,4% à 4,6% du 10<sup>ème</sup> au 50<sup>ème</sup> centiles au provincial. Elles augmentent à 17,4% au 10<sup>ème</sup> centile pour les deux niveaux de gouvernement en 1988. Des primes municipales apparaissent en 1988 pour les femmes syndiquées des 10<sup>ème</sup> et 75<sup>ème</sup> centile de l'ordre de 13-14%.

Pour les **hommes** syndiqués on retrouve certaines tendances déjà observées précédemment soient des primes municipales positives mais celles-ci se concentrent en 1981 au 10<sup>ème</sup> et 75<sup>ème</sup> centiles et sont de 17% et 10% respectivement tandis qu'en 1988 elles favorisent la médiane et le 75<sup>ème</sup> centile et sont de 8% et 13,5%. On constate également que la prime provinciale négative que l'on avait observée en moyenne avec les régressions de MCO pénalise les hommes syndiqués du 50<sup>ème</sup> centile et de la médiane de 6,8% sur leur salaire. On note de plus l'existence en 1981 pour les hommes syndiqués d'une prime fédérale négative de 8,2% pour le 75<sup>ème</sup> centile et d'une prime provinciale positive de 11,3% au 10<sup>ème</sup> centile.

Ainsi bien que cela n'apparaisse pas en moyenne, les femmes syndiquées peuvent bénéficier dans les centiles inférieurs de la distribution des revenus de primes positives selon les différents niveaux d'administration. Tandis que les primes négatives du secteur provincial et positives du secteur municipal déjà observées pour les hommes syndiqués s'étalent jusqu'au 75<sup>ème</sup> centile de la distribution des revenus et que l'on constate que certaines primes masculines positives ou négatives pouvaient exister en 1981 également. De même il semble que les syndicats puissent concentrer les revenus vers la médiane, plus chez les hommes que chez les femmes mais également n'avoir aucun effet dans ce sens et ceci dépendant du niveau administratif concerné.

*Grâce aux régressions de centiles, nous avons pu déterminer en fonction de la distribution des revenus quels individus sont favorisés par les primes des diverses instances administratives, primes que nous avons constatées en moyenne par MCO, et voir que bien que suivant les tendances moyennes ces primes peuvent varier avec les centiles. Ainsi on a pu remarquer que certaines primes qui ne se décelaient pas en moyenne pouvaient exister pour certains individus selon leur revenu.*

*En 1988, il semble plus intéressant pour les femmes à faibles revenus d'appartenir au secteur public et d'être syndiqué et notamment dans le secteur fédéral qui semble en général donner des primes plus importantes sur les caractéristiques ou encore dans le secteur provincial. Dans ce sens ces administrations favorisent des individus plus défavorisés par le secteur privé et l'évolution du marché du travail.*

*A l'inverse pour les hommes appartenant à la partie supérieure de la distribution des revenus, c'est clairement le secteur fédéral qui rapporte le plus sur les caractéristiques et notamment pour les non-syndiqués. Par contre les hommes aux revenus médians et du 75 ème centile sont favorisés par le secteur municipal d'autant plus s'ils sont syndiqués ; le secteur provincial étant particulièrement à éviter pour les hommes en 1988.*

## Conclusion

Comme nous avons pu le voir, l'étude de l'existence de primes dans le secteur public, représentée par les trois niveaux d'administration fédéral, provincial et municipal pour les hommes ou les femmes et leurs évolution est pertinente. Il semble que la méthode consistant à utiliser une variable dichotomique donne des résultats concordants avec les études précédentes d'analyse par MCO bien que l'on ait pu constater qu'il existait effectivement des différences de rendements sur les caractéristiques et qu'il serait alors peut être intéressant d'effectuer des régressions séparées pour les deux secteurs privé et public. L'effet du syndicat semble y être différent selon les administrations mais en général tendre à diminuer les différences entre secteurs. On remarque en effet un effet plus important du syndicat dans le secteur municipal tandis que les effets sont négatifs au provincial et au fédéral même peut trop au provincial pour les hommes.

Le nouveau type de régressions utilisé, les régressions de centiles nous a permis de regarder en détails les rentes des différentes administrations et de conclure que celles-ci pouvaient se justifier plus facilement pour les femmes car elles concernent des individus défavorisées par le marché privé et d'arriver à un raisonnement inverse pour les hommes.

Si on compare nos résultats à ceux de Poterba et Rueben, il semblent que les administrations provinciales et municipales américaines fassent preuve d'une distribution des revenus plus compressée et plus proche de celle du secteur privé car même si certains individus à faibles revenus peuvent y être favorisés, les individus à revenus élevés y sont clairement défavorisés. Comme nous l'avons vu, au Canada l'administration publique fait preuve encore d'avantages importants surtout au fédéral pour les deux sexes, au provincial pour les femmes et au municipal pour les hommes. Cela pourrait être une explication au fait que durant les années 80, les inégalités entre travailleurs très éduqués et moins éduqués aient moins augmenté au Canada comparativement aux États-unis.

## **Bibliographie**

- Asher M. et J. Popkin. "The effect of gender and race differentials on public-private wage comparisons: a study of postal workers." *Industrial and Labor Relations Review*, 38(1) October 1984 p.16-25.
- Belman D. et J. Heywood. "Public wage differentials and the public administration industry." *Industrial Relations* 27, Fall 1988 p.385-393.
- Belman D. et J. Heywood. "The effect of establishment and firm size on public wage differentials." *Public Finance Quarterly* 18, April 1980 p.221-235.
- Belman D. et J. Heywood. "Comparing public and private earnings using state wage surveys." *Journal of economics measurement* 20, 1994 p.79-94.
- Buchinski M. "Changes in the U.S. wage structure, 1963-1987 : application of quantile regression." *Econometrica* 62, 1994 p.405-458.
- Card D., Kramarz F. et T. Lemieux " Changes in the relative structure of wages and employment : a comparison of the United States, Canada and France." *Industrial Relations section Princeton University, working paper n.355, December 1995.*
- Chamberlain G. "quantile regression, censoring and the structure of wages." dans C.Sims et J.J. Laffont, "Proceedings of the sixth world congress of the econometric society", New York : Cambridge University Press 1994.
- Cousineau J.M. et A.M. Girard. "Public sector unis and governmental expenditures.", CRDE cahier n.2689, Presse de l'université de Montréal, 1989.
- DiNardo J. et T.Lemieux "Diverging male wage inequality in th United States and Canada, 1981-1988 : Do institution explain the difference?" NBER, November 1995.
- Ehrenberg R. "Municipal government structure, unionization and wages of firefighters." *Industrial and Labour Relations Review* 27, October 1973 p.36-48.
- Ehrenberg R. et J.Schwarz. "Public sectore labour markets" *Handbooks of Labour Economics*, vol.1 O.Aschenfelter et R.Layard (eds.). New York : Elsevier, 1986.
- Gunderson M. "Wage determination in the public sector : Canada and the U.S." *Labour and Society* 4, January 1979 p.49-70.



- Gunderson M. et C. Riddell. "Provincial Public Sector Payrolls", dans Provincial Public Finances, MC.Millan (ed.). Toronto : Canadian Tax Foundation, 1991.
- Gunderson M. et C.Riddel. "Public and Private Sector Wages : a Comparison. Discussion Paper Series. Government and Competitiveness, School of Policy Studies, Queen's University, 1995.
- Gyourko J. et J.Tracy. "An analysis of public and private sector wages allowing for endogeneous choice of both government and union status." *Journal of Labour Economics* 6, April 1988 p.229-253.
- Huber P.J. "The behavior of maximum likelihood estimates under non-standard conditions." *Proceeding of th fifth Berkeley symposium on mathematical statistics and probability* 1, 1967 p.221-233.
- Hundley G. "Public and private sector occupationnal pay structures." *Industrial Relations* 30, Fall 1991 p.417-434.
- Katz L. et A.B. Krueger "Changes in the structure of Wages in the public and private sector." dans R.Ehrenberg (ed.) *Research in Labor Economics*, vol.12. Greenwich CT: JAI Press, 1991p.137-172.
- Krueger A. "Are public sector workers paid more than their alternative wages?Evidence from longitudinal data and job queue? When Public Sector Worklers unionize. R.Freeman and C.Ichniowski (eds). Chicago: University of Chicago Press, 1988.
- Moore W. et R.Newman. "Government wage differentials in a municipal labor market.", *Industrial and Labor Relation Review* 45, October 1991p.145-153.
- Moulton B. " A re-examination of the federal private wage differential in the United States." *Journal of Labor Economics* 8, April 1990 p.270-293.
- Oaxacca R. "Male -female wage differentials in urban labor markets", *International Economic Review* 14, October 1973 p.693-709.
- Poterba J.M. et K.S. Rueben "The distribution of public sector wage premia : new evidence using quantile regression methods.", NBER n.4734, May 1994.
- Quinn J. "Postal sector wages" *Industrial Relations* 18, Winter 1979 p.92-96.
- Rogers W.H. "quantile regression standard errors." *Stata Technical Bulletin* 9: 16-19 dans

Stata Technical Bulletin Reprints, vol.2 p.133-137.

-Shapiro D. et M. Stelcner. "Canadian public-private earnings differentials, 1970-1980.",  
Industrial Relations 28, Winter 1989 p.72-81.

-Smith S.

\*"Governmental wage differential by sex." Journal of Human Relations 11, Spring  
1976 p.185-199.

\*"Equal Pay in the Public Sector: Fact or Fantasy." Princeton, N.J.: Industrial  
Relations Section, 1977a.

\*"Public/private wage differentials in metropolitan areas." Public Sector Labor  
Markets, P. Mieszkowski et G. Peterson (eds). Waschington, D.C.: Urban Institute, 1981.

## Appendice

Pour rendre compte simplement de l'interprétation des résultats obtenus par les régressions de centiles prenons un exemple chiffré.

Pour chaque année étudiée, les salaires horaires moyens aux différents centiles sont calculés pour un sous-groupe de l'échantillon soit par exemple pour les femmes syndiquées ayant 20 ans d'expérience et 10 ans d'éducation et ceci ceteris paribus. On obtient alors si on étudie la prime du secteur public par rapport au secteur privé les chiffres suivants :

Centiles	10 ème	50 ème	90 ème
public			
en \$	10	12	14
en log (1)	2,3	2,48	2,64
privé			
en \$	7	10	13
en log (2)	1,95	2,3	2,56

Les coefficients rendant le fait d'appartenir au secteur public aux différents centiles sont alors obtenus en soustrayant (1)-(2) soient :

pour le 10 ème centile : 0,35

pour le 50 ème centile : 0,18

pour le 90 ème centile : 0,08.

Les mêmes types de calculs sont effectués pour l'ensemble de l'échantillon aux différents centiles choisis pour l'ensemble des variables indépendantes.

**TABLEAUX  
ET  
GRAPHIQUE**

Tableau 1 : Principales caractéristiques des études comparables.

Auteurs/ années	Lieu/ données date	Restrictions/ équations	Méthodes de régressions	Résultats principaux
Poterba et Rueben États-unis 1994	États-unis Current population Survey 1979-1992	secteur public= gouvernements provinciaux et municipaux  exclusions des professions indépendantes et des travailleurs fédéraux  changement dans variable éducation en 1991  variables dépendantes : log-salaire horaire variables indépendantes : 4 niveaux d'éducation, expression linéaire jusqu'à puissance quatre de l'expé- rience, statut marital, race, résidence en communauté urbaine, travail à temps partiel. contrôle pour occupations pour certaines régressions	régressions séparées hommes/femmes  Deux types de régressions : 1. Régressions par moindres carrés ordinaires avec une variable dichotomique représentant le secteur public pour évaluer la prime publique idem avec des variables interactives pour évaluer les rendements supplémentaires sur les caractéristiques dans le public selon 3 régressions séparées : public*(niveaux d'éducation) public*(4 niveaux d'expérience) public*occupations  2. Régressions de centiles afin d'évaluer les primes le long de la distribution des revenus aux centiles suivants : 0, 1-0,25-0,5-0,75-0,9. Même analyse que par MCO avec une variable dichotomique pour le secteur public pour évaluer la prime et deux autres régressions avec des variables interactives pour l'éducation et l'expérience. méthode de Koenker et Bassett (1978) avec techniques de programmation linéaire.	1. Travailleurs du secteur public gagnent moins que le privé mais la pénalité diminue. Les travailleuses publiques voient peu de différences avec le privé Pour l'éducation baisse des pénalités publiques durant les années 80 pour les faibles niveaux, hausse pour les hauts niveaux pour les hommes. Pour les femmes hausse de la prime publique pour les bas niveaux et baisse pour les hauts niveaux.  2. On retrouve les mêmes tendances que que par MCO même si la prime varie avec les centiles. Primes favorables au 10 <sup>ème</sup> centile pour les hommes et de plus en plus négatives avec la croissance des centiles. Primes positives chez les femmes décroissantes avec les centiles voire négatives pour les revenus élevés.  Pour l'éducation, primes négatives qui ont diminué dans le temps pour les hommes et favorisent plus les bas revenus. Pour les femmes primes positives qui diminuent pour les bas revenus et primes négatives qui augmentent pour les revenus élevés.

Tableau 1 (suite)

Auteurs/ années	Lieu/ données date	Restrictions/ équations	Méthodes de régressions	Résultats principaux
Gunderson et Riddeil Canada 1995	Canada Survey of Work History 1981 Labour Market Activity Survey 1990	<p>travailleurs désagrégés en 10 niveaux : fédéral, provincial, municipal, santé, éducation, transports, communications et utilités, et autres quasi-public, enfin secteurs public et privé</p> <p>Ensemble administration et ensemble quasi-public sont effectués.</p> <p>Ceci en combinant les variables industrie et classe du travailleur.</p> <p>variables dépendantes : log du salaire horaire</p> <p>variables indépendantes : 5 classes d'âge, statut marital, 6 niveaux d'éducation, 5 niveaux d'expérience, indication de travail à temps plein, syndicat, occupations, provinces.</p> <p>Seuls les travailleurs de moins de 70 ans sont utilisés.</p>	<p>Analyse par moindres carrés ordinaires et procédure de contrôle de Heckman en annexe.</p> <p>Deux types d'analyse par MCO :</p> <p>1. Régression par moindres carrés ordinaires avec une variable dichotomique représentant le secteur public pour évaluer la prime publique</p> <p>Régression incluant tous les individus avec une variable dichotomique représentant le sexe féminin.</p> <p>2. 60 régressions séparées : ceci selon les dix niveaux de désagrégation pour 1981 et 1990 et selon trois catégories (hommes, femmes et tous sexes confondus). Utilisation ensuite d'une procédure d'Oaxacca (1973) pour déterminer les différences de salaires dues aux différences de caractéristiques entre les secteurs ou à une différence de rendements (rente).</p>	<p>1. La prime trouvée est de l'ordre de 10,3% pour les deux sexes.</p> <p>2. Les résultats indiquent une rente féminine qui diminue de 9,6% à 8,7% de 1981 à 1990 et une rente masculine qui diminue de 8,6% à 7%. Ceci avec une rente administrative de 10-11% environ en 1990. Avec pour les femmes une prime fédérale de 13,7%, une prime provinciale de 10% et une prime municipale de 8,5% en 1990. Pour les hommes, ces chiffres sont respectivement de 14,3%, 3,5% et 12,1%. Tandis que la rente quasi-publique est de l'ordre de 6% pour les sexes.</p> <p>Un autre résultat important est que les différences proviennent autant de différences dans les caractéristiques que dans les rendements. Le haut degré de syndicalisation explique en partie la rente publique.</p>

**Tableau 2**

Moyennes des données en 1981.

	Ensemble	Hommes	Femmes	Privé	Public	Fédéral	Provincial	Municipal
salaire horaire en \$	8.36	9.27	7.18	8.24	9.77	9.92	10.16	9.13
heures travaillées par semaine	36.91	40.04	32.84	36.82	37.9	38.81	37.52	37.16
marié	66.7%	70.2%	62.1%	66.1%	73.1%	73.9%	72.1%	73.4%
syndicat	36.3%	40.8%	30.5%	33.8%	63.6%	65.0%	68.8%	56.0%
femmes	43.4%			44.0%	36.5%	37.0%	43.5%	26.8%
<i>Niveaux d'éducation</i>								
huit ans et moins	13.3%	16.5%	8.9%	13.6%	8.9%	6.2%	6.8%	14.8%
neuf ans								
onze ans	53.8%	52.4%	55.8%	54.3%	48.0%	45.6%	46.3%	53.2%
douze ans	8.8%	8.4%	9.6%	8.7%	10.7%	12.6%	9.0%	10.2%
treize ans	12.8%	10.4%	15.9%	12.5%	16.9%	17.6%	17.7%	14.8%
seize ans et plus	11.3%	12.3%	9.8%	10.9%	15.5%	18.0%	20.2%	7.0%
<i>Expériences</i>								
expérience (années)	18.04	18.9	16.8	17.75	20.56	20.65	20.21	20.83
moins de 10 ans d'expérience	30.4%	28.2%	33.1%	31.0%	22.2%	21.0%	24.4%	21.0%
de 11 ans à 20 ans d'expérience	27.5%	28.4%	26.6%	27.7%	26.6%	26.8%	25.1%	28.0%
de 21 ans à 30 ans d'expérience	19.3%	19.0%	19.7%	19.0%	23.0%	24.4%	24.6%	19.6%
plus de 30 ans d'expérience	22.8%	24.4%	20.6%	22.3%	28.2%	27.8%	25.9%	31.4%
<i>Occupations</i>								
cadres	8.0%	10.0%	5.6%	7.0%	18.4%	22.9%	19.8%	11.4%
enseignement-recherche	10.6%	10.8%	10.2%	10.3%	13.9%	12.6%	20.4%	7.7%
personnels de santé	5.0%	1.1%	10.2%	5.4%	2.1%	1.3%	3.9%	1.2%
secrétariat	19.4%	6.5%	36.3%	18.6%	28.4%	32.3%	32.4%	18.0%
vente	9.4%	10.0%	9.7%	10.3%	0.2%	0.1%	0.5%	0.1%
services	14.4%	11.6%	18.0%	13.6%	22.0%	17.7%	13.6%	37.6%
secteur primaire	23.0%	33.3%	9.7%	24.4%	8.7%	8.4%	6.4%	12.0%
construction	10.2%	17.7%	0.3%	10.4%	6.3%	4.7%	3.0%	12.0%
<i>Provinces</i>								
Terre Neuve	4.5%	5.0%	4.2%	4.5%	5.7%	6.2%	6.3%	4.3%
Île du prince Édouard	2.1%	2.0%	2.2%	2.0%	3.2%	3.8%	4.2%	1.4%
Nouvelle Écosse	7.0%	7.0%	6.8%	6.9%	8.0%	11.8%	7.0%	4.4%
Nouveau Brunswick	7.0%	7.0%	7.0%	6.9%	7.9%	9.8%	7.5%	6.2%
Québec	15.5%	16.5%	14.3%	15.7%	14.0%	12.6%	14.8%	14.8%
Ontario	21.7%	21.6%	21.9%	21.9%	19.3%	21.8%	12.8%	23.6%
Manitoba	8.5%	8.0%	9.2%	8.4%	9.0%	9.5%	8.5%	8.7%
Saskatchewan	7.8%	7.4%	8.3%	7.7%	8.8%	7.9%	9.0%	9.7%
Alberta	14.9%	14.6%	15.0%	14.8%	15.2%	9.4%	17.8%	19.5%
Colombie Britannique	11.0%	10.9%	11.1%	11.2%	8.9%	7.2%	12.1%	7.4%
<b>secteur public</b>								
fédéral	<b>3.0%</b>	<b>3.3%</b>	<b>2.6%</b>		<b>36.2%</b>			
provincial	<b>2.9%</b>	<b>2.9%</b>	<b>2.9%</b>		<b>35.0%</b>			
municipal	<b>2.4%</b>	<b>3.1%</b>	<b>1.4%</b>		<b>28.8%</b>			

**Tableau 3**

Moyennes des données en 1988.

	Ensemble	Hommes	Femmes	Privé	Public	Fédéral	Provincial	Municipal
salaire horaire	11.85	13.49	9.96	11.65	14.09	14.98	13.91	13.3
heures travaillées par semaine	38.74	42.62	34.26	38.74	38.67	39.29	38.05	38.72
marié	67.1%	68.6%	65.3%	66.4%	74.2%	74.2%	74.1%	74.2%
syndicat	35.7%	39.0%	31.9%	33.2%	62.8%	64.3%	67.4%	55.5%
femmes	46.3%			46.8%	41.5%	43.1%	48.3%	31.1%
<i>Niveaux d'éducation</i>								
huit ans et moins	8.3%	10.4%	5.8%	8.5%	5.0%	2.6%	3.5%	9.7%
neuf ans	24.6%	26.6%	22.2%	25.4%	15.2%	12.4%	14.3%	19.2%
onze ans	26.2%	24.6%	28.0%	26.3%	25.6%	25.7%	24.0%	27.4%
douze ans	9.5%	9.0%	10.1%	9.4%	10.2%	12.4%	8.6%	9.7%
treize ans	17.7%	15.3%	20.6%	17.3%	23.1%	21.7%	25.6%	21.6%
seize ans et plus	13.7%	14.1%	13.3%	13.1%	20.9%	25.2%	23.8%	12.4%
<i>Expériences</i>								
expérience (années)	18.17	18.74	17.52	18	20.12	19.9	19.76	20.81
moins de 10 ans d'expérience	25.4%	24.4%	26.9%	26.2%	17.5%	16.6%	19.0%	16.6%
de 11 ans à 20 ans d'expérience	36.3%	36.0%	36.5%	35.9%	39.5%	40.8%	39.9%	37.6%
de 21 ans à 30 ans d'expérience	18.8%	19.3%	18.1%	18.7%	20.0%	20.6%	19.8%	19.4%
plus de 30 ans d'expérience	19.5%	20.3%	18.5%	19.2%	23.0%	22.0%	21.3%	26.4%
<i>Occupations</i>								
cadres	11.5%	12.8%	9.8%	10.7%	20.3%	24.1%	22.8%	13.0%
enseignement-recherche	11.4%	11.2%	11.5%	11.0%	14.8%	14.0%	20.7%	8.5%
personnels de santé	5.3%	1.1%	10.3%	5.6%	2.5%	1.2%	5.2%	0.9%
secrétariat	17.2%	6.0%	30.4%	16.6%	25.2%	28.7%	28.4%	17.0%
vente	8.1%	6.8%	9.6%	8.9%	0.1%	0.0%	0.1%	0.2%
services	14.6%	11.2%	18.5%	13.8%	22.8%	18.9%	14.7%	37.2%
secteur primaire	22.4%	33.5%	9.4%	23.6%	8.1%	9.7%	4.6%	10.0%
construction	9.5%	17.4%	0.5%	9.8%	6.2%	3.4%	3.5%	13.2%
<i>Provinces</i>								
Terre Neuve	5.6%	6.0%	5.0%	5.5%	5.8%	7.0%	6.4%	4.0%
Île du prince Édouard	2.7%	2.6%	3.0%	2.6%	4.4%	4.6%	6.5%	1.6%
Nouvelle Écosse	7.3%	7.5%	7.0%	7.2%	8.3%	10.7%	8.0%	5.5%
Nouveau Brunswick	7.7%	7.7%	7.7%	7.6%	9.6%	10.6%	12.6%	5.0%
Québec	15.4%	16.0%	14.7%	15.5%	14.2%	13.3%	13.5%	16.3%
Ontario	21.6%	21.3%	21.9%	22.0%	17.5%	20.0%	11.8%	21.7%
Manitoba	7.0%	6.8%	7.4%	7.0%	8.0%	9.5%	7.8%	6.5%
Saskatchewan	8.4%	7.7%	9.1%	8.3%	8.5%	6.6%	8.3%	10.6%
Alberta	14.5%	14.4%	14.8%	14.4%	15.5%	10.3%	16.8%	20.0%
Colombie Britannique	9.8%	10.0%	9.4%	9.9%	8.2%	7.4%	8.3%	8.8%
<b>secteur public</b>								
fédéral	<b>2.9%</b>	<b>3.0%</b>	<b>2.7%</b>		<b>33.8%</b>			
provincial	<b>3.1%</b>	<b>3.0%</b>	<b>3.2%</b>		<b>36.5%</b>			
municipal	<b>2.5%</b>	<b>3.2%</b>	<b>1.7%</b>		<b>29.7%</b>			



**Tableau 5**
**Régressions par MCO : prime de l'administration publique en 1981 et 1988.**

Variables (variable omise)	Femmes				Hommes			
	1981		1988		1981		1988	
		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>
constante	1.586	21.344	1.679	30.381	1.765	58.31	1.895	64.507
heures travaillée par semaine	-0.002	-8.715	-0.002	-5.966	-0.004	-14.432	-0.003	-12.745
marié	-0.012	-1.467	0.013	1.878	0.115	13.561	0.158	21.211
syndicat	0.212	25.097	0.241	32.271	0.162	23.18	0.205	30.619
<i>Niveaux d'éducation (douze ans)</i>								
huit ans et moins	-0.191	-10.695	-0.278	-16.042	-0.151	-10.356	-0.296	-19.76
neuf ans			-0.187	-15.805			-0.181	-15.79
huit à onze ans	-0.075	-6.161	-0.084	-7.545	-0.032	-2.797	-0.086	-7.601
treize ans	0.039	2.663	0.068	5.767	0.054	3.791	0.066	5.423
seize ans et plus	0.202	12.143	0.281	21.839	0.18	12.184	0.21	16.2
<i>Expériences</i>								
expérience	0.049	13.583	0.062	17.136	0.065	18.392	0.073	19.122
expérience au carrée	-0.003	-7.84	-0.003	-9.441	-0.003	-9.878	-0.003	-9.271
expérience au cube	6 e-5	5.207	6 e-5	6.081	6 e-5	5.991	6 e-5	5.648
expérience puissance quatre	4e-7	-3.737	5 e-7	-4.365	4e-7	-4.089	5 e-7	-4.01
<i>Occupations (construction)</i>								
cadres	0.275	4.023	0.203	4.258	0.142	10.256	0.037	3.118
enseignement-recherche	0.177	2.598	0.144	3.002	0.071	4.908	-0.007	-0.572
personnels de santé	0.11	1.616	0.012	2.488	-0.126	-4.042	-0.26	-8.557
secrétariat	-0.048	-0.719	0.012	0.255	-0.159	-11.391	-0.124	-8.99
vente	-0.163	-2.395	-0.125	-2.606	-0.185	-13.676	-0.106	-7.67
services	-0.282	-4.184	-0.169	-3.575	-0.245	-19.618	-0.251	-21.13
primaire	-0.16	-2.363	-0.103	-2.157	-0.087	-8.944	-0.084	-9.06
<i>Provinces (Terre-neuve)</i>								
Ile du Prince Edouard	0.044	0.723	0.004	0.075	-0.083	-1.449	-0.109	-2.046
Nouvelle Ecosse	0.011	0.316	0.046	1.533	-0.007	-0.241	0.028	0.985
Nouveau Brunswick	0.014	0.385	0.003	0.103	0.001	0.047	0.044	1.475
Québec	0.138	4.823	0.195	7.742	0.082	3.369	0.151	6.523
Ontario	0.124	4.398	0.221	8.811	0.077	3.213	0.196	8.51
Manitoba	0.076	2.357	0.102	3.535	0.048	1.679	0.09	3.35
Saskatchevan	0.111	3.354	0.092	3.128	0.065	2.184	0.109	3.839
Alberta	0.193	6.515	0.186	7.059	0.179	6.983	0.189	7.671
Colombie Britannique	0.24	8.177	0.194	7.39	0.206	8.109	0.218	9.006
<b>Administration publique</b>								
<b>fédéral</b>	<b>0.078</b>	<b>5.41</b>	<b>0.065</b>	<b>5.287</b>	<b>0.089</b>	<b>7.542</b>	<b>0.055</b>	<b>4.845</b>
<b>provincial</b>	<b>0.079</b>	<b>3.583</b>	<b>0.08</b>	<b>4.209</b>	<b>0.08</b>	<b>4.34</b>	<b>0.115</b>	<b>6.259</b>
<b>municipal</b>	<b>0.09</b>	<b>4.079</b>	<b>0.067</b>	<b>3.471</b>	<b>0.1</b>	<b>4.821</b>	<b>-0.022</b>	<b>-1.035</b>
	<b>0.055</b>	<b>1.916</b>	<b>0.038</b>	<b>1.586</b>	<b>0.09</b>	<b>4.755</b>	<b>0.053</b>	<b>3.11</b>
R-carré ajusté	0.3269		0.4232		0.2776		0.4121	
Statistique de Fisher	241.673		375.169		248.715		414.053	
Nombre d'observations	14866		15810		19337		18266	

Note : les coefficients obtenus pour l'ensemble de l'administration publique proviennent d'une régression séparée.

**Tableau 6**
**Régressions par MCO : prime sur l'éducation dans l'administration publique en 1981 et 1988.**

Niveaux d'éducation	<i>Femmes</i>				<i>Hommes</i>			
	1981		1988		1981		1988	
		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>
Huit ans et moins	-0.191	10.504	-0.273	-15.522	-0.142	-9.419	-0.285	-18.574
Neuf ans			-0.187	-15.34			-0.175	-14.731
Onze ans	-0.073	-5.821	-0.084	-7.294	-0.031	-2.6	-0.077	-6.551
Treize ans	0.043	2.883	0.075	6.138	0.064	4.277	0.08	6.264
Seize ans et plus	0.203	11.721	0.283	21.135	0.172	11.082	0.215	15.864

Niveaux d'éducation	<b>ADMINISTRATION PUBLIQUE</b>							
	<i>Femmes</i>				<i>Hommes</i>			
	1981		1988		1981		1988	
	<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>	
Huit ans et moins	0.173	2.09	0.004	0.055	-0.043	-1.248	0.009	0.221
Neuf ans			0.103	3.298			0.083	3.028
Onze ans	0.083	4.36	0.092	4.109	0.105	6.049	0.041	1.812
Douze ans	0.1	2.377	0.088	2.463	0.11	3.174	0.152	4.309
Treize ans	0.03	0.865	0.002	0.095	0.02	0.694	-0.005	-0.199
Seize ans et plus	0.069	2.03	0.066	2.436	0.16	6.24	0.072	3.346

Niveaux d'éducation	<b>FÉDÉRAL</b>							
	<i>Femmes</i>				<i>Hommes</i>			
	1981		1988		1981		1988	
	<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>	
Huit ans et moins	0.261	1.854	0.206	1.248	-0.09	-1.187	-0.035	-0.37
Neuf ans			0.128	2.426			0.162	2.908
Onze ans	0.048	1.602	0.104	2.923	0.059	2.037	0.095	2.454
Douze ans	0.051	0.821	0.101	1.799	0.143	2.904	0.176	3.476
Treize ans	0.098	1.76	-0.046	-1.175	0.095	2.117	0.03	0.682
Seize ans et plus	0.135	2.772	0.123	3.359	0.108	2.926	0.14	4.593

Niveaux d'éducation	<b>PROVINCIAL</b>							
	<i>Femmes</i>				<i>Hommes</i>			
	1981		1988		1981		1988	
	<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>	
Huit ans et moins	0.189	1.453	-0.677	-3.533	-0.025	-0.359	0.007	0.071
Neuf ans			0.068	1.532			-0.008	-0.152
Onze ans	0.117	3.947	0.107	3.137	0.086	2.655	0.027	-0.596
Douze ans	0.202	2.899	0.081	1.369	0.107	1.383	0.059	0.783
Treize ans	0.024	0.448	0.036	1.009	0.022	0.456	-0.075	-1.686
Seize ans et plus	-0.021	-0.409	0.069	1.29	0.196	5.087	-0.015	-0.435

Niveaux d'éducation	<b>MUNICIPAL</b>							
	<i>Femmes</i>				<i>Hommes</i>			
	1981		1988		1981		1988	
	<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>	
Huit ans et moins	0.034	0.214	0.097	1.064	-0.036	-0.802	0.018	0.362
Neuf ans			0.146	2.078			0.084	2.292
Onze ans	0.084	2.191	0.051	1.115	0.153	5.962	0.035	1.09
Douze ans	0.04	0.459	0.08	1.219	0.068	1.214	0.173	2.944
Treize ans	-0.061	-0.88	0.024	0.462	-0.095	-1.778	0.013	0.364
Seize ans et plus	0.095	1.231	-0.082	-1.489	0.203	3.205	0.039	0.906

R-carré ajusté	0.3272	0.4241		0.279	0.4122
Statistique de Fisher	173.135	254.069		179.13	279.466
Nombre d'observations	14866	15810		19337	18266

Note : les coefficients obtenus pour l'ensemble de l'administration publique proviennent d'une régression séparée.

**Tableau 7**

Régressions par MCO : prime sur l'expérience dans l'administration publique en 1981 et 1988.

	<i>Femmes</i>				<i>Hommes</i>			
	1981		1988		1981		1988	
		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>
expérience	0.049	13.744	0.062	17.051	0.066	18.691	0.074	19.094
expérience au carré	-0.003	-8.01	-0.003	-9.356	-0.003	-10.432	-0.003	-9.0384

	<i>ADMINISTRATION PUBLIQUE</i>							
	<i>Femmes</i>				<i>Hommes</i>			
	1981		1988		1981		1988	
		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>
<i>Niveaux d'expérience</i>								
Dix ans et moins	0.096	4.002	0.069	2.757	0.076	2.883	0.037	1.503
De onze à vingt ans	0.038	1.413	0.048	2.5	0.075	3.339	0.068	3.743
De vingt et un ans à trente ans	0.115	3.919	0.079	3.074	0.173	7.686	0.082	3.41
Trente ans et plus	0.059	1.901	0.081	2.963	0.043	2.15	0.029	1.385

	<i>FÉDÉRAL</i>							
	<i>Femmes</i>				<i>Hommes</i>			
	1981		1988		1981		1988	
		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>
<i>Niveaux d'expérience</i>								
Dix ans et moins	0.138	3.819	0.181	4.105	0.024	0.544	0.167	3.842
De onze à vingt ans	0.009	0.247	0.05	1.777	0.156	4.159	0.109	3.677
De vingt et un ans à trente ans	0.101	1.96	0.065	1.666	0.13	3.848	0.166	4.232
Trente ans et plus	0.049	1.038	0.069	1.571	0.01	0.337	0.046	1.3

	<i>PROVINCIAL</i>							
	<i>Femmes</i>				<i>Hommes</i>			
	1981		1988		1981		1988	
		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>
<i>Niveaux d'expérience</i>								
Dix ans et moins	0.063	1.648	0.051	1.259	0.131	2.908	0.007	0.176
De onze à vingt ans	0.055	1.326	0.039	1.31	-0.011	-0.259	0.008	0.223
De vingt et un ans à trente ans	0.137	3.046	0.099	2.446	0.219	5.766	-0.027	-0.573
Trente ans et plus	0.131	2.521	0.107	2.366	0.042	1.137	-0.081	-1.997

	<i>MUNICIPAL</i>							
	<i>Femmes</i>				<i>Hommes</i>			
	1981		1988		1981		1988	
		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>
<i>Niveaux d'expérience</i>								
Dix ans et moins	0.068	1.381	-0.017	-0.396	0.074	1.681	-0.054	-1.269
De onze à vingt ans	0.074	1.124	0.066	1.482	0.059	1.736	0.066	2.414
De vingt et un ans à trente ans	0.091	1.68	0.057	0.988	0.181	4.27	0.074	1.955
Trente ans et plus	-0.034	-0.536	0.066	1.301	0.072	2.35	0.078	2.512

R-carré ajusté	0.327	0.4233		0.2787	0.413
Statistique de Fisher	186.243	291.098		192.559	321.51
Nombre d'observations	14866	15810		19337	18266

Note : les coefficients obtenus pour l'ensemble de l'administration publique proviennent d'une régression séparée.

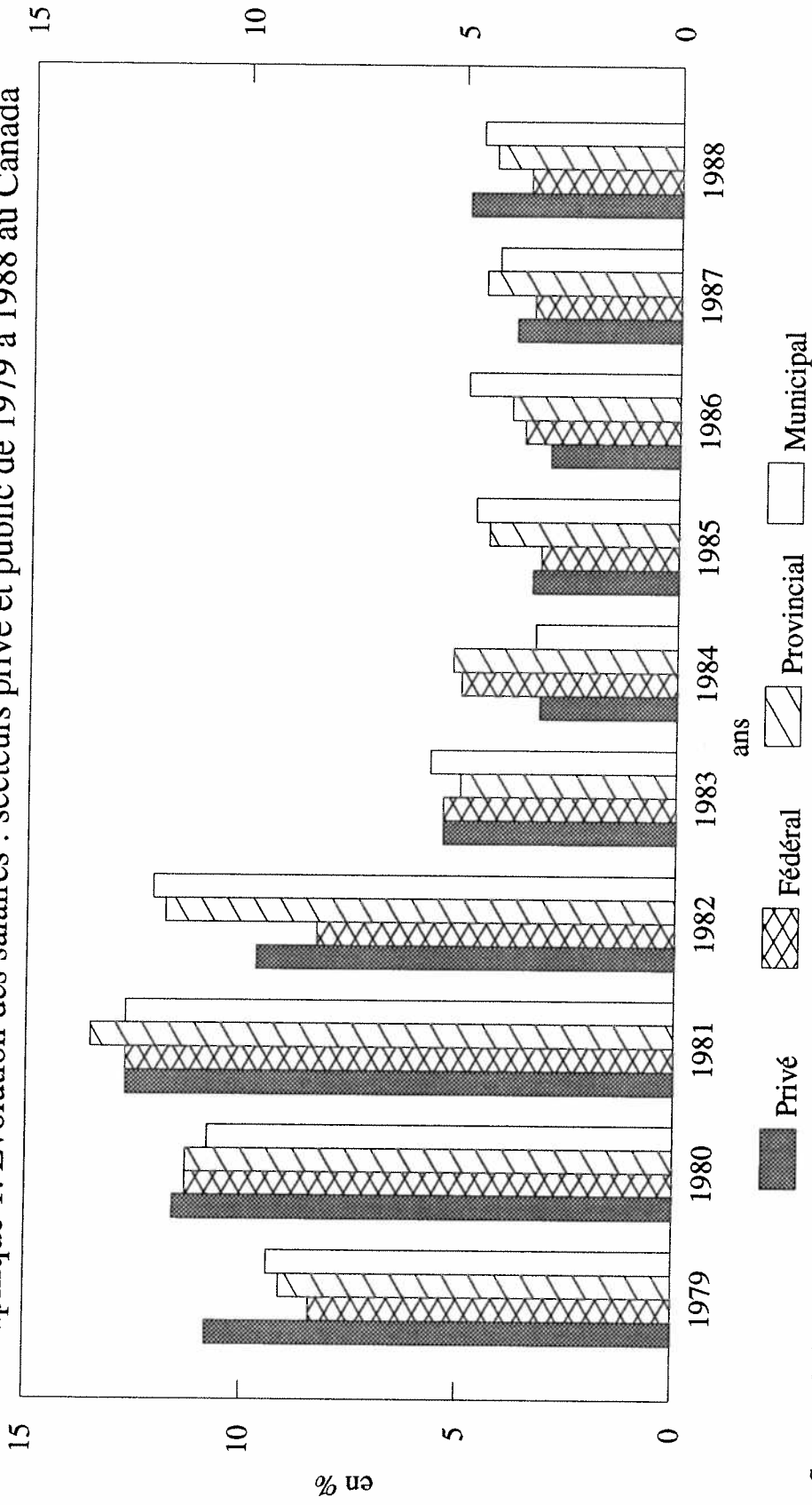
**Tableau 8**

**Régressions par MCO : prime sur le fait d'être syndiqué ou non dans l'administration publique comparativement au secteur privé en 1981 et 1988.**

	<i>Femmes</i>				<i>Hommes</i>			
	1981		1988		1981		1988	
	<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>		<i>t-ratio</i>	
<i>Syndiqués (a)</i>	0.224	25.383	0.247	31.491	0.179	24.726	0.216	30.997
<i>Effet additionnel d'être syndiqué dans l'administration publique (c)</i>								
Ensemble	-0.136	-4.725	-0.061	-2.499	-0.203	-8.542	-0.129	-5.669
Fédéral	-0.238	-5.082	-0.124	-3.222	-0.344	-9.077	-0.381	-10.156
Provincial	-0.187	-3.843	-0.071	-1.788	-0.183	-4.293	-0.096	-2.213
Municipal	0.026	0.455	0.03	0.627	-0.064	-1.62	0.077	2.164
<i>Prime de l'administration publique parmi les :</i>								
<i>Non-syndiqués (b)</i>								
Ensemble	0.161	7.122	0.1	5.423	0.22	11.379	0.137	-1.985
Fédéral	0.242	6.156	0.155	5.129	0.3	9.811	0.358	11.897
Provincial	0.22	5.364	0.112	3.439	0.215	6.237	0.038	1.09
Municipal	0.04	1.139	0.024	0.78	0.13	3.937	-0.001	-0.012
<i>Syndiqués (b+c)</i>								
Ensemble	0.024	1.335	0.038	2.386	0.017	1.172	0.007	0.566
Fédéral	0.003	0.125	0.031	1.324	-0.044	-1.932	-0.022	-1.004
Provincial	0.032	1.244	0.04	1.697	0.032	1.249	-0.057	-2.239
Municipal	0.068	1.516	0.055	1.477	0.065	2.916	0.076	3.667
R-carré ajusté	0.3286		0.4236		0.2812		0.4157	
Statistique de Fisher	221.454		342.702		230.28		383.137	
Nombre d'observations	14866		15810		19337		18266	

Note : les coefficients obtenus pour l'ensemble de l'administration publique proviennent d'une régression séparée.

Graphique 1. Évolution des salaires : secteurs privé et public de 1979 à 1988 au Canada



Source : Négociations des conventions collectives. Canada, Ministère du travail.

**Tableau 9****Moyennes et écarts-types du salaire horaire dans les deux secteurs  
en logsalaire en 1981 et 1988**

	1981				1988			
	privé	fédéral	provincial	municipal	privé	fédéral	provincial	municipal
<b>Femmes</b>								
moyenne	1.816	2.039	2.335	1.939	2.153	2.458	2.416	2.264
écart-type	0.525	0.379	0.437	0.444	0.512	0.395	0.382	0.441
minimum	-2.813	0.048	0.039	0.292	-1.309	0.756	0.641	0.985
maximum	5.598	3.601	2.679	3.298	4.34	3.555	3.464	3.368
<b>Hommes</b>								
moyenne	2.085	2.298	2.091	2.178	2.457	2.732	2.661	2.583
écart-type	0.528	0.44	0.369	0.451	0.525	0.432	0.458	0.462
minimum	-2.813	0.207	0.322	-1.049	-1.108	1.386	-0.713	0.207
maximum	4.177	3.947	3.762	3.468	4.334	3.87	4.28	3.729

**Tableau 3**  
**Régressions de centiles : prime de l'administration publique selon les différents**  
**niveaux de gouvernement en 1981 et 1988.**

Centiles	1981					1988				
	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
<b>Femmes</b>										
Fédéral	0.133	0.112	0.077	0.025	0.012	0.152	0.109	0.05	0.021	-0.003
	3.272	3.684	3.14	0.84	0.307	3.971	4.454	2.315	0.789	-0.095
Provincial	0.172	0.114	0.076	0.071	0.049	0.159	0.096	0.038	0.002	0.024
	5.006	3.844	3.279	2.391	1.26	4.656	3.924	1.781	0.087	0.66
Municipal	0.093	0.04	0.069	0.065	0.006	-0.001	0.02	0.058	0.049	0.028
	1.861	1.065	2.325	1.703	0.139	-0.015	0.723	2.311	1.573	0.745
<b>Hommes</b>										
Fédéral	0.099	0.017	0.01	0.117	0.087	0.034	0.051	0.079	0.145	0.148
	2.64	0.596	0.479	5.515	2.857	1.147	2.169	3.079	4.594	4.12
Provincial	0.126	0.085	0.075	0.121	0.074	-0.006	-0.02	-0.028	-0.032	-0.051
	3.556	2.895	3.281	4.9	2.229	-0.194	-0.82	-1.094	-1.147	-1.682
Municipal	0.163	0.091	0.069	0.099	0.035	0.04	0.033	0.057	0.072	0.005
	4.45	3.205	3.287	5.054	1.229	1.347	1.38	2.344	2.572	0.182

Notes :

Les nombres en petits caractères situés en dessous de chaque coefficient représentent les statistiques de student calculés pour un intervalle de confiance de 95%.

**Tableau 11**
**Régressions de centiles : prime sur l'éducation pour les femmes selon les différents secteurs de l'administration publique en 1981 et 1988**

Centiles	1981					1988				
	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9	*0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
<i>Niveaux d' éducation</i>										
Huit ans et moins	-0.104 <i>-3.154</i>	-0.134 <i>-5.465</i>	-0.174 <i>-10.613</i>	-0.2 <i>-7.864</i>	-0.237 <i>-10.966</i>	-0.133 <i>-5.078</i>	-0.217 <i>-9.526</i>	-0.242 <i>-12.006</i>	-0.268 <i>-10.486</i>	-0.325 <i>-10.501</i>
Neuf ans						-0.111 <i>-6.157</i>	-0.147 <i>-10.651</i>	-0.179 <i>-13.743</i>	-0.193 <i>-11.209</i>	-0.189 <i>-8.028</i>
Onze ans	-0.05 <i>-2.253</i>	-0.045 <i>-2.778</i>	-0.061 <i>-5.512</i>	-0.068 <i>-3.916</i>	-0.094 <i>-4.388</i>	-0.027 <i>-1.603</i>	-0.038 <i>-3.016</i>	-0.061 <i>-5.057</i>	-0.084 <i>-5.2</i>	-0.092 <i>-4.338</i>
Treize ans	0.042 <i>1.525</i>	0.05 <i>2.566</i>	0.053 <i>4.017</i>	0.065 <i>3.127</i>	0.032 <i>1.265</i>	0.093 <i>4.97</i>	0.069 <i>4.964</i>	0.087 <i>6.639</i>	0.084 <i>4.898</i>	0.083 <i>3.814</i>
Seize ans	0.163 <i>5.074</i>	0.2 <i>8.432</i>	0.202 <i>12.914</i>	0.221 <i>8.975</i>	0.21 <i>6.621</i>	0.246 <i>12.256</i>	0.272 <i>16.535</i>	0.292 <i>19.247</i>	0.326 <i>16.362</i>	0.289 <i>10.907</i>
<b>Fédéral</b>										
Huit ans et moins	0.457 <i>4.575</i>	0.259 <i>2.335</i>	0.227 <i>1.996</i>	0.151 <i>2.14</i>	-0.029 <i>-0.278</i>	0.396 <i>5.39</i>	0.281 <i>2.867</i>	0.243 <i>3</i>	0.065 <i>0.665</i>	-0.101 <i>-0.958</i>
Neuf ans						0.133 <i>2.426</i>	0.125 <i>1.969</i>	0.075 <i>1.663</i>	0.089 <i>1.114</i>	0.09 <i>0.854</i>
Onze ans	0.089 <i>1.808</i>	0.064 <i>1.587</i>	0.077 <i>2.763</i>	0.01 <i>0.318</i>	-0.002 <i>-0.052</i>	0.146 <i>2.748</i>	0.134 <i>3.16</i>	0.093 <i>3.341</i>	0.076 <i>1.503</i>	0.025 <i>0.482</i>
Douze ans	0.162 <i>2.37</i>	0.1 <i>1.356</i>	0.1 <i>1.884</i>	0.086 <i>1.338</i>	0.111 <i>1.077</i>	0.18 <i>2.364</i>	0.129 <i>2.11</i>	0.035 <i>0.829</i>	0.081 <i>1.054</i>	0.156 <i>1.377</i>
Treize ans	0.219 <i>3.008</i>	0.136 <i>2.006</i>	0.103 <i>1.959</i>	-0.005 <i>-0.089</i>	-0.035 <i>-0.397</i>	0.033 <i>0.436</i>	-0.004 <i>-0.075</i>	-0.024 <i>-0.744</i>	-0.12 <i>-2.193</i>	-0.155 <i>-2.771</i>
Seize ans	0.156 <i>1.858</i>	0.175 <i>2.218</i>	0.073 <i>1.367</i>	0.138 <i>2.137</i>	0.16 <i>1.614</i>	0.267 <i>5.853</i>	0.164 <i>3.296</i>	0.075 <i>2.055</i>	0.051 <i>0.792</i>	-0.001 <i>-0.011</i>
<b>Provincial</b>										
Huit ans et moins	0.338 <i>3.072</i>	0.377 <i>3.253</i>	0.21 <i>2.362</i>	0.088 <i>0.817</i>	0.022 <i>0.305</i>	-0.789 <i>-20.126</i>	-0.908 <i>-18.906</i>	-0.817 <i>-7.41</i>	-0.323 <i>-2.06</i>	-0.086 <i>-0.956</i>
Neuf ans						0.28 <i>4.934</i>	0.131 <i>1.887</i>	0.015 <i>0.328</i>	-0.013 <i>-0.179</i>	0.01 <i>0.169</i>
Onze ans	0.205 <i>5.078</i>	0.146 <i>4.3</i>	0.072 <i>2.811</i>	0.097 <i>2.874</i>	0.071 <i>1.328</i>	0.199 <i>5.306</i>	0.08 <i>2.219</i>	0.077 <i>3.184</i>	0.052 <i>1.008</i>	0.129 <i>1.593</i>
Douze ans	0.243 <i>2.77</i>	0.099 <i>1.295</i>	0.152 <i>2.656</i>	0.302 <i>4.279</i>	0.118 <i>1.16</i>	0.136 <i>1.901</i>	0.122 <i>1.862</i>	0.092 <i>2.246</i>	0.051 <i>0.622</i>	0.126 <i>2.873</i>
Treize ans	0.094 <i>1.238</i>	0.019 <i>0.292</i>	0.013 <i>0.299</i>	0.008 <i>0.157</i>	-0.071 <i>-0.88</i>	0.131 <i>4.277</i>	0.064 <i>1.555</i>	0.042 <i>1.549</i>	-0.053 <i>-1.117</i>	-0.073 <i>-1.288</i>
Seize ans	0.18 <i>2.456</i>	0.092 <i>0.945</i>	0.053 <i>0.921</i>	-0.055 <i>-0.845</i>	-0.133 <i>-1.385</i>	0.135 <i>2.619</i>	0.115 <i>2.095</i>	0.021 <i>0.64</i>	0.035 <i>0.539</i>	0.001 <i>0.017</i>
<b>Municipal</b>										
Huit ans et moins	0.244 <i>2.376</i>	0.042 <i>0.305</i>	0.018 <i>0.133</i>	-0.048 <i>-0.472</i>	-0.369 <i>-1.867</i>	0.189 <i>1.678</i>	0.171 <i>1.741</i>	0.219 <i>3.801</i>	-0.04 <i>-0.477</i>	0.016 <i>0.131</i>
Neuf ans						-0.032 <i>-0.524</i>	-0.093 <i>-1.426</i>	0.071 <i>1.685</i>	0.312 <i>3.403</i>	0.393 <i>3.286</i>
Onze ans	0.029 <i>0.472</i>	0.049 <i>1.01</i>	0.098 <i>2.753</i>	0.132 <i>2.932</i>	0.038 <i>0.545</i>	0.004 <i>0.065</i>	0.083 <i>1.569</i>	0.057 <i>1.696</i>	0.133 <i>2.064</i>	0.015 <i>0.204</i>
Douze ans	0.224 <i>2.194</i>	0.042 <i>0.449</i>	0.043 <i>0.616</i>	-0.023 <i>-0.301</i>	-0.168 <i>-1.609</i>	0.104 <i>1.432</i>	0.121 <i>1.99</i>	0.148 <i>3.067</i>	0.058 <i>0.636</i>	-0.01 <i>-0.131</i>
Treize ans	-0.136 <i>-1.333</i>	-0.016 <i>-0.177</i>	-0.028 <i>-0.456</i>	-0.145 <i>-1.974</i>	-0.16 <i>-1.283</i>	0.083 <i>1.555</i>	0.008 <i>0.137</i>	0.056 <i>1.591</i>	-0.007 <i>-0.101</i>	0.019 <i>0.275</i>
Seize ans	0.221 <i>2.863</i>	0.053 <i>0.524</i>	0.127 <i>1.755</i>	0.175 <i>2.049</i>	-0.053 <i>-0.407</i>	-0.055 <i>-0.603</i>	-0.062 <i>-0.874</i>	-0.086 <i>-1.804</i>	-0.16 <i>-1.69</i>	-0.002 <i>-0.017</i>

Notes :

Les nombres en petits caractères situés en dessous de chaque coefficient représentent les statistiques de student calculés pour un intervalle de confiance de 95%.

\* En raison de problèmes techniques liés à la pondération, les nombres présentés correspondent au centile 0,11 et non 0,10.



**Tableau 12**
**Régressions de centiles : prime sur l'éducation pour les hommes selon les différents secteurs de l'administration publique en 1981 et 1988**

Centiles	1981					1988				
	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
<i>Niveaux d' 'education</i>										
Huit ans et moins	-0.088 <small>-2.627</small>	-0.124 <small>-5.408</small>	-0.148 <small>-8.171</small>	-0.152 <small>-9.453</small>	-0.17 <small>-9.018</small>	-0.202 <small>-6.395</small>	-0.224 <small>-8.462</small>	-0.285 <small>-13.59</small>	-0.282 <small>-13.953</small>	-0.275 <small>-10.023</small>
Neuf ans						-0.125 <small>-5.68</small>	-0.16 <small>-8.707</small>	-0.201 <small>-12.96</small>	-0.205 <small>-13.291</small>	-0.183 <small>-8.713</small>
Onze ans	-0.022 <small>-0.835</small>	-0.006 <small>-0.354</small>	-0.044 <small>-3.037</small>	-0.039 <small>-3.1</small>	-0.023 <small>-1.564</small>	-0.052 <small>-2.356</small>	-0.071 <small>-3.871</small>	-0.106 <small>-6.837</small>	-0.107 <small>-6.962</small>	0.103 <small>-4.909</small>
Treize ans	0.015 <small>0.472</small>	0.066 <small>2.923</small>	0.066 <small>3.369</small>	0.061 <small>3.78</small>	0.082 <small>4.116</small>	0.087 <small>3.615</small>	0.084 <small>4.329</small>	0.051 <small>3.032</small>	0.046 <small>2.718</small>	0.066 <small>2.788</small>
Seize ans	0.106 <small>3.294</small>	0.169 <small>7.2</small>	0.202 <small>10.764</small>	0.244 <small>14.685</small>	0.218 <small>11.112</small>	0.109 <small>3.819</small>	0.193 <small>8.932</small>	0.213 <small>11.668</small>	0.249 <small>13.778</small>	0.259 <small>10.215</small>
<b>Fédéral</b>										
Huit ans et moins	-0.127 <small>-1.895</small>	-0.18 <small>-2.098</small>	-0.168 <small>-2.046</small>	-0.097 <small>-1.629</small>	-0.146 <small>-1.978</small>	-0.11 <small>-1.17</small>	-0.108 <small>-1.14</small>	-0.009 <small>-0.114</small>	0.078 <small>0.604</small>	-0.089 <small>-1.766</small>
Neuf ans						0.169 <small>2.075</small>	0.124 <small>2.108</small>	0.174 <small>3.268</small>	0.231 <small>2.294</small>	0.145 <small>4.303</small>
Onze ans	0.092 <small>1.664</small>	0.024 <small>0.609</small>	0.005 <small>0.142</small>	0.094 <small>3.085</small>	0.08 <small>1.741</small>	-0.023 <small>-0.408</small>	-0.032 <small>-0.67</small>	0.061 <small>1.664</small>	0.117 <small>2.332</small>	0.301 <small>5.407</small>
Douze ans	0.165 <small>1.762</small>	0.104 <small>1.574</small>	0.025 <small>0.351</small>	0.24 <small>3.608</small>	0.099 <small>1.387</small>	-0.041 <small>-0.55</small>	0.075 <small>1.487</small>	0.138 <small>3.368</small>	0.262 <small>4.197</small>	0.215 <small>4.241</small>
Treize ans	0.072 <small>0.991</small>	0.01 <small>0.187</small>	0.012 <small>0.216</small>	0.206 <small>4.744</small>	0.053 <small>0.928</small>	0.024 <small>0.364</small>	0.04 <small>0.841</small>	0.072 <small>1.84</small>	0.012 <small>0.241</small>	0.074 <small>1.768</small>
Seize ans	0.141 <small>2.011</small>	-0.005 <small>-0.111</small>	0.08 <small>1.645</small>	0.076 <small>1.926</small>	0.149 <small>2.871</small>	0.192 <small>3.725</small>	0.061 <small>1.609</small>	0.092 <small>2.815</small>	0.166 <small>2.985</small>	0.148 <small>3.537</small>
<b>Provincial</b>										
Huit ans et moins	0.077 <small>0.684</small>	-0.022 <small>-0.331</small>	-0.039 <small>-0.514</small>	-0.029 <small>-0.451</small>	-0.162 <small>-1.692</small>	0.116 <small>1.343</small>	0.036 <small>0.46</small>	0.017 <small>0.273</small>	-0.111 <small>-0.833</small>	-0.29 <small>-4.926</small>
Neuf ans						-0.014 <small>-0.255</small>	-0.052 <small>-0.883</small>	-0.08 <small>-1.789</small>	0.038 <small>0.664</small>	-0.012 <small>-0.16</small>
Onze ans	0.084 <small>1.512</small>	0.067 <small>1.803</small>	0.064 <small>1.564</small>	0.122 <small>3.294</small>	0.105 <small>1.784</small>	-0.024 <small>-0.253</small>	-0.062 <small>-1.068</small>	0.013 <small>0.334</small>	-0.064 <small>-1.201</small>	-0.036 <small>-0.707</small>
Douze ans	0.338 <small>3.537</small>	0.119 <small>1.218</small>	0.041 <small>0.475</small>	0.028 <small>0.396</small>	-0.002 <small>-0.025</small>	0.082 <small>0.71</small>	0.138 <small>2.105</small>	-0.023 <small>-0.381</small>	-0.041 <small>-0.5</small>	-0.005 <small>-0.083</small>
Treize ans	0.15 <small>1.69</small>	-0.012 <small>-0.212</small>	0.034 <small>0.531</small>	0.074 <small>1.171</small>	0.028 <small>0.226</small>	-0.014 <small>-0.233</small>	-0.087 <small>-1.744</small>	-0.082 <small>-2.642</small>	-0.032 <small>-0.717</small>	-0.087 <small>-2.085</small>
Seize ans	0.131 <small>1.978</small>	0.191 <small>4.199</small>	0.198 <small>3.981</small>	0.219 <small>4.913</small>	0.122 <small>2.318</small>	0.067 <small>1.236</small>	0.072 <small>1.835</small>	-0.003 <small>-0.01</small>	-0.033 <small>-0.702</small>	-0.056 <small>-1.07</small>
<b>Municipal</b>										
Huit ans et moins	0.01 <small>0.149</small>	0.004 <small>0.093</small>	-0.077 <small>-1.419</small>	-0.079 <small>-1.827</small>	-0.138 <small>-2.175</small>	0.06 <small>0.686</small>	0.008 <small>0.136</small>	-0.028 <small>-0.576</small>	-0.121 <small>-1.631</small>	-0.015 <small>-0.22</small>
Neuf ans						0.019 <small>0.332</small>	0.015 <small>0.343</small>	0.109 <small>2.76</small>	0.125 <small>2.112</small>	0.006 <small>0.158</small>
Onze ans	0.211 <small>4.871</small>	0.135 <small>4.255</small>	0.134 <small>4.098</small>	0.164 <small>6.262</small>	0.105 <small>2.715</small>	0.009 <small>0.172</small>	0.073 <small>1.874</small>	0.088 <small>2.896</small>	0.096 <small>2.254</small>	0.039 <small>1.024</small>
Douze ans	0.215 <small>2.318</small>	0.054 <small>0.792</small>	0.045 <small>0.626</small>	0.066 <small>1.219</small>	0.036 <small>0.44</small>	0.253 <small>3.734</small>	0.202 <small>3.537</small>	0.082 <small>1.633</small>	0.141 <small>1.919</small>	0.048 <small>0.688</small>
Treize ans	-0.176 <small>-1.547</small>	-0.119 <small>-1.722</small>	0.006 <small>0.102</small>	0.052 <small>1.057</small>	-0.063 <small>-0.995</small>	-0.066 <small>-0.887</small>	0.039 <small>0.862</small>	0.065 <small>1.779</small>	0.095 <small>1.53</small>	0.113 <small>1.647</small>
Seize ans	0.236 <small>2.296</small>	0.261 <small>2.959</small>	0.165 <small>1.886</small>	0.078 <small>1.224</small>	0.09 <small>1.113</small>	0.158 <small>2.567</small>	0.028 <small>0.523</small>	0.049 <small>1.113</small>	-0.026 <small>-0.36</small>	-0.098 <small>-1.409</small>

Notes :

Les nombres en petits caractères situés en dessous de chaque coefficient représentent les statistiques de student calculés pour un intervalle de confiance de 95%.

**Tableau 13**
**Régressions de centiles : prime sur l'expérience pour les femmes selon les différents secteurs de l'administration publique en 1981 et 1988**

Centiles	1981					1988				
	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9	0.1	*0.25	0.5	0.75	0.9
expérience	0.05	0.041	0.055	0.052	0.044	0.047	0.051	0.06	0.076	0.064
	<i>7.439</i>	<i>8.537</i>	<i>17.175</i>	<i>10.443</i>	<i>7.157</i>	<i>6.507</i>	<i>11.099</i>	<i>14.056</i>	<i>13.329</i>	<i>8.324</i>
exp au carré	-0.003	-0.002	-0.003	-0.002	-0.002	-0.003	-0.003	-0.003	-0.003	-0.002
	<i>-5.4</i>	<i>-5.3627</i>	<i>-10.268</i>	<i>-5.31</i>	<i>-3.375</i>	<i>-4.653</i>	<i>-5.865</i>	<i>-7.814</i>	<i>-7.638</i>	<i>-3.573</i>
<b>Fédéral</b>										
Dix ans et moins	0.149	0.147	0.069	0.128	0.044	0.168	0.188	0.065	0.117	0.399
	<i>2.21</i>	<i>3.102</i>	<i>1.725</i>	<i>2.969</i>	<i>0.634</i>	<i>3.067</i>	<i>4.319</i>	<i>1.348</i>	<i>1.966</i>	<i>8.173</i>
De onze à vingt ans	0.12	0.06	0.026	-0.027	-0.025	0.089	0.049	0.071	-0.001	-0.046
	<i>1.896</i>	<i>1.2</i>	<i>0.646</i>	<i>-0.601</i>	<i>-0.428</i>	<i>1.432</i>	<i>1.426</i>	<i>2.35</i>	<i>-0.043</i>	<i>-1.064</i>
De vingt et un ans à trente ans	0.208	0.114	0.106	0.004	-0.003	0.203	0.116	0.082	0.01	-0.07
	<i>2.825</i>	<i>1.916</i>	<i>2.092</i>	<i>0.074</i>	<i>-0.036</i>	<i>3.008</i>	<i>2.505</i>	<i>2.006</i>	<i>0.183</i>	<i>-1.233</i>
Trente ans et plus	0.146	0.1	0.098	-0.007	-0.103	0.169	0.103	0.022	0.063	-0.019
	<i>1.669</i>	<i>1.756</i>	<i>1.977</i>	<i>-0.149</i>	<i>-1.216</i>	<i>2.082</i>	<i>2.005</i>	<i>0.518</i>	<i>1.235</i>	<i>-0.316</i>
<b>Provincial</b>										
Dix ans et moins	0.151	0.062	0.055	0.021	-0.004	0.05	0.082	0.021	0.043	0.066
	<i>2.611</i>	<i>1.643</i>	<i>1.377</i>	<i>0.551</i>	<i>-0.067</i>	<i>0.779</i>	<i>1.729</i>	<i>0.557</i>	<i>0.86</i>	<i>1.042</i>
De onze à vingt ans	0.125	0.089	0.058	0.04	-0.011	0.155	0.098	0.041	-0.032	-0.081
	<i>1.965</i>	<i>1.899</i>	<i>1.52</i>	<i>0.955</i>	<i>-0.161</i>	<i>3.819</i>	<i>3.356</i>	<i>1.484</i>	<i>-0.895</i>	<i>-1.777</i>
De vingt et un ans à trente ans	0.282	0.186	0.121	0.186	0.149	0.276	0.126	0.03	0.054	0.106
	<i>4.25</i>	<i>3.62</i>	<i>2.591</i>	<i>3.566</i>	<i>1.791</i>	<i>4.659</i>	<i>2.426</i>	<i>0.599</i>	<i>0.94</i>	<i>1.393</i>
Trente ans et plus	0.239	0.176	0.138	0.093	0.014	0.152	0.061	0.09	0.008	0.163
	<i>3.218</i>	<i>3.023</i>	<i>2.662</i>	<i>1.701</i>	<i>0.193</i>	<i>1.359</i>	<i>1.14</i>	<i>2.102</i>	<i>0.144</i>	<i>3.814</i>
<b>Municipal</b>										
Dix ans et moins	-0.029	0.064	0.12	0.161	0.021	-0.025	0.053	-0.013	-0.069	-0.075
	<i>-0.31</i>	<i>1.1</i>	<i>2.415</i>	<i>3.568</i>	<i>0.244</i>	<i>-0.326</i>	<i>1.123</i>	<i>-0.299</i>	<i>-1.182</i>	<i>-1.386</i>
De onze à vingt ans	0.069	0.16	-0.039	-0.031	0.15	0.075	0.014	0.057	0.159	0.083
	<i>0.84</i>	<i>0.244</i>	<i>-0.66</i>	<i>-0.481</i>	<i>1.559</i>	<i>1.398</i>	<i>0.33</i>	<i>1.386</i>	<i>2.621</i>	<i>1.203</i>
De vingt et un ans à trente ans	0.178	0.115	0.115	0.049	-0.154	0.106	0.022	0.086	0.097	0.01
	<i>2.111</i>	<i>1.708</i>	<i>2.094</i>	<i>0.876</i>	<i>-1.744</i>	<i>1.167</i>	<i>0.327</i>	<i>1.614</i>	<i>1.165</i>	<i>0.131</i>
Trente ans et plus	-0.007	0.042	-0.084	0	-0.109	-0.051	0.018	0.068	0.059	0.05
	<i>-0.059</i>	<i>0.519</i>	<i>-1.251</i>	<i>0.002</i>	<i>-1.135</i>	<i>-0.677</i>	<i>0.336</i>	<i>1.4</i>	<i>0.952</i>	<i>0.886</i>

Notes :

Les nombres en petits caractères situés en dessous de chaque coefficient représentent les statistiques de student calculés pour un intervalle de confiance de 95%.

\* En raison de problèmes techniques liés à la pondération, les chiffres présentés correspondent au centile 0,26 et non 0,25.

**Tableau 14****Régressions de centiles : prime sur l'expérience pour les hommes selon les différents secteurs de l'administration publique en 1981 et 1988**

Centiles	1981					1988				
	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
expérience	0.064	0.061	0.066	0.061	0.048	0.055	0.061	0.082	0.087	0.087
	<i>7.855</i>	<i>11.153</i>	<i>15.198</i>	<i>15.637</i>	<i>9.972</i>	<i>7.303</i>	<i>9.808</i>	<i>15.176</i>	<i>16.636</i>	<i>13.293</i>
exp au carré	-0.003	-0.002	-0.003	-0.002	-0.002	-0.002	-0.002	-0.003	-0.004	-0.004
	<i>-4.847</i>	<i>-5.493</i>	<i>-8.053</i>	<i>-7.856</i>	<i>-4.886</i>	<i>-3.473</i>	<i>-4.132</i>	<i>-7.708</i>	<i>-8.716</i>	<i>-7.156</i>
<b>Fédéral</b>										
Dix ans et moins	0.044	0.004	-0.021	-0.055	0.032	0.186	0.21	0.205	0.176	0.066
	<i>0.495</i>	<i>0.09</i>	<i>-0.407</i>	<i>-1.125</i>	<i>0.518</i>	<i>2.758</i>	<i>3.572</i>	<i>4.019</i>	<i>3.001</i>	<i>1.267</i>
De onze à vingt ans	0.107	0.045	-0.009	0.223	0.174	-0.001	0.054	0.053	0.163	0.165
	<i>1.376</i>	<i>0.634</i>	<i>-0.145</i>	<i>3.924</i>	<i>1.99</i>	<i>-0.022</i>	<i>1.235</i>	<i>1.418</i>	<i>3.909</i>	<i>4.958</i>
De vingt et un ans à trente ans	0.295	0.115	0.065	0.06	0.078	0.148	0.063	0.133	0.177	0.182
	<i>3.693</i>	<i>2.099</i>	<i>1.206</i>	<i>1.122</i>	<i>1.28</i>	<i>2.763</i>	<i>1.125</i>	<i>2.993</i>	<i>3.811</i>	<i>3.114</i>
Trente ans et plus	0.012	-0.102	-0.065	0.025	0.072	-0.015	-0.039	0.021	0.083	0.063
	<i>0.161</i>	<i>-2.255</i>	<i>-1.45</i>	<i>0.534</i>	<i>1.596</i>	<i>-0.261</i>	<i>-0.792</i>	<i>0.48</i>	<i>1.828</i>	<i>1.018</i>
<b>Provincial</b>										
Dix ans et moins	0.165	0.174	0.097	0.056	0.07	0.064	0.014	-0.028	-0.038	-0.125
	<i>1.756</i>	<i>3.288</i>	<i>1.777</i>	<i>1.086</i>	<i>1.09</i>	<i>0.786</i>	<i>0.217</i>	<i>-0.525</i>	<i>-0.791</i>	<i>-2.812</i>
De onze à vingt ans	0.003	-0.029	-0.035	-0.035	0.052	0.019	-0.006	0.001	0.013	-0.049
	<i>0.032</i>	<i>-0.497</i>	<i>-0.582</i>	<i>-0.575</i>	<i>0.77</i>	<i>0.487</i>	<i>-0.164</i>	<i>0.024</i>	<i>0.396</i>	<i>-1.045</i>
De vingt et un ans à trente ans	0.248	0.226	0.252	0.239	0.109	-0.135	-0.056	0.012	0.018	0.083
	<i>3.174</i>	<i>4.286</i>	<i>4.227</i>	<i>4.793</i>	<i>1.658</i>	<i>-1.895</i>	<i>-0.888</i>	<i>0.261</i>	<i>0.377</i>	<i>1.289</i>
Trente ans et plus	0.11	0.061	0.048	0.033	0.04	-0.009	-0.036	-0.059	-0.107	-0.101
	<i>1.428</i>	<i>1.351</i>	<i>1.107</i>	<i>0.743</i>	<i>0.794</i>	<i>-0.173</i>	<i>-0.612</i>	<i>-1.498</i>	<i>-2.619</i>	<i>-1.978</i>
<b>Municipal</b>										
Dix ans et moins	0.151	0.126	0.099	0.065	-0.021	0.12	0.063	0.025	-0.03	-0.101
	<i>1.727</i>	<i>2.194</i>	<i>1.786</i>	<i>1.228</i>	<i>-0.364</i>	<i>1.376</i>	<i>0.932</i>	<i>0.457</i>	<i>-0.498</i>	<i>-1.322</i>
De onze à vingt ans	0.169	0.102	0.039	0.116	0.056	0.043	0.037	0.065	0.061	0.106
	<i>2.472</i>	<i>2.245</i>	<i>0.832</i>	<i>2.55</i>	<i>0.933</i>	<i>0.955</i>	<i>0.91</i>	<i>2.028</i>	<i>1.72</i>	<i>2.18</i>
De vingt et un ans à trente ans	0.346	0.154	0.21	0.181	0.266	0.029	0.017	0.135	0.13	0.019
	<i>2.873</i>	<i>1.688</i>	<i>2.331</i>	<i>2.134</i>	<i>3.664</i>	<i>0.484</i>	<i>0.296</i>	<i>2.972</i>	<i>2.87</i>	<i>0.342</i>
Trente ans et plus	0.162	0.106	0.017	0.003	-0.021	0.022	0.049	0.044	0.039	-0.008
	<i>2.473</i>	<i>2.739</i>	<i>0.432</i>	<i>0.088</i>	<i>-0.485</i>	<i>0.448</i>	<i>1.076</i>	<i>1.098</i>	<i>0.966</i>	<i>-0.159</i>

Notes :

Les nombres en petits caractères situés en dessous de chaque coefficient représentent les statistiques de student calculés pour un intervalle de confiance de 95%.

**Tableau .**  
**Régressions de centiles : primes féminines sur le fait d'être syndiqué ou non en 1981 et 1988.**

	1981					1988					
	Centiles	0.1	0.25	0.5	0.75	*0.9	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
<i>Syndiqués</i>	(a)	0.27 15.807	0.253 20.91	0.227 27.728	0.185 14.149	0.115 5.907	0.328 21.493	0.315 32.011	0.264 29.929	0.189 15.758	0.125 7.617
<i>Effet additionnel d'être syndiqué dans l'administration publique</i>	(c)										
Fédéral		-0.193	-0.252	-0.221	-0.277	-0.224	0.096	-0.18	-0.154	-0.098	-0.272
Provincial		-2.215	-4.088	-5.099	-4.163	-2.469	1.33	-3.92	-3.374	-1.918	-4.013
Municipal		-0.146	-0.108	-0.188	-0.267	-0.129	-0.031	-0.052	-0.132	-0.089	-0.102
		-1.936	-1.561	-4.281	-3.855	-1.354	-0.489	-1.075	-3.11	-1.788	-1.636
		-0.056	0.017	0.002	-0.02	0.061	0.186	0.079	-0.065	0.157	0.026
		-0.559	0.244	0.052	-0.253	0.559	2.509	1.443	-1.316	2.557	0.398
<i>Prime de l'administration publique parmi :</i>											
<i>Non syndiqués</i>	(b)										
Fédéral		0.307	0.315	0.258	0.223	0.145	0.064	0.239	0.144	0.086	0.226
Provincial		4.147	6.264	7.266	4.13	1.946	1.115	6.488	3.886	2.152	4.036
Municipal		0.298	0.198	0.235	0.255	0.128	0.193	0.137	0.138	0.069	0.097
		4.914	3.199	6.211	4.361	1.618	4.132	3.297	4.042	1.742	2.101
		0.107	0.034	0.056	0.075	-0.05	-0.052	-0.057	0.068	-0.036	0.015
		1.595	0.717	1.706	1.405	-0.742	-0.952	-1.593	2.082	-0.874	0.386
<i>Syndiqués</i>	(b+c)										
Fédéral		0.114	0.062	0.037	-0.054	-0.078	0.16	0.058	-0.01	-0.012	-0.045
Provincial		2.444	1.731	1.49	-1.375	-1.5	3.648	2.073	-0.373	-0.371	-1.158
Municipal		0.152	0.089	0.046	-0.012	-0.014	0.161	0.084	0.058	-0.019	-0.005
		3.425	2.809	2.039	-0.32	-0.026	3.611	3.154	0.231	-0.653	-0.124
		0.05	0.052	0.059	0.054	0.011	0.134	0.021	0.002	0.12	0.042
		0.665	0.98	1.482	0.868	0.129	2.656	0.526	0.073	2.689	0.803

Notes :

\*En raison de problèmes techniques liés à la pondération, les chiffres présentés correspondent au centile 0,91 et non 0,9.  
 Les nombres en petits caractères situés en dessous de chaque coefficient représentent les statistiques de student calculés pour un intervalle de confiance de 95%.

**Tableau . Régressions de centiles : primes masculines sur le fait d'être syndiqué ou non dans l'administration publique comparativement au secteur privé en 1981 et 1988.**

	1981					1988					
	Centiles	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9	0.1	0.25	0.5	0.75	0.9
<i>Syndiqués</i>	(a)	0.279	0.264	0.206	0.108	0.032	0.367	0.289	0.195	0.12	0.086
		17013	23,564	22,733	13,09	3,179	26,026	23,099	19,989	12,557	6,721
<i>Effet additionnel d'être syndiqué dans l'administration publique</i>	(c)										
Fédéral		-0.22	-0.36	-0.428	-0.423	-0.165	-0.359	-0.364	-0.475	-0.416	-0.313
		-2,785	-6,203	-8,856	-9,855	-2,911	-6,254	-6,571	-9,326	-8,95	-5,263
Provincial		-0.148	-0.226	-0.274	-0.228	-0.13	-0.141	-0.21	-0.14	-0.111	-0.068
		-1,826	-3,724	-5,267	-4,552	-1,815	-2,203	-3,771	-2,647	-2,314	-1,174
Municipal		0.023	-0.113	-0.063	-0.005	-0.026	0.039	-0.043	0.057	0.152	0.096
		6,314	-2,07	-1,374	-0,124	-0,501	0,643	-0,808	1,224	3,263	1,605
<i>Prime de l'administration publique parmi :</i>											
<i>Non syndiqués</i>	(b)										
Fédéral		0.277	0.293	0.369	0.341	0.195	0.332	0.343	0.457	0.374	0.246
		4,428	6,485	9,567	9,65	4,066	7,503	7,676	11,152	10,425	5,548
Provincial		0.255	0.241	0.294	0.238	0.165	0.128	0.146	0.072	0.043	0.004
		3,813	4,804	6,825	5,782	2,792	2,861	3,375	1,608	1,088	0,103
Municipal		0.137	0.175	0.109	0.1	0.065	0.005	0.068	0.023	-0.025	-0.067
		2,239	4,068	2,916	2,899	1,496	0,101	1,584	0,639	-0,665	-1,448
<i>Syndiqués</i>	(b+c)										
Fédéral		0.057	-0.066	-0.059	-0.082	0.029	-0.027	-0.021	-0.018	-0.041	-0.067
		1,143	-1,776	-1,998	-3,303	0,972	-0,717	-0,648	-0,605	-1,394	-1,638
Provincial		0.107	0.015	0.019	0.01	0.035	-0.012	-0.063	-0.068	-0.068	-0.063
		2,274	0,433	0,663	0,341	0,839	-0,266	-1,778	-2,355	-2,455	-1,755
Municipal		0.16	0.062	0.045	0.095	0.038	0.045	0.025	0.08	0.127	0.029
		3,322	1,772	1,614	3,844	1,272	1,203	0,766	2,745	4,541	0,766

Notes :

Les nombres en petits caractères situés en dessous de chaque coefficient représentent les statistiques de student calculées pour un intervalle de confiance de 95%.

**ANNEXES :**  
**RÉSULTATS DES RÉGRESSIONS PAR MCO**

RENTES DES FEMMES EN 1981.

Model: MODEL1

RENTE DE L'ENSEMBLE ADMINISTRATION PUBLIQUE

Dependent Variable: LWAGE

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	28	3408213443	121721908.68	258.917	0.0001
Error	14838	6975625507.4	470118.98554		
C Total	14866	10383838950			
Root MSE	685.65223	R-square	0.3282		
Dep Mean	1.85693	Adj R-sq	0.3270		
C.V.	36924.04804				

Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.586081	0.07431122	21.344	0.0001
HRS	1	-0.002582	0.00029629	-8.715	0.0001
MAR	1	-0.011583	0.00789741	-1.467	0.1425
EDUC8	1	-0.190973	0.01785712	-10.695	0.0001
EDUC11	1	-0.074897	0.01215578	-6.161	0.0001
EDUC13	1	0.038910	0.01460918	2.663	0.0077
EDUC16	1	0.201605	0.01660256	12.143	0.0001
EXP	1	0.048520	0.00357201	13.583	0.0001
PSQ	1	-0.002675	0.00034116	-7.840	0.0001
PT	1	0.000060680	0.00001165	5.207	0.0001
EXPQ	1	-0.000000480	0.00000013	-3.737	0.0002
OCC1	1	0.275443	0.06846016	4.023	0.0001
OCC2	1	0.177115	0.06817525	2.598	0.0094
OCC3	1	0.110047	0.06809480	1.616	0.1061
OCC4	1	-0.048282	0.06714764	-0.719	0.4721
OCC5	1	-0.162588	0.06788558	-2.395	0.0166
OCC6	1	-0.282357	0.06748240	-4.184	0.0001
OCC7	1	-0.160152	0.06777503	-2.363	0.0181
PROV2	1	0.044380	0.06140178	0.723	0.4698
PROV3	1	0.010690	0.03379122	0.316	0.7517
PROV4	1	0.013732	0.03566156	0.385	0.7002
PROV5	1	0.137816	0.02857178	4.823	0.0001
PROV6	1	0.123888	0.02816901	4.398	0.0001
PROV7	1	0.075858	0.03219020	2.357	0.0185
PROV8	1	0.111394	0.03321649	3.354	0.0008
PROV9	1	0.193004	0.02962627	6.515	0.0001
PROV10	1	0.240492	0.02941138	8.177	0.0001
PUB	1	0.077843	0.01438958	5.410	0.0001
U	1	0.212498	0.00846719	25.097	0.0001

Model: MODEL2

RENTES DES DIFFERENTES ADMINISTRATIONS

Dependent Variable: LWAGE

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	30	3408682005.7	113622733.52	241.673	0.0001
Error	14836	6975156944.8	470150.77816		
C Total	14866	10383838950			

Root MSE	685.67542	R-square	0.3283
Dep Mean	1.85693	Adj R-sq	0.3269
C.V.	36925.29655		

Parameter Estimates

variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.586596	0.07432484	21.347	0.0001
HRS	1	-0.002589	0.00029662	-8.730	0.0001
MAR	1	-0.011474	0.00790028	-1.452	0.1464
EDUC8	1	-0.191154	0.01785881	-10.704	0.0001
EDUC11	1	-0.074972	0.01215696	-6.167	0.0001
EDUC13	1	0.038950	0.01460983	2.666	0.0077
EDUC16	1	0.201511	0.01660399	12.136	0.0001
EXP	1	0.048431	0.00357359	13.552	0.0001
EXPSQ	1	-0.002668	0.00034126	-7.817	0.0001
EXPT	1	0.000060487	0.00001166	5.190	0.0001
EXPQ	1	-0.000000478	0.00000013	-3.723	0.0002
OCC1	1	0.275017	0.06846760	4.017	0.0001
OCC2	1	0.177086	0.06819821	2.597	0.0094
OCC3	1	0.110037	0.06811973	1.615	0.1063
OCC4	1	-0.048553	0.06716214	-0.723	0.4697
OCC5	1	-0.162919	0.06790081	-2.399	0.0164
OCC6	1	-0.282319	0.06750153	-4.182	0.0001
OCC7	1	-0.160146	0.06779473	-2.362	0.0182
PROV2	1	0.044001	0.06140515	0.717	0.4737
PROV3	1	0.010652	0.03379547	0.315	0.7526
PROV4	1	0.013690	0.03566363	0.384	0.7011
PROV5	1	0.137999	0.02857342	4.830	0.0001
PROV6	1	0.124237	0.02817259	4.410	0.0001
PROV7	1	0.076037	0.03219182	2.362	0.0182
OV8	1	0.111505	0.03321782	3.357	0.0008
OV9	1	0.193141	0.02963339	6.518	0.0001
PROV10	1	0.240637	0.02941403	8.181	0.0001
FED	1	0.078623	0.02194552	3.583	0.0003
S	1	0.090816	0.02226563	4.079	0.0001
L	1	0.055120	0.02876270	1.916	0.0553
U	1	0.211923	0.00849377	24.950	0.0001

Model: MODEL3

RENTE SUR L'EDUCATION ENSEMBLE ADMINISTRATION PUBLIQUE  
 Dependent Variable: LWAGE

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	31	3408662308.8	109956848.67	233.859	0.0001
Error	14835	6975176641.7	470183.79789		
C Total	14866	10383838950			

Root MSE	685.69950	R-square	0.3283
Dep Mean	1.85693	Adj R-sq	0.3269
C.V.	36926.59320		

Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.690764	0.03424101	49.378	0.0001
HRS	1	-0.002589	0.00029627	-8.739	0.0001
MAR	1	-0.011607	0.00789916	-1.469	0.1418



EDUC8	1	-0.191642	0.01818945	-10.536	0.0001
EDUC11	1	-0.074009	0.01262321	-5.863	0.0001
EDUC13	1	0.045101	0.01514743	2.977	0.0029
EDUC16	1	0.204924	0.01739184	11.783	0.0001
EXP	1	0.048392	0.00357326	13.543	0.0001
EXPSQ	1	-0.002663	0.00034125	-7.805	0.0001
PT	1	0.000060340	0.00001166	5.177	0.0001
EXPQ	1	-0.000000476	0.00000013	-3.710	0.0002
PEDUC8	1	0.174329	0.08318922	2.096	0.0361
PEDUC11	1	0.083463	0.01925858	4.334	0.0001
PEDUC12	1	0.100587	0.04233580	2.376	0.0175
PEDUC13	1	0.031185	0.03503570	0.890	0.3734
PEDUC16	1	0.070318	0.03424949	2.053	0.0401
PROV2	1	0.045760	0.06140915	0.745	0.4562
PROV3	1	0.010656	0.03379746	0.315	0.7525
PROV4	1	0.013207	0.03566945	0.370	0.7112
PROV5	1	0.137617	0.02858164	4.815	0.0001
PROV6	1	0.123619	0.02818571	4.386	0.0001
PROV7	1	0.075713	0.03219950	2.351	0.0187
PROV8	1	0.111197	0.03322305	3.347	0.0008
PROV9	1	0.192509	0.02964196	6.494	0.0001
PROV10	1	0.240296	0.02942259	8.167	0.0001
OCC1	1	0.170281	0.01877612	9.069	0.0001
OCC2	1	0.070532	0.01641484	4.297	0.0001
OCC4	1	-0.153790	0.01380526	-11.140	0.0001
OCC5	1	-0.267817	0.01697481	-15.777	0.0001
OCC6	1	-0.388161	0.01550245	-25.039	0.0001
OCC7	1	-0.264627	0.01698759	-15.578	0.0001
U	1	0.212768	0.00847067	25.118	0.0001

Model: MODEL4

RENTES SUR L'EDUCATION DES DIFFERENTES ADMINISTRATIONS

Dependent Variable: LWAGE

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	42	3417312503	81364583.406	173.135	0.0001
Error	14824	6966526447.4	469949.16672		
C Total	14866	10383838950			
Root MSE	685.52839	R-square	0.3291		
Dep Mean	1.85693	Adj R-sq	0.3272		
C.V.	36917.37849				

## Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.587252	0.07439370	21.336	0.0001
HRS	1	-0.002581	0.00029667	-8.700	0.0001
MAR	1	-0.012175	0.00790326	-1.541	0.1234
EDUC8	1	-0.191074	0.01819033	-10.504	0.0001
EDUC11	1	-0.073480	0.01262290	-5.821	0.0001
EDUC13	1	0.043704	0.01515921	2.883	0.0039
EDUC16	1	0.203871	0.01739298	11.721	0.0001
EXP	1	0.048569	0.00357580	13.583	0.0001
EXPSQ	1	-0.002681	0.00034147	-7.850	0.0001
EXPT	1	0.000060911	0.00001166	5.223	0.0001
EXPQ	1	-0.000000482	0.00000013	-3.757	0.0002
FEDUC8	1	0.262164	0.14105827	1.859	0.0631
FEDUC11	1	0.049321	0.02999012	1.645	0.1001
FEDUC12	1	0.051548	0.06280939	0.821	0.4118
FEDUC13	1	0.099144	0.05572328	1.779	0.0752
FEDUC16	1	0.136770	0.04899134	2.792	0.0052
LEDUC8	1	0.034446	0.16227361	0.212	0.8319
LEDUC11	1	0.084809	0.03855941	2.199	0.0279
LEDUC12	1	0.040024	0.08719438	0.459	0.6462
LEDUC13	1	-0.060861	0.06969535	-0.873	0.3825
LEDUC16	1	0.096209	0.07776911	1.237	0.2161
SEDUC8	1	0.190596	0.13065222	1.459	0.1446
SEDUC11	1	0.119034	0.02983651	3.990	0.0001
SEDUC12	1	0.202947	0.07001493	2.899	0.0038
SEDUC13	1	0.025671	0.05488835	0.468	0.6400
SEDUC16	1	-0.021434	0.05375074	-0.399	0.6901
C1	1	0.272831	0.06848428	3.984	0.0001
C2	1	0.175605	0.06819833	2.575	0.0100
OCC3	1	0.108299	0.06811848	1.590	0.1119
OCC4	1	-0.051123	0.06715834	-0.761	0.4465
OCC5	1	-0.165024	0.06789822	-2.430	0.0151
OCC6	1	-0.285361	0.06750479	-4.227	0.0001
OCC7	1	-0.161277	0.06779607	-2.379	0.0174
PROV2	1	0.045179	0.06139769	0.736	0.4618
PROV3	1	0.010605	0.03379983	0.314	0.7537
PROV4	1	0.013263	0.03567031	0.372	0.7100
PROV5	1	0.138469	0.02858592	4.844	0.0001
PROV6	1	0.123656	0.02819130	4.386	0.0001
PROV7	1	0.075919	0.03220299	2.358	0.0184
PROV8	1	0.111012	0.03322285	3.341	0.0008
PROV9	1	0.193034	0.02965430	6.509	0.0001
PROV10	1	0.240582	0.02942591	8.176	0.0001
U	1	0.211407	0.00850090	24.869	0.0001

Model: MODEL5

RENTES SUR L'EXPERIENCE DES DIFFERENTES ADMINISTRATIONS

Dependent Variable: LWAGE

## Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	39	3414271772.4	87545430.062	186.243	0.0001
Error	14827	6969567178.1	470059.16086		
Total	14866	10383838950			
Root MSE		685.60861	R-square	0.3288	
Dep Mean		1.85693	Adj R-sq	0.3270	
C.V.		36921.69859			

Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.579403	0.07438361	21.233	0.0001
HRS	1	-0.002592	0.00029668	-8.735	0.0001
MAR	1	-0.011754	0.00790995	-1.486	0.1373
EDUC8	1	-0.191365	0.01787582	-10.705	0.0001
EDUC11	1	-0.075129	0.01215899	-6.179	0.0001
EDUC13	1	0.038367	0.01461446	2.625	0.0087
EDUC16	1	0.197459	0.01671195	11.815	0.0001
EXP	1	0.049545	0.00360493	13.744	0.0001
EXPSQ	1	-0.002768	0.00034558	-8.010	0.0001
EXPT	1	0.000063577	0.00001182	5.381	0.0001
EXPQ	1	-0.000000508	0.00000013	-3.907	0.0001
U	1	0.212387	0.00849506	25.001	0.0001
OCC1	1	0.281148	0.06851399	4.104	0.0001
OCC2	1	0.184299	0.06825841	2.700	0.0069
OCC3	1	0.116021	0.06816454	1.702	0.0888
OCC4	1	-0.042529	0.06720758	-0.633	0.5269
OCC5	1	-0.156813	0.06794742	-2.308	0.0210
OCC6	1	-0.276731	0.06754598	-4.097	0.0001
OCC7	1	-0.154534	0.06783645	-2.278	0.0227
FEXP1	1	0.138208	0.03618573	3.819	0.0001
FEXP2	1	0.009953	0.04021715	0.247	0.8045
FEXP3	1	0.101745	0.05189967	1.960	0.0500
FEXP4	1	0.049841	0.04800030	1.038	0.2991
LEXP1	1	0.068938	0.04993232	1.381	0.1674
LEXP2	1	0.074287	0.06606513	1.124	0.2608
LEXP3	1	0.091032	0.05418334	1.680	0.0930
XP4	1	-0.034106	0.06368312	-0.536	0.5923
XP1	1	0.063969	0.03881261	1.648	0.0993
SEXP2	1	0.055068	0.04153534	1.326	0.1849
SEXP3	1	0.137718	0.04521832	3.046	0.0023
SEXP4	1	0.131815	0.05228608	2.521	0.0117
PROV2	1	0.043690	0.06140205	0.712	0.4768
PROV3	1	0.010013	0.03379828	0.296	0.7670
PROV4	1	0.013507	0.03566285	0.379	0.7049
PROV5	1	0.137150	0.02857308	4.800	0.0001
PROV6	1	0.123363	0.02817255	4.379	0.0001
PROV7	1	0.075197	0.03219432	2.336	0.0195
PROV8	1	0.112041	0.03321740	3.373	0.0007
PROV9	1	0.192588	0.02963723	6.498	0.0001
PROV10	1	0.239860	0.02941621	8.154	0.0001

Model: MODEL6

RENTE SUR L'EXPERIENCE ENSEMBLE ADMINISTRATION PUBLIQUE

Dependent Variable: LWAGE

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	31	3410435147.6	110014037.02	234.040	0.0001
Error	14835	6973403802.9	470064.2941		
C Total	14866	10383838950			
Root MSE		685.61235	R-square	0.3284	
Dep Mean		1.85693	Adj R-sq	0.3270	
C.V.		36921.90019			

Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.583027	0.07434306	21.294	0.0001
HRS	1	-0.002588	0.00029630	-8.734	0.0001
WAR	1	-0.011695	0.00790465	-1.480	0.1390
UC8	1	-0.191093	0.01787365	-10.691	0.0001
EDUC11	1	-0.075102	0.01215706	-6.178	0.0001
EDUC13	1	0.038297	0.01461191	2.621	0.0088
EDUC16	1	0.198212	0.01668384	11.880	0.0001
EXP	1	0.049401	0.00360121	13.718	0.0001
EXPSQ	1	-0.002754	0.00034530	-7.975	0.0001
EXPT	1	0.000063120	0.00001181	5.346	0.0001
EXPQ	1	-0.000000504	0.00000013	-3.874	0.0001
U	1	0.212747	0.00846757	25.125	0.0001
OCC1	1	0.277578	0.06847678	4.054	0.0001
OCC2	1	0.180039	0.06819440	2.640	0.0083
OCC3	1	0.111986	0.06810992	1.644	0.1002
OCC4	1	-0.046197	0.06716374	-0.688	0.4916
OCC5	1	-0.160493	0.06790320	-2.364	0.0181
OCC6	1	-0.280319	0.06750372	-4.153	0.0001
OCC7	1	-0.158568	0.06778615	-2.339	0.0193
PEXP1	1	0.096157	0.02403902	4.000	0.0001
PEXP2	1	0.038262	0.02703736	1.415	0.1570
PEXP3	1	0.113015	0.02955169	3.824	0.0001
PEXP4	1	0.058851	0.03167339	1.858	0.0632
PROV2	1	0.044908	0.06139891	0.731	0.4645
PROV3	1	0.010605	0.03379112	0.314	0.7537
PROV4	1	0.013865	0.03566060	0.389	0.6974
PROV5	1	0.137532	0.02857051	4.814	0.0001
PROV6	1	0.123324	0.02816862	4.378	0.0001
PROV7	1	0.075475	0.03218953	2.345	0.0191
PROV8	1	0.111755	0.03321519	3.365	0.0008
OV9	1	0.192556	0.02962617	6.500	0.0001
OV10	1	0.239738	0.02941194	8.151	0.0001

Model: MODEL7

RENTE SYNDICALE DANS LES DIFFERENTES ADMINISTRATIONS

Dependent Variable: LWAGE

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	33	3427353931.5	103859210.05	221.454	0.0001
Error	14833	6956485018.9	468987.05717		
C Total	14866	10383838950			
Root MSE		684.82630	R-square	0.3301	
Dep Mean		1.85693	Adj R-sq	0.3286	
C.V.		36879.56934			

## Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.579740	0.07424480	21.277	0.0001
HRS	1	-0.002605	0.00029633	-8.791	0.0001
MAR	1	-0.011193	0.00789422	-1.418	0.1563
EDUC8	1	-0.190380	0.01783776	-10.673	0.0001
EDUC11	1	-0.073555	0.01214415	-6.057	0.0001
EDUC13	1	0.040139	0.01459347	2.750	0.0060
EDUC16	1	0.203200	0.01659087	12.248	0.0001
EXP	1	0.048293	0.00356940	13.530	0.0001
EXPSQ	1	-0.002658	0.00034084	-7.798	0.0001
EXPT	1	0.000060142	0.00001164	5.166	0.0001
EXPQ	1	-0.000000474	0.00000013	-3.695	0.0002
U	1	0.225155	0.00885301	25.433	0.0001
OCC1	1	0.276172	0.06838350	4.039	0.0001
OCC2	1	0.172751	0.06812068	2.536	0.0112
OCC3	1	0.105761	0.06803908	1.554	0.1201
OCC4	1	-0.046947	0.06708153	-0.700	0.4840
OCC5	1	-0.160321	0.06782023	-2.364	0.0181
OCC6	1	-0.281624	0.06741864	-4.177	0.0001
OCC7	1	-0.161102	0.06771177	-2.379	0.0174
FED	1	0.242073	0.03932608	6.156	0.0001
S	1	0.220167	0.04104702	5.364	0.0001
L	1	0.042212	0.03707016	1.139	0.2548
FU	1	-0.238797	0.04698562	-5.082	0.0001
LU	1	0.026638	0.05859376	0.455	0.6494
SU	1	-0.187291	0.04873209	-3.843	0.0001
PROV2	1	0.045018	0.06133164	0.734	0.4630
OV3	1	0.012374	0.03375517	0.367	0.7139
OV4	1	0.014823	0.03562163	0.416	0.6773
PROV5	1	0.140541	0.02854205	4.924	0.0001
PROV6	1	0.128278	0.02814538	4.558	0.0001
PROV7	1	0.078804	0.03215853	2.450	0.0143
PROV8	1	0.113090	0.03317944	3.408	0.0007
PROV9	1	0.195776	0.02960065	6.614	0.0001
PROV10	1	0.243949	0.02938413	8.302	0.0001

Model: MODEL8

RENTE PUBLIQUE SELON SYNDIQUES ET NON SYNDIQUES DANS LES DIFFERENTES ADMINISTRATIONS

Dependent Variable: LWAGE

## Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	33	3427353931.5	103859210.05	221.454	0.0001
Error	14833	6956485018.9	468987.05717		
C Total	14866	10383838950			
Root MSE	684.82630		R-square	0.3301	
Dep Mean	1.85693		Adj R-sq	0.3286	
C.V.	36879.56934				

## Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.579740	0.07424480	21.277	0.0001
HRS	1	-0.002605	0.00029633	-8.791	0.0001
MAR	1	-0.011193	0.00789422	-1.418	0.1563
EDUC8	1	-0.190380	0.01783776	-10.673	0.0001
EDUC11	1	-0.073555	0.01214415	-6.057	0.0001
EDUC13	1	0.040139	0.01459347	2.750	0.0060
EDUC16	1	0.203200	0.01659087	12.248	0.0001
EXP	1	0.048293	0.00356940	13.530	0.0001
EXPSQ	1	-0.002658	0.00034084	-7.798	0.0001
EXPT	1	0.000060142	0.00001164	5.166	0.0001
EXPQ	1	-0.000000474	0.00000013	-3.695	0.0002
U	1	0.225155	0.00885301	25.433	0.0001
OCC1	1	0.276172	0.06838350	4.039	0.0001
OCC2	1	0.172751	0.06812068	2.536	0.0112
OCC3	1	0.105761	0.06803908	1.554	0.1201
OCC4	1	-0.046947	0.06708153	-0.700	0.4840
OCC5	1	-0.160321	0.06782023	-2.364	0.0181
OCC6	1	-0.281624	0.06741864	-4.177	0.0001
OCC7	1	-0.161102	0.06771177	-2.379	0.0174
FNU	1	0.242073	0.03932608	6.156	0.0001
SNU	1	0.220167	0.04104702	5.364	0.0001
LNU	1	0.042212	0.03707016	1.139	0.2548
FU	1	0.003276	0.02621546	0.125	0.9005
LU	1	0.068850	0.04541015	1.516	0.1295
SU	1	0.032876	0.02642553	1.244	0.2135
PROV2	1	0.045018	0.06133164	0.734	0.4630
OV3	1	0.012374	0.03375517	0.367	0.7139
OV4	1	0.014823	0.03562163	0.416	0.6773
PROV5	1	0.140541	0.02854205	4.924	0.0001
PROV6	1	0.128278	0.02814538	4.558	0.0001
PROV7	1	0.078804	0.03215853	2.450	0.0143
PROV8	1	0.113090	0.03317944	3.408	0.0007
PROV9	1	0.195776	0.02960065	6.614	0.0001
PROV10	1	0.243949	0.02938413	8.302	0.0001

Model: MODEL9

RENTE PUBLIQUE SELON SYNDIQUES ET NON SYNDIQUES ENSEMBLE ADMINISTRATION PUBLIQUE

Dependent Variable: LWAGE

## Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	29	3418602639.6	117882849.64	251.108	0.0001
Error	14837	6965236310.9	469450.44894		
C Total	14866	10383838950			

Root MSE	685.16454	R-square	0.3292
Dep Mean	1.85693	Adj R-sq	0.3279
C.V.	36897.78463		

## Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.579953	0.07426979	21.273	0.0001
HRS	1	-0.002574	0.00029609	-8.693	0.0001

MAR	1	-0.011860	0.00789202	-1.503	0.1329
EDUC8	1	-0.190731	0.01784449	-10.689	0.0001
EDUC11	1	-0.074184	0.01214808	-6.107	0.0001
EDUC13	1	0.039769	0.01459993	2.724	0.0065
EDUC16	1	0.203872	0.01659775	12.283	0.0001
EXP	1	0.048532	0.00356947	13.596	0.0001
PSQ	1	-0.002678	0.00034092	-7.855	0.0001
EXPT	1	0.000060754	0.00001164	5.217	0.0001
EXPQ	1	-0.000000480	0.00000013	-3.742	0.0002
U	1	0.224805	0.00885633	25.383	0.0001
OCC1	1	0.276582	0.06841190	4.043	0.0001
OCC2	1	0.172058	0.06813523	2.525	0.0116
OCC3	1	0.106669	0.06805015	1.568	0.1170
OCC4	1	-0.046358	0.06710112	-0.691	0.4897
OCC5	1	-0.159834	0.06783982	-2.356	0.0185
OCC6	1	-0.282079	0.06743442	-4.183	0.0001
OCC7	1	-0.160749	0.06772694	-2.373	0.0176
PU	1	0.024460	0.01831757	1.335	0.1818
PNU	1	0.161487	0.02286715	7.062	0.0001
PROV2	1	0.046006	0.06135908	0.750	0.4534
PROV3	1	0.012305	0.03376893	0.364	0.7156
PROV4	1	0.014820	0.03563695	0.416	0.6775
PROV5	1	0.139703	0.02855427	4.893	0.0001
PROV6	1	0.126249	0.02815345	4.484	0.0001
PROV7	1	0.078452	0.03217203	2.439	0.0148
PROV8	1	0.112812	0.03319424	3.399	0.0007
PROV9	1	0.194485	0.02960687	6.569	0.0001
PROV10	1	0.242993	0.02939527	8.266	0.0001

Model: MODEL10  
RENTE SYNDICAL ENSEMBLE ADMINISTRATION  
PUBLIQUE

Dependent Variable: LWAGE

### Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	29	3418602639.6	117882849.64	251.108	0.0001
Error	14837	6965236310.9	469450.44894		
C Total	14866	10383838950			
Root MSE	685.16454	R-square	0.3292		
Dep Mean	1.85693	Adj R-sq	0.3279		
C.V.	36897.78463				

### Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.579953	0.07426979	21.273	0.0001
HRS	1	-0.002574	0.00029609	-8.693	0.0001
MAR	1	-0.011860	0.00789202	-1.503	0.1329
EDUC8	1	-0.190731	0.01784449	-10.689	0.0001
EDUC11	1	-0.074184	0.01214808	-6.107	0.0001
EDUC13	1	0.039769	0.01459993	2.724	0.0065
EDUC16	1	0.203872	0.01659775	12.283	0.0001
EXP	1	0.048532	0.00356947	13.596	0.0001
PSQ	1	-0.002678	0.00034092	-7.855	0.0001
EXPT	1	0.000060754	0.00001164	5.217	0.0001
EXPQ	1	-0.000000480	0.00000013	-3.742	0.0002
U	1	0.224805	0.00885633	25.383	0.0001
OCC1	1	0.276582	0.06841190	4.043	0.0001
OCC2	1	0.172058	0.06813523	2.525	0.0116
OCC3	1	0.106669	0.06805015	1.568	0.1170

OCC4	1	-0.046358	0.06710112	-0.691	0.4897
OCC5	1	-0.159834	0.06783982	-2.356	0.0185
OCC6	1	-0.282079	0.06743442	-4.183	0.0001
OCC7	1	-0.160749	0.06772694	-2.373	0.0176
PU	1	-0.137027	0.02912795	-4.704	0.0001
TTB	1	0.161487	0.02286715	7.062	0.0001
OV2	1	0.046006	0.06135908	0.750	0.4534
PROV3	1	0.012305	0.03376893	0.364	0.7156
PROV4	1	0.014820	0.03563695	0.416	0.6775
PROV5	1	0.139703	0.02855427	4.893	0.0001
PROV6	1	0.126249	0.02815345	4.484	0.0001
PROV7	1	0.078452	0.03217203	2.439	0.0148
PROV8	1	0.112812	0.03319424	3.399	0.0007
PROV9	1	0.194485	0.02960687	6.569	0.0001
PROV10	1	0.242993	0.02939527	8.266	0.0001



RENTES DES FEMMES EN 1988

Model: MODEL1

RENTES DE L'ENSEMBLE ADMINISTRATION PUBLIQUE

Dependent Variable: LWAGE

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	29	505697.16789	17437.83338	400.980	0.0001
Error	15781	686285.29864	43.48807		
C Total	15810	1191982.4665			
Root MSE	6.59455	R-square	0.4242		
Dep Mean	2.23790	Adj R-sq	0.4232		
C.V.	294.67534				

Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.679191	0.05527050	30.381	0.0001
HRS	1	-0.001563	0.00026190	-5.966	0.0001
MAR	1	0.013067	0.00695891	1.878	0.0604
EDUC8	1	-0.277901	0.01732349	-16.042	0.0001
EDUC9	1	-0.187370	0.01185499	-15.805	0.0001
EDUC11	1	-0.084109	0.01114791	-7.545	0.0001
EDUC13	1	0.068265	0.01183721	5.767	0.0001
EDUC16	1	0.281114	0.01287203	21.839	0.0001
EXP	1	0.062334	0.00363758	17.136	0.0001
PSQ	1	-0.003162	0.00033494	-9.441	0.0001
PT	1	0.000068311	0.00001123	6.081	0.0001
EXPQ	1	-0.000000536	0.00000012	-4.365	0.0001
OCC1	1	0.202537	0.04756683	4.258	0.0001
OCC2	1	0.143760	0.04788495	3.002	0.0027
OCC3	1	0.119536	0.04804969	2.488	0.0129
OCC4	1	0.011984	0.04699476	0.255	0.7987
OCC5	1	-0.124504	0.04777209	-2.606	0.0092
OCC6	1	-0.169116	0.04730448	-3.575	0.0004
OCC7	1	-0.102962	0.04774389	-2.157	0.0311
PROV2	1	0.003860	0.05169811	0.075	0.9405
PROV3	1	0.046161	0.03011708	1.533	0.1254
PROV4	1	0.003225	0.03145813	0.103	0.9184
PROV5	1	0.195692	0.02527695	7.742	0.0001
PROV6	1	0.220519	0.02502760	8.811	0.0001
PROV7	1	0.102094	0.02888395	3.535	0.0004
PROV8	1	0.092956	0.02971677	3.128	0.0018
PROV9	1	0.186444	0.02641280	7.059	0.0001
PROV10	1	0.194427	0.02630925	7.390	0.0001
PUB	1	0.065076	0.01230960	5.287	0.0001
U	1	0.241498	0.00748346	32.271	0.0001

Model: MODEL2

RENTES DES DIFFERENTES ADMINISTRATIONS

Dependent Variable: LWAGE

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	31	505779.01387	16315.45206	375.168	0.0001
Error	15779	686203.45267	43.48840		
C Total	15810	1191982.4665			

Root MSE	6.59457	R-square	0.4243
Dep Mean	2.23790	Adj R-sq	0.4232
C.V.	294.67645		

Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.679527	0.05527129	30.387	0.0001
HRS	1	-0.001571	0.00026198	-5.997	0.0001
MAR	1	0.013066	0.00695942	1.877	0.0605
EDUC8	1	-0.277568	0.01732589	-16.020	0.0001
EDUC9	1	-0.187513	0.01185811	-15.813	0.0001
EDUC11	1	-0.084121	0.01114880	-7.545	0.0001
EDUC13	1	0.068182	0.01183802	5.760	0.0001
EDUC16	1	0.280823	0.01287835	21.806	0.0001
EXP	1	0.062287	0.00363784	17.122	0.0001
EXPSQ	1	-0.003162	0.00033495	-9.439	0.0001
EXPT	1	0.000068359	0.00001123	6.085	0.0001
EXPQ	1	-0.000000537	0.00000012	-4.373	0.0001
OCC1	1	0.202049	0.04757091	4.247	0.0001
OCC2	1	0.144459	0.04788787	3.017	0.0026
OCC3	1	0.119927	0.04805075	2.496	0.0126
OCC4	1	0.011883	0.04699525	0.253	0.8004
OCC5	1	-0.124613	0.04777286	-2.608	0.0091
OCC6	1	-0.168799	0.04730771	-3.568	0.0004
OCC7	1	-0.102749	0.04774487	-2.152	0.0314
PROV2	1	0.003479	0.05170507	0.067	0.9464
PROV3	1	0.046368	0.03011813	1.540	0.1237
PROV4	1	0.003215	0.03146396	0.102	0.9186
PROV5	1	0.196119	0.02527992	7.758	0.0001
PROV6	1	0.220853	0.02502904	8.824	0.0001
PROV7	1	0.102192	0.02888518	3.538	0.0004
PROV8	1	0.093677	0.02972521	3.151	0.0016
PROV9	1	0.187197	0.02642413	7.084	0.0001
PROV10	1	0.195023	0.02631708	7.411	0.0001
FED	1	0.079861	0.01897305	4.209	0.0001
S	1	0.066695	0.01921476	3.471	0.0005
L	1	0.038454	0.02424323	1.586	0.1127
U	1	0.240865	0.00749897	32.120	0.0001

Model: MODEL3

RENTE SUR L'EDUCATION ENSEMBLE ADMINISTRATION PUBLIQUE  
Dependent Variable: LWAGE

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	33	505896.54511	15330.19834	352.528	0.0001
Error	15777	686085.92142	43.48646		
C Total	15810	1191982.4665			

Root MSE	6.59443	R-square	0.4244
Dep Mean	2.23790	Adj R-sq	0.4232
C.V.	294.66988		

Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.677222	0.05528965	30.335	0.0001
HRS	1	-0.001582	0.00026199	-6.040	0.0001
MAR	1	0.012473	0.00696620	1.791	0.0734
EDUC8	1	-0.273847	0.01764266	-15.522	0.0001
EDUC9	1	-0.187537	0.01222556	-15.340	0.0001
EDUC11	1	-0.084358	0.01156557	-7.294	0.0001
EDUC13	1	0.075629	0.01232075	6.138	0.0001
EDUC16	1	0.283220	0.01340082	21.135	0.0001
EXP	1	0.062493	0.00363750	17.180	0.0001
EXPSQ	1	-0.003173	0.00033498	-9.474	0.0001
EXPT	1	0.000068594	0.00001123	6.105	0.0001
EXPQ	1	-0.000000539	0.00000012	-4.389	0.0001
FEDUC8	1	0.207383	0.16525813	1.255	0.2095
FEDUC9	1	0.129050	0.05277769	2.445	0.0145
FEDUC11	1	0.105123	0.03563035	2.950	0.0032
FEDUC12	1	0.101433	0.05639109	1.799	0.0721
FEDUC13	1	-0.045125	0.03925291	-1.150	0.2503
FEDUC16	1	0.123995	0.03671890	3.377	0.0007
LEDUC8	1	0.097276	0.09123940	1.066	0.2864
LEDUC9	1	0.147068	0.07055338	2.084	0.0371
LEDUC11	1	0.051660	0.04579793	1.128	0.2593
LEDUC12	1	0.080969	0.06643364	1.219	0.2229
LEDUC13	1	0.024638	0.05273376	0.467	0.6404
LEDUC16	1	-0.082164	0.05521930	-1.488	0.1368
SEDUC8	1	-0.677127	0.19165536	-3.533	0.0004
SEDUC9	1	0.069659	0.04493556	1.550	0.1211
SEDUC11	1	0.108194	0.03418886	3.165	0.0016
SEDUC12	1	0.081026	0.05920105	1.369	0.1711
SEDUC13	1	0.036963	0.03599059	1.027	0.3044
SEDUC16	1	0.070338	0.05395271	1.304	0.1924
OCC1	1	0.202432	0.04754366	4.258	0.0001
OCC2	1	0.145665	0.04786212	3.043	0.0023
OCC3	1	0.119811	0.04802664	2.495	0.0126
OCC4	1	0.012955	0.04696798	0.276	0.7827
OCC5	1	-0.123088	0.04774458	-2.578	0.0099
OCC6	1	-0.167131	0.04727786	-3.535	0.0004
OCC7	1	-0.100991	0.04772164	-2.116	0.0343
PROV2	1	0.005944	0.05167442	0.115	0.9084
PROV3	1	0.045489	0.03009969	1.511	0.1307
PROV4	1	0.005101	0.03144611	0.162	0.8711
PROV5	1	0.195883	0.02526501	7.753	0.0001
PROV6	1	0.220159	0.02501644	8.801	0.0001
PROV7	1	0.102338	0.02886687	3.545	0.0004
PROV8	1	0.093568	0.02970873	3.150	0.0016
PROV9	1	0.185934	0.02640851	7.041	0.0001
PROV10	1	0.194999	0.02630407	7.413	0.0001
U	1	0.240171	0.00750868	31.986	0.0001

Model: MODEL5

RENTES SUR L'EXPERIENCE DES DIFFERENTES ADMINISTRATIONS  
 Dependent Variable: LWAGE

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	40	506288.14793	12657.20370	291.098	0.0001
Error	15770	685694.31860	43.48093		
C Total	15810	1191982.4665			

Root MSE	6.59401	R-square	0.4247
Dep Mean	2.23790	Adj R-sq	0.4233
C.V.	294.65115		

Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.679794	0.05529964	30.376	0.0001
HRS	1	-0.001563	0.00026203	-5.965	0.0001
MAR	1	0.012652	0.00696706	1.816	0.0694
EDUC8	1	-0.278333	0.01733702	-16.054	0.0001
EDUC9	1	-0.188361	0.01186288	-15.878	0.0001
EDUC11	1	-0.084893	0.01115492	-7.610	0.0001
EDUC13	1	0.067960	0.01186159	5.729	0.0001
EDUC16	1	0.278573	0.01292347	21.556	0.0001
EXP	1	0.062448	0.00366240	17.051	0.0001
EXPSQ	1	-0.003164	0.00033816	-9.356	0.0001
EXPT	1	0.000068064	0.00001135	5.995	0.0001
EXPQ	1	-0.000000531	0.00000012	-4.281	0.0001
U	1	0.240699	0.00750810	32.059	0.0001
OCC1	1	0.201470	0.04758008	4.234	0.0001
OCC2	1	0.144419	0.04789953	3.015	0.0026
OCC3	1	0.119391	0.04806134	2.484	0.0130
OCC4	1	0.010932	0.04700803	0.233	0.8161
OCC5	1	-0.125346	0.04778492	-2.623	0.0087
OCC6	1	-0.169638	0.04732113	-3.585	0.0003
OCC7	1	-0.103576	0.04775540	-2.169	0.0301
FEXP1	1	0.181850	0.04429988	4.105	0.0001
FEXP2	1	0.050540	0.02844028	1.777	0.0756
FEXP3	1	0.065456	0.03928457	1.666	0.0957
FEXP4	1	0.069754	0.04441350	1.571	0.1163
LEXP1	1	-0.017078	0.04310107	-0.396	0.6919
LEXP2	1	0.066902	0.04515543	1.482	0.1385
XP3	1	0.057160	0.05783945	0.988	0.3230
XP4	1	0.066134	0.05083409	1.301	0.1933
SEXP1	1	0.051823	0.04115567	1.259	0.2080
SEXP2	1	0.039107	0.02984196	1.310	0.1901
SEXP3	1	0.099387	0.04063771	2.446	0.0145
SEXP4	1	0.107867	0.04559959	2.366	0.0180
PROV2	1	0.004487	0.05170474	0.087	0.9308
PROV3	1	0.047620	0.03012115	1.581	0.1139
PROV4	1	0.004249	0.03146384	0.135	0.8926
PROV5	1	0.196990	0.02528063	7.792	0.0001
PROV6	1	0.221663	0.02503034	8.856	0.0001
PROV7	1	0.103115	0.02888817	3.569	0.0004
PROV8	1	0.094294	0.02972510	3.172	0.0015
PROV9	1	0.187621	0.02642474	7.100	0.0001
PROV10	1	0.195856	0.02631813	7.442	0.0001

Model: MODEL6  
 RENTE SUR L'EXPERIENCE ENSEMBLE ADMINISTRATION PUBLIQUE  
 Dependent Variable: LWAGE

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	32	505759.57293	15804.98665	363.397	0.0001
Error	15778	686222.89360	43.49239		
Total	15810	1191982.4665			
Root MSE		6.59488	R-square	0.4243	
Dep Mean		2.23790	Adj R-sq	0.4231	
C.V.		294.68996			

Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.678543	0.05529802	30.354	0.0001
RRS	1	-0.001562	0.00026194	-5.965	0.0001
R	1	0.013037	0.00696193	1.873	0.0611
EDUC8	1	-0.277940	0.01732687	-16.041	0.0001
EDUC9	1	-0.187696	0.01185899	-15.827	0.0001
EDUC11	1	-0.084448	0.01115313	-7.572	0.0001
EDUC13	1	0.068641	0.01186027	5.787	0.0001
EDUC16	1	0.281219	0.01289661	21.806	0.0001
EXP	1	0.062658	0.00366175	17.111	0.0001
EXPSQ	1	-0.003180	0.00033811	-9.406	0.0001
EXPT	1	0.000068539	0.00001135	6.038	0.0001
EXPQ	1	-0.000000535	0.00000012	-4.318	0.0001
U	1	0.241460	0.00748843	32.244	0.0001
OCC1	1	0.202785	0.04757593	4.262	0.0001
OCC2	1	0.143547	0.04788883	2.998	0.0027
OCC3	1	0.119369	0.04805457	2.484	0.0130
OCC4	1	0.011994	0.04700228	0.255	0.7986
OCC5	1	-0.124322	0.04777987	-2.602	0.0093
OCC6	1	-0.169056	0.04730909	-3.573	0.0004
OCC7	1	-0.102884	0.04774841	-2.155	0.0312
PEXP1	1	0.069362	0.02517032	2.756	0.0059
PEXP2	1	0.048031	0.01925077	2.495	0.0126
PEXP3	1	0.076780	0.02597098	2.956	0.0031
PEXP4	1	0.081855	0.02766717	2.959	0.0031
PROV2	1	0.004339	0.05170263	0.084	0.9331
PROV3	1	0.046210	0.03012057	1.534	0.1250
PROV4	1	0.003275	0.03146044	0.104	0.9171
PROV5	1	0.195530	0.02527864	7.735	0.0001
PROV6	1	0.220332	0.02502984	8.803	0.0001
OV7	1	0.101989	0.02888729	3.531	0.0004
OV8	1	0.092870	0.02971958	3.125	0.0018
PROV9	1	0.186332	0.02641552	7.054	0.0001
PROV10	1	0.194382	0.02631195	7.388	0.0001

Model: MODEL7

RENTE SYNDICALE DANS LES DIFFERENTES ADMINISTRATIONS

Dependent Variable: LWAGE

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	34	506376.40654	14893.42372	342.702	0.0001
Error	15776	685606.06000	43.45880		
C Total	15810	1191982.4665			

Root MSE	6.59233	R-square	0.4248
Dep Mean	2.23790	Adj R-sq	0.4236
C.V.	294.57615		

## Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.674408	0.05528204	30.288	0.0001
HRS	1	-0.001564	0.00026190	-5.972	0.0001
MAR	1	0.012896	0.00695735	1.854	0.0638
EDUC8	1	-0.276715	0.01732216	-15.975	0.0001
EDUC9	1	-0.186530	0.01185843	-15.730	0.0001
EDUC11	1	-0.083968	0.01114701	-7.533	0.0001
EDUC13	1	0.068018	0.01183412	5.748	0.0001
EDUC16	1	0.278986	0.01288355	21.654	0.0001
EXP	1	0.062200	0.00363681	17.103	0.0001
EXPSQ	1	-0.003159	0.00033485	-9.435	0.0001
EXPT	1	0.000068362	0.00001123	6.088	0.0001
EXPQ	1	-0.000000537	0.00000012	-4.380	0.0001
U	1	0.247309	0.00785343	31.491	0.0001
OCC1	1	0.207198	0.04757956	4.355	0.0001
OCC2	1	0.147853	0.04788248	3.088	0.0020
OCC3	1	0.121531	0.04803933	2.530	0.0114
OCC4	1	0.015319	0.04699403	0.326	0.7445
OCC5	1	-0.120132	0.04777987	-2.514	0.0119
OCC6	1	-0.166044	0.04730187	-3.510	0.0004
OCC7	1	-0.100463	0.04773455	-2.105	0.0353
FED	1	0.155853	0.03038920	5.129	0.0001
S	1	0.112201	0.03262350	3.439	0.0006
L	1	0.024708	0.03169629	0.780	0.4357
FU	1	-0.124024	0.03849172	-3.222	0.0013
LU	1	0.030824	0.04917498	0.627	0.5308
SU	1	-0.071949	0.04024700	-1.788	0.0738
OV2	1	0.004336	0.05169024	0.084	0.9331
OV3	1	0.046055	0.03011283	1.529	0.1262
PROV4	1	0.003965	0.03145809	0.126	0.8997
PROV5	1	0.196732	0.02527346	7.784	0.0001
PROV6	1	0.221571	0.02502481	8.854	0.0001
PROV7	1	0.103201	0.02887950	3.574	0.0004
PROV8	1	0.094202	0.02971843	3.170	0.0015
PROV9	1	0.188039	0.02641962	7.117	0.0001
PROV10	1	0.195989	0.02631333	7.448	0.0001

Model: MODEL8

RENTE PUBLIQUE SELON SYNDIQUES ET NON SYNDIQUES DANS LES DIFFERENTES  
ADMNISTRATIONS

Dependent Variable: LWAGE

## Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	34	506376.40654	14893.42372	342.702	0.0001
Error	15776	685606.06000	43.45880		
C Total	15810	1191982.4665			
Root MSE	6.59233	R-square	0.4248		
Dep Mean	2.23790	Adj R-sq	0.4236		
C.V.	294.57615				

Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.674408	0.05528204	30.288	0.0001
HRS	1	-0.001564	0.00026190	-5.972	0.0001
MAR	1	0.012896	0.00695735	1.854	0.0638
EDUC8	1	-0.276715	0.01732216	-15.975	0.0001
EDUC9	1	-0.186530	0.01185843	-15.730	0.0001
EDUC11	1	-0.083968	0.01114701	-7.533	0.0001
EDUC13	1	0.068018	0.01183412	5.748	0.0001
EDUC16	1	0.278986	0.01288355	21.654	0.0001
EXP	1	0.062200	0.00363681	17.103	0.0001
EXPSQ	1	-0.003159	0.00033485	-9.435	0.0001
EXPT	1	0.000068362	0.00001123	6.088	0.0001
EXPQ	1	-0.000000537	0.00000012	-4.380	0.0001
U	1	0.247309	0.00785343	31.491	0.0001
OCC1	1	0.207198	0.04757956	4.355	0.0001
OCC2	1	0.147853	0.04788248	3.088	0.0020
OCC3	1	0.121531	0.04803933	2.530	0.0114
OCC4	1	0.015319	0.04699403	0.326	0.7445
OCC5	1	-0.120132	0.04777987	-2.514	0.0119
OCC6	1	-0.166044	0.04730187	-3.510	0.0004
OCC7	1	-0.100463	0.04773455	-2.105	0.0353
FNU	1	0.155853	0.03038920	5.129	0.0001
SNU	1	0.112201	0.03262350	3.439	0.0006
LNU	1	0.024708	0.03169629	0.780	0.4357
FU	1	0.031829	0.02403954	1.324	0.1855
LU	1	0.055532	0.03760146	1.477	0.1397
SU	1	0.040252	0.02371617	1.697	0.0897
OV2	1	0.004336	0.05169024	0.084	0.9331
OV3	1	0.046055	0.03011283	1.529	0.1262
PROV4	1	0.003965	0.03145809	0.126	0.8997
PROV5	1	0.196732	0.02527346	7.784	0.0001
PROV6	1	0.221571	0.02502481	8.854	0.0001
PROV7	1	0.103201	0.02887950	3.574	0.0004
PROV8	1	0.094202	0.02971843	3.170	0.0015
PROV9	1	0.188039	0.02641962	7.117	0.0001
PROV10	1	0.195989	0.02631333	7.448	0.0001

Model: MODEL9

RENTE PUBLIQUE SELON SYNDIQUES ET NON SYNDIQUES ENSEMBLE ADMINISTRATION PUBLIQUE

Dependent Variable: LWAGE

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	30	505958.06648	16865.26888	387.937	0.0001
Error	15780	686024.40005	43.47430		
C Total	15810	1191982.4665			

Root MSE	6.59350	R-square	0.4245
Dep Mean	2.23790	Adj R-sq	0.4234
C.V.	294.62866		

Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.674737	0.05529166	30.289	0.0001
HRS	1	-0.001554	0.00026188	-5.934	0.0001



MAR	1	0.013035	0.00695782	1.873	0.0610
EDUC8	1	-0.277760	0.01732084	-16.036	0.0001
EDUC9	1	-0.186537	0.01185799	-15.731	0.0001
EDUC11	1	-0.083687	0.01114747	-7.507	0.0001
EDUC13	1	0.068207	0.01183536	5.763	0.0001
EDUC16	1	0.280273	0.01287456	21.770	0.0001
EDUC16	1	0.062357	0.00363701	17.145	0.0001
EXPSQ	1	-0.003166	0.00033489	-9.453	0.0001
EXPT	1	0.000068423	0.00001123	6.092	0.0001
EXPQ	1	-0.000000537	0.00000012	-4.375	0.0001
U	1	0.247346	0.00785380	31.494	0.0001
OCC1	1	0.205866	0.04757870	4.327	0.0001
OCC2	1	0.145256	0.04788126	3.034	0.0024
OCC3	1	0.120407	0.04804339	2.506	0.0122
OCC4	1	0.014682	0.04700022	0.312	0.7548
OCC5	1	-0.121091	0.04778483	-2.534	0.0113
OCC6	1	-0.167251	0.04730311	-3.536	0.0004
OCC7	1	-0.101410	0.04774053	-2.124	0.0337
PNU	1	0.099007	0.01852894	5.343	0.0001
PU	1	0.038894	0.01630041	2.386	0.0170
PROV2	1	0.004386	0.05169036	0.085	0.9324
PROV3	1	0.045440	0.03011374	1.509	0.1313
PROV4	1	0.003610	0.03145354	0.115	0.9086
PROV5	1	0.195767	0.02527296	7.746	0.0001
PROV6	1	0.220777	0.02502385	8.823	0.0001
PROV7	1	0.102638	0.02888024	3.554	0.0004
PROV8	1	0.092909	0.02971207	3.127	0.0018
PROV9	1	0.186999	0.02640959	7.081	0.0001
PROV10	1	0.195400	0.02630809	7.427	0.0001

Model: MODEL10  
RENTE SYNDICALE ENSEMBLE ADMINISTRATION PUBLIQUE  
pendent Variable: LWAGE

### Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	30	505958.06648	16865.26888	387.937	0.0001
Error	15780	686024.40005	43.47430		
C Total	15810	1191982.4665			

Root MSE	6.59350	R-square	0.4245
Dep Mean	2.23790	Adj R-sq	0.4234
C.V.	294.62866		

### Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.674737	0.05529166	30.289	0.0001
HRS	1	-0.001554	0.00026188	-5.934	0.0001
MAR	1	0.013035	0.00695782	1.873	0.0610
EDUC8	1	-0.277760	0.01732084	-16.036	0.0001
EDUC9	1	-0.186537	0.01185799	-15.731	0.0001
EDUC11	1	-0.083687	0.01114747	-7.507	0.0001
EDUC13	1	0.068207	0.01183536	5.763	0.0001
EDUC16	1	0.280273	0.01287456	21.770	0.0001
EDUC16	1	0.062357	0.00363701	17.145	0.0001
EXPSQ	1	-0.003166	0.00033489	-9.453	0.0001
EXPT	1	0.000068423	0.00001123	6.092	0.0001
EXPQ	1	-0.000000537	0.00000012	-4.375	0.0001
U	1	0.247346	0.00785380	31.494	0.0001
OCC1	1	0.205866	0.04757870	4.327	0.0001
OCC2	1	0.145256	0.04788126	3.034	0.0024

OCC3	1	0.120407	0.04804339	2.506	0.0122
OCC4	1	0.014682	0.04700022	0.312	0.7548
OCC5	1	-0.121091	0.04778483	-2.534	0.0113
OCC6	1	-0.167251	0.04730311	-3.536	0.0004
OCC7	1	-0.101410	0.04774053	-2.124	0.0337
IB	1	0.099007	0.01852894	5.343	0.0001
	1	-0.060113	0.02453839	-2.450	0.0143
PROV2	1	0.004386	0.05169036	0.085	0.9324
PROV3	1	0.045440	0.03011374	1.509	0.1313
PROV4	1	0.003610	0.03145354	0.115	0.9086
PROV5	1	0.195767	0.02527296	7.746	0.0001
PROV6	1	0.220777	0.02502385	8.823	0.0001
PROV7	1	0.102638	0.02888024	3.554	0.0004
PROV8	1	0.092909	0.02971207	3.127	0.0018
PROV9	1	0.186999	0.02640959	7.081	0.0001
PROV10	1	0.195400	0.02630809	7.427	0.0001

## Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.790630	0.03125903	57.284	0.0001
HRS	1	-0.001615	0.00026154	-6.177	0.0001
MAR	1	0.012923	0.00696261	1.856	0.0635
EDUC8	1	-0.275530	0.01764617	-15.614	0.0001
EDUC9	1	-0.188371	0.01222991	-15.402	0.0001
EDUC11	1	-0.085543	0.01156622	-7.396	0.0001
EDUC13	1	0.076696	0.01232197	6.224	0.0001
EDUC16	1	0.283649	0.01340789	21.155	0.0001
EXP	1	0.062470	0.00363928	17.165	0.0001
EXPSQ	1	-0.003181	0.00033515	-9.493	0.0001
EXPT	1	0.000069088	0.00001124	6.146	0.0001
EXPQ	1	-0.000000545	0.00000012	-4.438	0.0001
PEDUC8	1	0.004361	0.07437765	0.059	0.9532
PEDUC9	1	0.104432	0.03144134	3.322	0.0009
PEDUC11	1	0.093158	0.02248106	4.144	0.0001
PEDUC12	1	0.088021	0.03574699	2.462	0.0138
PEDUC13	1	0.002971	0.02450498	0.121	0.9035
PEDUC16	1	0.063811	0.02744068	2.325	0.0201
PROV2	1	0.005838	0.05169991	0.113	0.9101
PROV3	1	0.047021	0.03011642	1.561	0.1185
PROV4	1	0.004664	0.03145830	0.148	0.8821
PROV5	1	0.195848	0.02527751	7.748	0.0001
PROV6	1	0.220564	0.02502974	8.812	0.0001
PROV7	1	0.101762	0.02888499	3.523	0.0004
PROV8	1	0.093702	0.02971730	3.153	0.0016
PROV9	1	0.186003	0.02641422	7.042	0.0001
PROV10	1	0.195237	0.02630888	7.421	0.0001
PROV11	1	0.091493	0.01429795	6.399	0.0001
OCC2	1	0.031345	0.01403060	2.234	0.0255
OCC4	1	-0.099547	0.01219443	-8.163	0.0001
OCC5	1	-0.235495	0.01500500	-15.694	0.0001
OCC6	1	-0.279770	0.01354099	-20.661	0.0001
OCC7	1	-0.213342	0.01524127	-13.998	0.0001
U	1	0.241928	0.00748296	32.331	0.0001

Model: MODEL4

RENTES SUR L'EDUCATION DES DIFFERENTES ADMINISTRATIONS

Dependent Variable: LWAGE

## Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	46	507479.17710	11032.15602	254.069	0.0001
Error	15764	684503.28943	43.42193		
C Total	15810	1191982.4665			
Root MSE	6.58953	R-square	0.4257		
Dep Mean	2.23790	Adj R-sq	0.4241		
C.V.	294.45116				

RENTES DES HOMMES EN 1981

Model: MODEL1

RENTE DE L'ENSEMBLE ADMINISTRATION PUBLIQUE

Dependent Variable: LWAGE

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	28	3943354643.4	140834094.41	266.482	0.0001
Error	19309	10204704774	528494.73167		
C Total	19337	14148059417			

Root MSE	726.97643	R-square	0.2787
Dep Mean	2.12460	Adj R-sq	0.2777
C.V.	34217.11425		

Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.765667	0.03028046	58.310	0.0001
HRS	1	-0.004732	0.00032790	-14.432	0.0001
MAR	1	0.115310	0.00850277	13.561	0.0001
EDUC8	1	-0.151192	0.01459962	-10.356	0.0001
EDUC11	1	-0.031973	0.01143218	-2.797	0.0052
EDUC13	1	0.053935	0.01422782	3.791	0.0002
EDUC16	1	0.179730	0.01475178	12.184	0.0001
EXP	1	0.064677	0.00351664	18.392	0.0001
EXPSQ	1	-0.003098	0.00031363	-9.878	0.0001
PT	1	0.000061541	0.00001027	5.991	0.0001
.PQ	1	-0.000000447	0.00000011	-4.089	0.0001
OCC1	1	0.142188	0.01386397	10.256	0.0001
OCC2	1	0.070787	0.01442307	4.908	0.0001
OCC3	1	-0.126093	0.03119460	-4.042	0.0001
OCC4	1	-0.159378	0.01399135	-11.391	0.0001
OCC5	1	-0.184795	0.01351200	-13.676	0.0001
OCC6	1	-0.244704	0.01247371	-19.618	0.0001
OCC7	1	-0.087276	0.00975791	-8.944	0.0001
PROV2	1	-0.082571	0.05697456	-1.449	0.1473
PROV3	1	-0.007133	0.02961975	-0.241	0.8097
PROV4	1	0.001473	0.03105449	0.047	0.9622
PROV5	1	0.082234	0.02440783	3.369	0.0008
PROV6	1	0.077498	0.02412228	3.213	0.0013
PROV7	1	0.047609	0.02835563	1.679	0.0932
PROV8	1	0.064729	0.02963919	2.184	0.0290
PROV9	1	0.179090	0.02564679	6.983	0.0001
PROV10	1	0.206163	0.02542285	8.109	0.0001
PUB	1	0.089370	0.01186256	7.534	0.0001
U	1	0.161878	0.00698349	23.180	0.0001

Model: MODEL2

RENTES DES DIFFERENTES ADMINISTRATIONS

Dependent Variable: LWAGE

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	30	3943634336.2	131454477.87	248.715	0.0001
Error	19307	10204425081	528534.99151		
C Total	19337	14148059417			

Root MSE	727.00412	R-square	0.2787
Dep Mean	2.12460	Adj R-sq	0.2776
C.V.	34218.41753		

Parameter Estimates

variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.765723	0.03028422	58.305	0.0001
HRS	1	-0.004728	0.00032799	-14.416	0.0001
MAR	1	0.115317	0.00850397	13.560	0.0001
EDUC8	1	-0.151466	0.01460562	-10.370	0.0001
EDUC11	1	-0.032195	0.01143670	-2.815	0.0049
EDUC13	1	0.053763	0.01423116	3.778	0.0002
EDUC16	1	0.179573	0.01475630	12.169	0.0001
EXP	1	0.064641	0.00351715	18.379	0.0001
EXPSQ	1	-0.003095	0.00031368	-9.867	0.0001
EXPT	1	0.000061452	0.00001027	5.982	0.0001
EXPQ	1	-0.000000446	0.00000011	-4.081	0.0001
OCC1	1	0.142246	0.01389322	10.239	0.0001
OCC2	1	0.070445	0.01445029	4.875	0.0001
OCC3	1	-0.125966	0.03119797	-4.038	0.0001
OCC4	1	-0.159153	0.01401013	-11.360	0.0001
OCC5	1	-0.184814	0.01351451	-13.675	0.0001
OCC6	1	-0.244683	0.01249235	-19.587	0.0001
OCC7	1	-0.087279	0.00976085	-8.942	0.0001
PROV2	1	-0.082497	0.05697744	-1.448	0.1477
PROV3	1	-0.006893	0.02962288	-0.233	0.8160
PROV4	1	0.001629	0.03105756	0.052	0.9582
PROV5	1	0.082221	0.02441175	3.368	0.0008
PROV6	1	0.077664	0.02412813	3.219	0.0013
PROV7	1	0.047748	0.02836042	1.684	0.0923
PROV8	1	0.064756	0.02964225	2.185	0.0289
PROV9	1	0.178983	0.02565276	6.977	0.0001
PROV10	1	0.206124	0.02542521	8.107	0.0001
FED	1	0.080658	0.01858539	4.340	0.0001
S	1	0.100226	0.02079164	4.821	0.0001
L	1	0.089528	0.01882927	4.755	0.0001
U	1	0.161901	0.00698390	23.182	0.0001

Model: MODEL3

RENTE SUR L'EDUCATION ENSEMBLE ADMINISTRATION PUBLIQUE  
Dependent Variable: LWAGE

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	31	3950134495.4	127423693.4	241.230	0.0001
Error	19306	10197924922	528225.67709		
C Total	19337	14148059417			

Root MSE	726.79136	R-square	0.2792
Dep Mean	2.12460	Adj R-sq	0.2780
C.V.	34208.40324		

Parameter Estimates

variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.755749	0.03033284	57.883	0.0001
HRS	1	-0.004688	0.00032779	-14.301	0.0001
MAR	1	0.115748	0.00849890	13.619	0.0001
EDUC8	1	-0.139865	0.01508188	-9.274	0.0001

EDUC11	1	-0.030161	0.01200108	-2.513	0.0120
EDUC13	1	0.062359	0.01505553	4.142	0.0001
EDUC16	1	0.169399	0.01556455	10.884	0.0001
EXP	1	0.064182	0.00351735	18.247	0.0001
EXPSQ	1	-0.003057	0.00031366	-9.747	0.0001
PT	1	0.000060127	0.00001027	5.853	0.0001
PQ	1	-0.000000431	0.00000011	-3.937	0.0001
PEDUC8	1	-0.042824	0.03499534	-1.224	0.2211
PEDUC11	1	0.107126	0.01739473	6.159	0.0001
PEDUC12	1	0.110616	0.03485198	3.174	0.0015
PEDUC13	1	0.021060	0.02968872	0.709	0.4781
PEDUC16	1	0.161750	0.02578490	6.273	0.0001
PROV2	1	-0.083791	0.05696262	-1.471	0.1413
PROV3	1	-0.007483	0.02961372	-0.253	0.8005
PROV4	1	0.001865	0.03104872	0.060	0.9521
PROV5	1	0.080416	0.02440383	3.295	0.0010
PROV6	1	0.076401	0.02411970	3.168	0.0015
PROV7	1	0.045578	0.02835011	1.608	0.1079
PROV8	1	0.063310	0.02963676	2.136	0.0327
PROV9	1	0.179594	0.02564172	7.004	0.0001
PROV10	1	0.205940	0.02541764	8.102	0.0001
OCC1	1	0.151277	0.01364432	11.087	0.0001
OCC2	1	0.082390	0.01417554	5.812	0.0001
OCC4	1	-0.150475	0.01382007	-10.888	0.0001
OCC5	1	-0.175883	0.01333346	-13.191	0.0001
OCC6	1	-0.236438	0.01233981	-19.161	0.0001
OCC7	1	-0.079657	0.00954547	-8.345	0.0001
U	1	0.161324	0.00698486	23.096	0.0001

Model: MODEL4

RENTES SUR L'EDUCATION DES DIFFERENTES ADMINISTRATIONS

Dependent Variable: LWAGE

#### Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	42	3968990875	94499782.738	179.130	0.0001
Error	19295	10179068542	527549.5487		
C Total	19337	14148059417			
Root MSE	726.32606	R-square	0.2805		
Dep Mean	2.12460	Adj R-sq	0.2790		
C.V.	34186.50287				

## Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.766076	0.03042900	58.039	0.0001
HRS	1	-0.004726	0.00032781	-14.416	0.0001
MAR	1	0.114513	0.00850001	13.472	0.0001
EDUC8	1	-0.142084	0.01508418	-9.419	0.0001
EDUC11	1	-0.031187	0.01199713	-2.600	0.0093
EDUC13	1	0.064384	0.01505397	4.277	0.0001
EDUC16	1	0.172691	0.01558311	11.082	0.0001
EXP	1	0.064376	0.00351596	18.310	0.0001
EXPSQ	1	-0.003071	0.00031354	-9.795	0.0001
EXPT	1	0.000060562	0.00001027	5.897	0.0001
EXPQ	1	-0.000000435	0.00000011	-3.978	0.0001
FEDUC8	1	-0.089388	0.07622680	-1.173	0.2409
FEDUC11	1	0.060734	0.02899909	2.094	0.0362
FEDUC12	1	0.143827	0.04953296	2.904	0.0037
FEDUC13	1	0.096606	0.04494222	2.150	0.0316
FEDUC16	1	0.109654	0.03715729	2.951	0.0032
LEDUC8	1	-0.035799	0.04533420	-0.790	0.4297
LEDUC11	1	0.154765	0.02567924	6.027	0.0001
LEDUC12	1	0.068681	0.05657372	1.214	0.2248
LEDUC13	1	-0.093962	0.05358536	-1.754	0.0795
LEDUC16	1	0.204517	0.06362900	3.214	0.0013
SEDUC8	1	-0.024701	0.07197660	-0.343	0.7315
SEDUC11	1	0.088742	0.03272849	2.711	0.0067
SEDUC12	1	0.107254	0.07754799	1.383	0.1667
SEDUC13	1	0.024281	0.04984438	0.487	0.6262
SEDUC16	1	0.197107	0.03858706	5.108	0.0001
C1	1	0.142285	0.01388883	10.245	0.0001
C2	1	0.071088	0.01447393	4.911	0.0001
OCC3	1	-0.126728	0.03118296	-4.064	0.0001
OCC4	1	-0.157774	0.01401332	-11.259	0.0001
OCC5	1	-0.184603	0.01350520	-13.669	0.0001
OCC6	1	-0.246005	0.01254314	-19.613	0.0001
OCC7	1	-0.087967	0.00975667	-9.016	0.0001
PROV2	1	-0.083131	0.05693165	-1.460	0.1443
PROV3	1	-0.007387	0.02959800	-0.250	0.8029
PROV4	1	0.001377	0.03103371	0.044	0.9646
PROV5	1	0.080770	0.02439615	3.311	0.0009
PROV6	1	0.075968	0.02411350	3.150	0.0016
PROV7	1	0.046450	0.02834134	1.639	0.1012
PROV8	1	0.064119	0.02962537	2.164	0.0305
PROV9	1	0.177917	0.02563564	6.940	0.0001
PROV10	1	0.204795	0.02540751	8.060	0.0001
U	1	0.162015	0.00698705	23.188	0.0001

Model: MODEL5

RENTES SUR L'EXPERIENCE DES DIFFERENTES ADMINISTRATIONS

Dependent Variable: LWAGE

## Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	39	3963360463.5	101624627.27	192.559	0.0001
Error	19298	10184698954	527759.29909		
Total	19337	14148059417			
Root MSE	726.47044				
Dep Mean	2.12460				
C.V.	34193.29836				
R-square				0.2801	
Adj R-sq				0.2787	

## Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.766176	0.03028992	58.309	0.0001
HRS	1	-0.004735	0.00032776	-14.445	0.0001
MAR	1	0.115399	0.00850769	13.564	0.0001
EDUC8	1	-0.150220	0.01461808	-10.276	0.0001
EDUC11	1	-0.032477	0.01143320	-2.841	0.0045
EDUC13	1	0.054086	0.01422880	3.801	0.0001
EDUC16	1	0.175858	0.01484477	11.846	0.0001
EXP	1	0.066407	0.00355293	18.691	0.0001
EXPSQ	1	-0.003327	0.00031895	-10.432	0.0001
EXPT	1	0.000069881	0.00001046	6.679	0.0001
EXPQ	1	-0.000000537	0.00000011	-4.821	0.0001
U	1	0.162386	0.00698485	23.248	0.0001
OCC1	1	0.142688	0.01388739	10.275	0.0001
OCC2	1	0.070451	0.01444473	4.877	0.0001
OCC3	1	-0.125149	0.03117871	-4.014	0.0001
OCC4	1	-0.158673	0.01400969	-11.326	0.0001
OCC5	1	-0.184495	0.01350556	-13.661	0.0001
OCC6	1	-0.245386	0.01251183	-19.612	0.0001
OCC7	1	-0.087166	0.00975450	-8.936	0.0001
FEXP1	1	0.024020	0.04415169	0.544	0.5864
FEXP2	1	0.156780	0.03769986	4.159	0.0001
FEXP3	1	0.130787	0.03399074	3.848	0.0001
FEXP4	1	0.010980	0.03262378	0.337	0.7364
LEXP1	1	0.074818	0.04451681	1.681	0.0928
LEXP2	1	0.059122	0.03406312	1.736	0.0826
LEXP3	1	0.181740	0.04256508	4.270	0.0001
XP4	1	0.072778	0.03097526	2.350	0.0188
XP1	1	0.131905	0.04535449	2.908	0.0036
SEXP2	1	-0.011440	0.04411008	-0.259	0.7954
SEXP3	1	0.219279	0.03803005	5.766	0.0001
SEXP4	1	0.042965	0.03779421	1.137	0.2556
PROV2	1	-0.081974	0.05694585	-1.440	0.1500
PROV3	1	-0.006307	0.02960571	-0.213	0.8313
PROV4	1	0.000276	0.03103974	0.009	0.9929
PROV5	1	0.081061	0.02440359	3.322	0.0009
PROV6	1	0.076903	0.02411776	3.189	0.0014
PROV7	1	0.046195	0.02834799	1.630	0.1032
PROV8	1	0.062960	0.02963120	2.125	0.0336
PROV9	1	0.178707	0.02564221	6.969	0.0001
PROV10	1	0.204888	0.02541314	8.062	0.0001

Model: MODEL6

RENTE SUR L'EXPERIENCE ENSEMBLE ADMINISTRATION PUBLIQUE

Dependent Variable: LWAGE

## Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	31	3954260245.7	127556782.12	241.579	0.0001
Error	19306	10193799172	528011.97408		
C Total	19337	14148059417			
Root MSE	726.64432		R-square	0.2795	
Dep Mean	2.12460		Adj R-sq	0.2783	
C.V.	34201.48274				

## Parameter Estimates



Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.766047	0.03029218	58.300	0.0001
HRS	1	-0.004733	0.00032775	-14.440	0.0001
WR	1	0.115682	0.00850586	13.600	0.0001
UC8	1	-0.149597	0.01460580	-10.242	0.0001
EDUC11	1	-0.032026	0.01142976	-2.802	0.0051
EDUC13	1	0.053615	0.01422304	3.770	0.0002
EDUC16	1	0.176040	0.01483032	11.870	0.0001
EXP	1	0.066553	0.00355204	18.737	0.0001
EXPSQ	1	-0.003339	0.00031888	-10.472	0.0001
EXPT	1	0.000070226	0.00001046	6.713	0.0001
EXPQ	1	-0.000000540	0.00000011	-4.850	0.0001
U	1	0.161798	0.00698133	23.176	0.0001
OCC1	1	0.142056	0.01385953	10.250	0.0001
OCC2	1	0.070470	0.01441874	4.887	0.0001
OCC3	1	-0.125677	0.03118184	-4.030	0.0001
OCC4	1	-0.158488	0.01399031	-11.328	0.0001
OCC5	1	-0.184871	0.01350627	-13.688	0.0001
OCC6	1	-0.245456	0.01248498	-19.660	0.0001
OCC7	1	-0.087429	0.00975359	-8.964	0.0001
PEXP1	1	0.076156	0.02643114	2.881	0.0040
PEXP2	1	0.074901	0.02260951	3.313	0.0009
PEXP3	1	0.173354	0.02255747	7.685	0.0001
PEXP4	1	0.043505	0.02016678	2.157	0.0310
PROV2	1	-0.083822	0.05695049	-1.472	0.1411
PROV3	1	-0.007871	0.02960737	-0.266	0.7904
PROV4	1	0.000306	0.03104408	0.010	0.9921
PROV5	1	0.080899	0.02440316	3.315	0.0009
PROV6	1	0.076268	0.02411623	3.163	0.0016
PROV7	1	0.046249	0.02834835	1.631	0.1028
PROV8	1	0.063006	0.02963280	2.126	0.0335
OV9	1	0.178332	0.02563961	6.955	0.0001
OV10	1	0.204820	0.02541574	8.059	0.0001

Model: MODEL7

RENTE SYNDICALE DANS LES DIFFERENTES ADMINISTRATIONS

Dependent Variable: LWAGE

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	33	3996337002.6	121101121.29	230.280	0.0001
Error	19304	10151722415	525886.98791		
C Total	19337	14148059417			
Root MSE		725.18066	R-square	0.2825	
Dep Mean		2.12460	Adj R-sq	0.2812	
C.V.		34132.59135			

## Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.755063	0.03024032	58.037	0.0001
HRS	1	-0.004680	0.00032726	-14.300	0.0001
MAR	1	0.113416	0.00848491	13.367	0.0001
EDUC8	1	-0.150625	0.01457531	-10.334	0.0001
EDUC11	1	-0.031089	0.01141064	-2.725	0.0064
EDUC13	1	0.054986	0.01419859	3.873	0.0001
EDUC16	1	0.177207	0.01472197	12.037	0.0001
EXP	1	0.064361	0.00350847	18.344	0.0001
EXPSQ	1	-0.003078	0.00031291	-9.837	0.0001
EXPT	1	0.000060890	0.00001025	5.941	0.0001
EXPQ	1	-0.000000440	0.00000011	-4.029	0.0001
U	1	0.179889	0.00727537	24.726	0.0001
OCC1	1	0.146139	0.01386678	10.539	0.0001
OCC2	1	0.074849	0.01442180	5.190	0.0001
OCC3	1	-0.123825	0.03112268	-3.979	0.0001
OCC4	1	-0.153222	0.01398855	-10.953	0.0001
OCC5	1	-0.178350	0.01350075	-13.210	0.0001
OCC6	1	-0.245814	0.01248909	-19.682	0.0001
OCC7	1	-0.087518	0.00973642	-8.989	0.0001
FED	1	0.300528	0.03063116	9.811	0.0001
S	1	0.215695	0.03458061	6.237	0.0001
L	1	0.130354	0.03311000	3.937	0.0001
FU	1	-0.344998	0.03800673	-9.077	0.0001
LU	1	-0.064480	0.03980184	-1.620	0.1052
SU	1	-0.183644	0.04277434	-4.293	0.0001
PROV2	1	-0.079468	0.05683601	-1.398	0.1621
OV3	1	-0.004876	0.02955004	-0.165	0.8689
OV4	1	0.005330	0.03098228	0.172	0.8634
PROV5	1	0.084625	0.02435451	3.475	0.0005
PROV6	1	0.081377	0.02407199	3.381	0.0007
PROV7	1	0.049867	0.02829179	1.763	0.0780
PROV8	1	0.064795	0.02957040	2.191	0.0284
PROV9	1	0.181744	0.02559342	7.101	0.0001
PROV10	1	0.205976	0.02536396	8.121	0.0001

Model: MODEL8

RENTE PUBLIQUE SELON SYNDIQUES ET NON SYNDIQUES DANS LES DIFFERENTES ADMINISTRATIONS

Dependent Variable: LWAGE

## Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	33	3996337002.6	121101121.29	230.280	0.0001
Error	19304	10151722415	525886.98791		
C Total	19337	14148059417			
Root MSE	725.18066	R-square	0.2825		
Dep Mean	2.12460	Adj R-sq	0.2812		
C.V.	34132.59135				

## Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.755063	0.03024032	58.037	0.0001
HRS	1	-0.004680	0.00032726	-14.300	0.0001
MAR	1	0.113416	0.00848491	13.367	0.0001
EDUC8	1	-0.150625	0.01457531	-10.334	0.0001
EDUC11	1	-0.031089	0.01141064	-2.725	0.0064
EDUC13	1	0.054986	0.01419859	3.873	0.0001
EDUC16	1	0.177207	0.01472197	12.037	0.0001
EXP	1	0.064361	0.00350847	18.344	0.0001
EXPSQ	1	-0.003078	0.00031291	-9.837	0.0001
EXPT	1	0.000060890	0.00001025	5.941	0.0001
EXPQ	1	-0.000000440	0.00000011	-4.029	0.0001
U	1	0.179889	0.00727537	24.726	0.0001
OCC1	1	0.146139	0.01386678	10.539	0.0001
OCC2	1	0.074849	0.01442180	5.190	0.0001
OCC3	1	-0.123825	0.03112268	-3.979	0.0001
OCC4	1	-0.153222	0.01398855	-10.953	0.0001
OCC5	1	-0.178350	0.01350075	-13.210	0.0001
OCC6	1	-0.245814	0.01248909	-19.682	0.0001
OCC7	1	-0.087518	0.00973642	-8.989	0.0001
FNU	1	0.300528	0.03063116	9.811	0.0001
SNU	1	0.215695	0.03458061	6.237	0.0001
LNU	1	0.130354	0.03311000	3.937	0.0001
FU	1	-0.044470	0.02301209	-1.932	0.0533
LU	1	0.065874	0.02258715	2.916	0.0035
SU	1	0.032052	0.02566234	1.249	0.2117
PROV2	1	-0.079468	0.05683601	-1.398	0.1621
OV3	1	-0.004876	0.02955004	-0.165	0.8689
OV4	1	0.005330	0.03098228	0.172	0.8634
PROV5	1	0.084625	0.02435451	3.475	0.0005
PROV6	1	0.081377	0.02407199	3.381	0.0007
PROV7	1	0.049867	0.02829179	1.763	0.0780
PROV8	1	0.064795	0.02957040	2.191	0.0284
PROV9	1	0.181744	0.02559342	7.101	0.0001
PROV10	1	0.205976	0.02536396	8.121	0.0001

Model: MODEL9

RENTE PUBLIQUE SELON SYNDIQUES ET NON SYNDIQUES ENSEMBLE ADMINISTRATION PUBLIQUE

Dependent Variable: LWAGE

## Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	29	3981730621.3	137301055.91	260.764	0.0001
Error	19308	10166328796	526534.5347		
C Total	19337	14148059417			

Root MSE	725.62699
Dep Mean	2.12460
C.V.	34153.59934

R-square	0.2814
Adj R-sq	0.2804

## Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.753805	0.03025617	57.965	0.0001
HRS	1	-0.004669	0.00032737	-14.262	0.0001

MAR	1	0.114086	0.00848820	13.440	0.0001
EDUC8	1	-0.152097	0.01457291	-10.437	0.0001
EDUC11	1	-0.031855	0.01141097	-2.792	0.0052
EDUC13	1	0.054320	0.01420148	3.825	0.0001
EDUC16	1	0.177259	0.01472724	12.036	0.0001
EXP	1	0.064490	0.00351018	18.372	0.0001
PSQ	1	-0.003082	0.00031306	-9.844	0.0001
EXPT	1	0.000060842	0.00001025	5.934	0.0001
EXPQ	1	-0.000000438	0.00000011	-4.015	0.0001
U	1	0.179790	0.00727944	24.698	0.0001
OCC1	1	0.144144	0.01384013	10.415	0.0001
OCC2	1	0.072974	0.01439857	5.068	0.0001
OCC3	1	-0.126295	0.03113671	-4.056	0.0001
OCC4	1	-0.154702	0.01397612	-11.069	0.0001
OCC5	1	-0.178597	0.01350645	-13.223	0.0001
OCC6	1	-0.241751	0.01245536	-19.409	0.0001
OCC7	1	-0.087510	0.00973984	-8.985	0.0001
PU	1	-0.203067	0.02378612	-8.537	0.0001
PUB	1	0.220129	0.01935944	11.371	0.0001
PROV2	1	-0.079280	0.05687011	-1.394	0.1633
PROV3	1	-0.005405	0.02956547	-0.183	0.8549
PROV4	1	0.004969	0.03099955	0.160	0.8726
PROV5	1	0.085763	0.02436603	3.520	0.0004
PROV6	1	0.081440	0.02408193	3.382	0.0007
PROV7	1	0.050640	0.02830522	1.789	0.0736
PROV8	1	0.066538	0.02958493	2.249	0.0245
PROV9	1	0.182691	0.02560266	7.136	0.0001
PROV10	1	0.207708	0.02537631	8.185	0.0001

Model: MODEL10  
RENTE SYNDICAL ENSEMBLE ADMINISTRATION  
PUBLIQUE

Dependent Variable: LWAGE

### Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	29	3981730621.3	137301055.91	260.764	0.0001
Error	19308	10166328796	526534.5347		
C Total	19337	14148059417			

Root MSE	725.62699	R-square	0.2814
Dep Mean	2.12460	Adj R-sq	0.2804
C.V.	34153.59934		

### Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.753805	0.03025617	57.965	0.0001
HRS	1	-0.004669	0.00032737	-14.262	0.0001
MAR	1	0.114086	0.00848820	13.440	0.0001
EDUC8	1	-0.152097	0.01457291	-10.437	0.0001
EDUC11	1	-0.031855	0.01141097	-2.792	0.0052
EDUC13	1	0.054320	0.01420148	3.825	0.0001
EDUC16	1	0.177259	0.01472724	12.036	0.0001
EXP	1	0.064490	0.00351018	18.372	0.0001
PSQ	1	-0.003082	0.00031306	-9.844	0.0001
EXPT	1	0.000060842	0.00001025	5.934	0.0001
EXPQ	1	-0.000000438	0.00000011	-4.015	0.0001
U	1	0.179790	0.00727944	24.698	0.0001
OCC1	1	0.144144	0.01384013	10.415	0.0001
OCC2	1	0.072974	0.01439857	5.068	0.0001
OCC3	1	-0.126295	0.03113671	-4.056	0.0001

OCC4	1	-0.154702	0.01397612	-11.069	0.0001
OCC5	1	-0.178597	0.01350645	-13.223	0.0001
OCC6	1	-0.241751	0.01245536	-19.409	0.0001
OCC7	1	-0.087510	0.00973984	-8.985	0.0001
PU	1	0.017061	0.01455802	1.172	0.2412
NTU	1	0.220129	0.01935944	11.371	0.0001
OV2	1	-0.079280	0.05687011	-1.394	0.1633
PROV3	1	-0.005405	0.02956547	-0.183	0.8549
PROV4	1	0.004969	0.03099955	0.160	0.8726
PROV5	1	0.085763	0.02436603	3.520	0.0004
PROV6	1	0.081440	0.02408193	3.382	0.0007
PROV7	1	0.050640	0.02830522	1.789	0.0736
PROV8	1	0.066538	0.02958493	2.249	0.0245
PROV9	1	0.182691	0.02560266	7.136	0.0001
PROV10	1	0.207708	0.02537631	8.185	0.0001

RENTES DES HOMMES EN 1988

Model: MODEL1

RENTE DE L'ENSEMBLE ADMINISTRATION PUBLIQUE

Dependent Variable: LWAGE

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	29	611287.39543	21078.87570	441.156	0.0001
Error	18237	871382.50699	47.78102		
C Total	18266	1482669.9024			
Root MSE	6.91238	R-square	0.4123		
Dep Mean	2.51427	Adj R-sq	0.4114		
C.V.	274.92601				

Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.895380	0.02938262	64.507	0.0001
HRS	1	-0.003367	0.00026422	-12.745	0.0001
MAR	1	0.157764	0.00743778	21.211	0.0001
EDUC8	1	-0.295702	0.01496446	-19.760	0.0001
EDUC9	1	-0.181475	0.01149275	-15.790	0.0001
EDUC11	1	-0.085899	0.01130067	-7.601	0.0001
EDUC13	1	0.066245	0.01221636	5.423	0.0001
EDUC16	1	0.209664	0.01294201	16.200	0.0001
EXP	1	0.073480	0.00384262	19.122	0.0001
PSQ	1	-0.003114	0.00033584	-9.271	0.0001
.PT	1	0.000061135	0.00001082	5.648	0.0001
EXPQ	1	-0.000000458	0.00000011	-4.010	0.0001
OCC1	1	0.037417	0.01199877	3.118	0.0018
OCC2	1	-0.007491	0.01309988	-0.572	0.5674
OCC3	1	-0.260202	0.03040791	-8.557	0.0001
OCC4	1	-0.124068	0.01380069	-8.990	0.0001
OCC5	1	-0.105880	0.01380374	-7.670	0.0001
OCC6	1	-0.251089	0.01188350	-21.129	0.0001
OCC7	1	-0.083796	0.00924894	-9.060	0.0001
PROV2	1	-0.109252	0.05338877	-2.046	0.0407
PROV3	1	0.027598	0.02800578	0.985	0.3244
PROV4	1	0.043645	0.02958178	1.475	0.1401
PROV5	1	0.151278	0.02319233	6.523	0.0001
PROV6	1	0.195846	0.02301362	8.510	0.0001
PROV7	1	0.090658	0.02706540	3.350	0.0008
PROV8	1	0.108718	0.02832149	3.839	0.0001
PROV9	1	0.188513	0.02457588	7.671	0.0001
PROV10	1	0.218257	0.02423595	9.006	0.0001
PUB	1	0.055241	0.01140094	4.845	0.0001
U	1	0.205189	0.00670155	30.618	0.0001

Model: MODEL2

RENTES DES DIFFERENTES ADMINISTRATIONS

Dependent Variable: LWAGE

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	31	612508.54866	19758.34028	414.053	0.0001
Error	18235	870161.35376	47.71930		
C Total	18266	1482669.9024			

Root MSE	6.90792	R-square	0.4131
Dep Mean	2.51427	Adj R-sq	0.4121
C.V.	274.74836		

Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.896010	0.02937588	64.543	0.0001
HRS	1	-0.003374	0.00026410	-12.777	0.0001
MAR	1	0.157983	0.00743475	21.249	0.0001
EDUC8	1	-0.294425	0.01496084	-19.680	0.0001
EDUC9	1	-0.180198	0.01148979	-15.683	0.0001
EDUC11	1	-0.084892	0.01129669	-7.515	0.0001
EDUC13	1	0.067642	0.01221386	5.538	0.0001
EDUC16	1	0.210039	0.01293416	16.239	0.0001
EXP	1	0.073540	0.00384035	19.149	0.0001
EXPSQ	1	-0.003124	0.00033564	-9.309	0.0001
EXPT	1	0.000061524	0.00001082	5.687	0.0001
EXPQ	1	-0.000000462	0.00000011	-4.048	0.0001
OCC1	1	0.037880	0.01201552	3.153	0.0016
OCC2	1	-0.007137	0.01311574	-0.544	0.5863
OCC3	1	-0.259717	0.03039151	-8.546	0.0001
OCC4	1	-0.124708	0.01381276	-9.028	0.0001
OCC5	1	-0.105979	0.01379645	-7.682	0.0001
OCC6	1	-0.250901	0.01190131	-21.082	0.0001
OCC7	1	-0.084425	0.00924853	-9.128	0.0001
PROV2	1	-0.107229	0.05335630	-2.010	0.0445
PROV3	1	0.026559	0.02798866	0.949	0.3427
PROV4	1	0.043757	0.02956277	1.480	0.1389
PROV5	1	0.150864	0.02318591	6.507	0.0001
PROV6	1	0.193992	0.02301118	8.430	0.0001
PROV7	1	0.090021	0.02705215	3.328	0.0009
PROV8	1	0.107735	0.02830924	3.806	0.0001
PROV9	1	0.188668	0.02457019	7.679	0.0001
PROV10	1	0.217171	0.02422744	8.964	0.0001
FED	1	0.114721	0.01832826	6.259	0.0001
S	1	-0.021696	0.02096966	-1.035	0.3009
L	1	0.053454	0.01718822	3.110	0.0019
U	1	0.205410	0.00669742	30.670	0.0001

Model: MODEL3

RENTE SUR L'EDUCATION ENSEMBLE ADMINISTRATION PUBLIQUE

Dependent Variable: LWAGE

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	33	608571.53131	18441.56155	384.676	0.0001
Error	18233	874098.37111	47.94046		
C Total	18266	1482669.9024			

Root MSE	6.92390	R-square	0.4105
Dep Mean	2.51427	Adj R-sq	0.4094
C.V.	275.38431		

## Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.868716	0.02944850	63.457	0.0001
HRS	1	-0.003333	0.00026472	-12.590	0.0001
MAR	1	0.158208	0.00745210	21.230	0.0001
EDUC8	1	-0.281231	0.01538549	-18.279	0.0001
EDUC9	1	-0.172570	0.01191042	-14.489	0.0001
EDUC11	1	-0.076610	0.01178832	-6.499	0.0001
EDUC13	1	0.076821	0.01278637	6.008	0.0001
EDUC16	1	0.209603	0.01357040	15.446	0.0001
EXP	1	0.073157	0.00384922	19.006	0.0001
EXPSQ	1	-0.003085	0.00033642	-9.171	0.0001
EXPT	1	0.000060231	0.00001084	5.555	0.0001
EXPQ	1	-0.000000449	0.00000011	-3.923	0.0001
PEDUC8	1	0.010558	0.04236084	0.249	0.8032
PEDUC9	1	0.084789	0.02745997	3.088	0.0020
PEDUC11	1	0.043796	0.02303348	1.901	0.0573
PEDUC12	1	0.152106	0.03530277	4.309	0.0001
PEDUC13	1	-0.003594	0.02534261	-0.142	0.8872
PEDUC16	1	0.073037	0.02157172	3.386	0.0007
PROV2	1	-0.109560	0.05348127	-2.049	0.0405
PROV3	1	0.031830	0.02805208	1.135	0.2565
PROV4	1	0.045119	0.02963123	1.523	0.1279
PROV5	1	0.151601	0.02323314	6.525	0.0001
PROV6	1	0.198225	0.02305205	8.599	0.0001
PROV7	1	0.091035	0.02711358	3.358	0.0008
PROV8	1	0.108814	0.02837166	3.835	0.0001
PROV9	1	0.191436	0.02461904	7.776	0.0001
PROV10	1	0.220590	0.02428087	9.085	0.0001
PROV11	1	0.056095	0.01183536	4.740	0.0001
OCC2	1	0.013494	0.01290928	1.045	0.2959
OCC4	1	-0.107246	0.01367689	-7.841	0.0001
OCC5	1	-0.088266	0.01368686	-6.449	0.0001
OCC6	1	-0.233621	0.01180187	-19.795	0.0001
OCC7	1	-0.067780	0.00908290	-7.462	0.0001
U	1	0.203749	0.00671476	30.343	0.0001

Model: MODEL4

RENTES SUR L'EDUCATION DES DIFFERENTES ADMINISTRATIONS

Dependent Variable: LWAGE

## Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	46	613357.76011	13333.86435	279.466	0.0001
Error	18220	869312.14231	47.71197		
C Total	18266	1482669.9024			
Root MSE	6.90739	R-square	0.4137		
Dep Mean	2.51427	Adj R-sq	0.4122		
C.V.	274.72728				



## Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.889803	0.02948675	64.090	0.0001
HRS	1	-0.003385	0.00026431	-12.806	0.0001
MAR	1	0.158087	0.00743883	21.252	0.0001
EDUC8	1	-0.285337	0.01536201	-18.574	0.0001
EDUC9	1	-0.175098	0.01188636	-14.731	0.0001
EDUC11	1	-0.077043	0.01176065	-6.551	0.0001
EDUC13	1	0.079943	0.01276182	6.264	0.0001
EDUC16	1	0.215128	0.01356099	15.864	0.0001
EXP	1	0.073307	0.00384187	19.081	0.0001
EXPSQ	1	-0.003099	0.00033586	-9.226	0.0001
EXPT	1	0.000060537	0.00001083	5.591	0.0001
EXPQ	1	-0.000000450	0.00000011	-3.940	0.0001
FEDUC8	1	-0.033715	0.09654792	-0.349	0.7269
FEDUC9	1	0.163624	0.05589356	2.927	0.0034
FEDUC11	1	0.097647	0.03902191	2.502	0.0123
FEDUC12	1	0.176341	0.05072497	3.476	0.0005
FEDUC13	1	0.031753	0.04481185	0.709	0.4786
FEDUC16	1	0.141111	0.03052569	4.623	0.0001
LEDUC8	1	0.019304	0.05128170	0.376	0.7066
LEDUC9	1	0.086128	0.03674031	2.344	0.0191
LEDUC11	1	0.037958	0.03273844	1.159	0.2463
LEDUC12	1	0.173541	0.05894226	2.944	0.0032
LEDUC13	1	0.015558	0.03771111	0.413	0.6799
LEDUC16	1	0.040764	0.04370433	0.933	0.3510
SEDUC8	1	0.009393	0.10424921	0.090	0.9282
SEDUC9	1	-0.006951	0.05494771	-0.127	0.8993
EDUC11	1	-0.025836	0.04687893	-0.551	0.5816
EDUC12	1	0.059029	0.07540437	0.783	0.4337
SEDUC13	1	-0.074029	0.04495309	-1.647	0.0996
SEDUC16	1	-0.014957	0.03580005	-0.418	0.6761
OCC1	1	0.038620	0.01202622	3.211	0.0013
OCC2	1	-0.006648	0.01313412	-0.506	0.6127
OCC3	1	-0.259316	0.03039753	-8.531	0.0001
OCC4	1	-0.124731	0.01382284	-9.024	0.0001
OCC5	1	-0.105127	0.01380036	-7.618	0.0001
OCC6	1	-0.249883	0.01195944	-20.894	0.0001
OCC7	1	-0.084109	0.00926011	-9.083	0.0001
PROV2	1	-0.108141	0.05336399	-2.026	0.0427
PROV3	1	0.028102	0.02801018	1.003	0.3157
PROV4	1	0.043392	0.02956904	1.467	0.1423
PROV5	1	0.150534	0.02319490	6.490	0.0001
PROV6	1	0.193801	0.02301992	8.419	0.0001
PROV7	1	0.090230	0.02706443	3.334	0.0009
PROV8	1	0.108036	0.02831535	3.815	0.0001
PROV9	1	0.188932	0.02458486	7.685	0.0001
PROV10	1	0.216616	0.02424312	8.935	0.0001
U	1	0.205753	0.00670948	30.666	0.0001

Model: MODEL5

RENTES SUR L'EXPERIENCE DES DIFFERENTES ADMINISTRATIONS

Dependent Variable: LWAGE

## Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	40	613372.33240	15334.30831	321.505	0.0001
Error	18226	869297.57002	47.69547		
C Total	18266	1482669.9024			

Root MSE	6.90619	R-square	0.4137
Dep Mean	2.51427	Adj R-sq	0.4124
C.V.	274.67976		

## Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.895859	0.02941111	64.461	0.0001
HRS	1	-0.003366	0.00026418	-12.740	0.0001
MAR	1	0.157826	0.00743857	21.217	0.0001
EDUC8	1	-0.294448	0.01497178	-19.667	0.0001
EDUC9	1	-0.180279	0.01150006	-15.676	0.0001
EDUC11	1	-0.084622	0.01130417	-7.486	0.0001
EDUC13	1	0.067917	0.01225704	5.541	0.0001
EDUC16	1	0.209424	0.01297417	16.142	0.0001
EXP	1	0.073843	0.00386745	19.094	0.0001
EXPSQ	1	-0.003183	0.00033917	-9.384	0.0001
EXPT	1	0.000064002	0.00001095	5.845	0.0001
EXPQ	1	-0.000000491	0.00000012	-4.248	0.0001
U	1	0.205310	0.00670005	30.643	0.0001
OCC1	1	0.037854	0.01202094	3.149	0.0016
OCC2	1	-0.006654	0.01312237	-0.507	0.6121
OCC3	1	-0.260209	0.03038552	-8.564	0.0001
OCC4	1	-0.123938	0.01381587	-8.971	0.0001
OCC5	1	-0.105470	0.01379583	-7.645	0.0001
OCC6	1	-0.251252	0.01190826	-21.099	0.0001
OCC7	1	-0.084246	0.00924831	-9.109	0.0001
FEXP1	1	0.167209	0.04351903	3.842	0.0001
FEXP2	1	0.109842	0.02987169	3.677	0.0002
FEXP3	1	0.166072	0.03924266	4.232	0.0001
FEXP4	1	0.046192	0.03552523	1.300	0.1935
LEXP1	1	-0.054171	0.04267259	-1.269	0.2043
LEXP2	1	0.066824	0.02767975	2.414	0.0158
XP3	1	0.074248	0.03798499	1.955	0.0506
XP4	1	0.078571	0.03127864	2.512	0.0120
SEXP1	1	0.007359	0.04169784	0.176	0.8599
SEXP2	1	0.008213	0.03689249	0.223	0.8238
SEXP3	1	-0.027234	0.04751957	-0.573	0.5666
SEXP4	1	-0.081899	0.04101038	-1.997	0.0458
PROV2	1	-0.107731	0.05334687	-2.019	0.0435
PROV3	1	0.027416	0.02798546	0.980	0.3273
PROV4	1	0.044265	0.02955629	1.498	0.1342
PROV5	1	0.151185	0.02318221	6.522	0.0001
PROV6	1	0.194310	0.02300850	8.445	0.0001
PROV7	1	0.089927	0.02704807	3.325	0.0009
PROV8	1	0.107723	0.02830396	3.806	0.0001
PROV9	1	0.188714	0.02456741	7.681	0.0001
PROV10	1	0.216138	0.02422666	8.921	0.0001

Model: MODEL6

RENTE SUR L'EXPERIENCE ENSEMBLE ADMINISTRATION PUBLIQUE

Dependent Variable: LWAGE

## Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	32	611473.77748	19108.55555	399.939	0.0001
Error	18234	871196.12494	47.77866		
Total	18266	1482669.9024			
Root MSE	6.91221				
Dep Mean	2.51427				
C.V.	274.91922				
R-square				0.4124	
Adj R-sq				0.4114	

Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.895456	0.02942340	64.420	0.0001
RS	1	-0.003362	0.00026432	-12.720	0.0001
R	1	0.157874	0.00744012	21.219	0.0001
EDUC8	1	-0.295177	0.01497258	-19.715	0.0001
EDUC9	1	-0.180901	0.01149827	-15.733	0.0001
EDUC11	1	-0.085640	0.01130431	-7.576	0.0001
EDUC13	1	0.066637	0.01225673	5.437	0.0001
EDUC16	1	0.210210	0.01297573	16.200	0.0001
EXP	1	0.073895	0.00386880	19.100	0.0001
EXPSQ	1	-0.003186	0.00033926	-9.392	0.0001
EXPT	1	0.000064066	0.00001095	5.849	0.0001
EXPQ	1	-0.000000491	0.00000012	-4.248	0.0001
U	1	0.205183	0.00670221	30.614	0.0001
OCC1	1	0.037019	0.01200208	3.084	0.0020
OCC2	1	-0.007752	0.01310158	-0.592	0.5540
OCC3	1	-0.260317	0.03040768	-8.561	0.0001
OCC4	1	-0.124284	0.01380336	-9.004	0.0001
OCC5	1	-0.106059	0.01380453	-7.683	0.0001
OCC6	1	-0.251505	0.01188916	-21.154	0.0001
OCC7	1	-0.083991	0.00924999	-9.080	0.0001
PEXP1	1	0.037856	0.02518597	1.503	0.1328
PEXP2	1	0.068791	0.01839188	3.740	0.0002
PEXP3	1	0.082838	0.02429540	3.410	0.0007
PEXP4	1	0.029434	0.02125348	1.385	0.1661
PROV2	1	-0.109770	0.05338914	-2.056	0.0398
PROV3	1	0.1027896	0.02800651	0.996	0.3192
PROV4	1	0.043582	0.02958116	1.473	0.1407
PROV5	1	0.151282	0.02319189	6.523	0.0001
PROV6	1	0.196010	0.02301321	8.517	0.0001
PROV7	1	0.090391	0.02706589	3.340	0.0008
PROV8	1	0.108632	0.02832108	3.836	0.0001
PROV9	1	0.188460	0.02457608	7.668	0.0001
PROV10	1	0.217745	0.02423701	8.984	0.0001

Model: MODEL7

RENTE SYNDICALE DANS LES DIFFERENTES ADMINISTRATIONS

Dependent Variable: LWAGE

Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	34	617884.55450	18173.07513	383.137	0.0001
Error	18232	864785.34792	47.43228		
C Total	18266	1482669.9024			

Root MSE	6.88711	R-square	0.4167
Dep Mean	2.51427	Adj R-sq	0.4157
C.V.	273.92086		

## Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.889105	0.02932942	64.410	0.0001
HRS	1	-0.003339	0.00026338	-12.677	0.0001
MAR	1	0.156470	0.00741501	21.102	0.0001
EDUC8	1	-0.292312	0.01492250	-19.589	0.0001
EDUC9	1	-0.179307	0.01145560	-15.652	0.0001
EDUC11	1	-0.083723	0.01126464	-7.432	0.0001
EDUC13	1	0.069683	0.01217967	5.721	0.0001
EDUC16	1	0.207980	0.01289970	16.123	0.0001
EXP	1	0.073737	0.00382964	19.254	0.0001
EXPSQ	1	-0.003153	0.00033473	-9.421	0.0001
EXPT	1	0.000062525	0.00001079	5.796	0.0001
EXPQ	1	-0.000000472	0.00000011	-4.148	0.0001
U	1	0.216989	0.00696166	31.169	0.0001
OCC1	1	0.043242	0.01199154	3.606	0.0003
OCC2	1	-0.003293	0.01308292	-0.252	0.8013
OCC3	1	-0.260078	0.03030153	-8.583	0.0001
OCC4	1	-0.121553	0.01377611	-8.823	0.0001
OCC5	1	-0.101679	0.01376931	-7.384	0.0001
OCC6	1	-0.255001	0.01189898	-21.430	0.0001
OCC7	1	-0.084109	0.00922123	-9.121	0.0001
FU	1	-0.381529	0.03756662	-10.156	0.0001
LU	1	0.077066	0.03561777	2.164	0.0305
SU	1	-0.096109	0.04342053	-2.213	0.0269
FED	1	0.358662	0.03014740	11.897	0.0001
S	1	0.038403	0.03522902	1.090	0.2757
I	1	-0.000348	0.02918537	-0.012	0.9905
OV2	1	-0.101305	0.05319969	-1.904	0.0569
OV3	1	0.030625	0.02790845	1.097	0.2725
PROV4	1	0.046022	0.02948164	1.561	0.1185
PROV5	1	0.150842	0.02311704	6.525	0.0001
PROV6	1	0.195174	0.02294727	8.505	0.0001
PROV7	1	0.091676	0.02697522	3.399	0.0007
PROV8	1	0.107628	0.02822642	3.813	0.0001
PROV9	1	0.189585	0.02450189	7.738	0.0001
PROV10	1	0.216370	0.02415786	8.956	0.0001

Model: MODEL8

RENTE PUBLIQUE SELON SYNDIQUES ET NON SYNDIQUES DANS LES DIFFERENTES ADMINISTRATIONS

Dependent Variable: LWAGE

## Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	34	617884.55450	18173.07513	383.137	0.0001
Error	18232	864785.34792	47.43228		
C Total	18266	1482669.9024			
Root MSE	6.88711	R-square	0.4167		
Dep Mean	2.51427	Adj R-sq	0.4157		
C.V.	273.92086				

## Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.889105	0.02932942	64.410	0.0001
HRS	1	-0.003339	0.00026338	-12.677	0.0001
MAR	1	0.156470	0.00741501	21.102	0.0001
EDUC8	1	-0.292312	0.01492250	-19.589	0.0001
EDUC9	1	-0.179307	0.01145560	-15.652	0.0001
EDUC11	1	-0.083723	0.01126464	-7.432	0.0001
EDUC13	1	0.069683	0.01217967	5.721	0.0001
EDUC16	1	0.207980	0.01289970	16.123	0.0001
EXP	1	0.073737	0.00382964	19.254	0.0001
EXPSQ	1	-0.003153	0.00033473	-9.421	0.0001
EXPT	1	0.000062525	0.00001079	5.796	0.0001
EXPQ	1	-0.000000472	0.00000011	-4.148	0.0001
U	1	0.216989	0.00696166	31.169	0.0001
OCC1	1	0.043242	0.01199154	3.606	0.0003
OCC2	1	-0.003293	0.01308292	-0.252	0.8013
OCC3	1	-0.260078	0.03030153	-8.583	0.0001
OCC4	1	-0.121553	0.01377611	-8.823	0.0001
OCC5	1	-0.101679	0.01376931	-7.384	0.0001
OCC6	1	-0.255001	0.01189898	-21.430	0.0001
OCC7	1	-0.084109	0.00922123	-9.121	0.0001
FU	1	-0.022866	0.02277943	-1.004	0.3155
LU	1	0.076718	0.02092389	3.667	0.0002
SU	1	-0.057706	0.02577804	-2.239	0.0252
FNU	1	0.358662	0.03014740	11.897	0.0001
SNU	1	0.038403	0.03522902	1.090	0.2757
LNU	1	-0.000348	0.02918537	-0.012	0.9905
OV2	1	-0.101305	0.05319969	-1.904	0.0569
OV3	1	0.030625	0.02790845	1.097	0.2725
PROV4	1	0.046022	0.02948164	1.561	0.1185
PROV5	1	0.150842	0.02311704	6.525	0.0001
PROV6	1	0.195174	0.02294727	8.505	0.0001
PROV7	1	0.091676	0.02697522	3.399	0.0007
PROV8	1	0.107628	0.02822642	3.813	0.0001
PROV9	1	0.189585	0.02450189	7.738	0.0001
PROV10	1	0.216370	0.02415786	8.956	0.0001

Model: MODEL9

RENTE SYNDICALE ENSEMBLE ADMINISTRATION PUBLIQUE

Dependent Variable: LWAGE

## Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	30	612819.61102	20427.32037	428.249	0.0001
Error	18236	869850.29140	47.69962		
C Total	18266	1482669.9024			

Root MSE	6.90649	R-square	0.4133
Dep Mean	2.51427	Adj R-sq	0.4124
C.V.	274.69172		

## Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.886765	0.02939690	64.182	0.0001
HRS	1	-0.003332	0.00026407	-12.617	0.0001

MAR	1	0.157708	0.00743145	21.222	0.0001
EDUC8	1	-0.296739	0.01495283	-19.845	0.0001
EDUC9	1	-0.180977	0.01148330	-15.760	0.0001
EDUC11	1	-0.085450	0.01129132	-7.568	0.0001
EDUC13	1	0.067426	0.01220773	5.523	0.0001
EDUC16	1	0.208294	0.01293324	16.105	0.0001
EXP	1	0.073763	0.00383967	19.211	0.0001
EXPSQ	1	-0.003139	0.00033558	-9.354	0.0001
EXPT	1	0.000061885	0.00001082	5.722	0.0001
EXPQ	1	-0.000000465	0.00000011	-4.075	0.0001
U	1	0.216370	0.00698041	30.997	0.0001
OCC1	1	0.039623	0.01199487	3.303	0.0010
OCC2	1	-0.006467	0.01308997	-0.494	0.6213
OCC3	1	-0.261639	0.03038305	-8.611	0.0001
OCC4	1	-0.122610	0.01379133	-8.890	0.0001
OCC5	1	-0.102378	0.01380581	-7.416	0.0001
OCC6	1	-0.248282	0.01188370	-20.893	0.0001
OCC7	1	-0.083462	0.00924124	-9.031	0.0001
PU	1	-0.129622	0.02287055	-5.668	0.0001
PUB	1	0.137618	0.01846658	7.452	0.0001
PROV2	1	-0.105980	0.05334640	-1.987	0.0470
PROV3	1	0.029673	0.02798431	1.060	0.2890
PROV4	1	0.044475	0.02955694	1.505	0.1324
PROV5	1	0.152153	0.02317308	6.566	0.0001
PROV6	1	0.197245	0.02299533	8.578	0.0001
PROV7	1	0.093360	0.02704654	3.452	0.0006
PROV8	1	0.109136	0.02829745	3.857	0.0001
PROV9	1	0.190676	0.02455790	7.764	0.0001
PROV10	1	0.219333	0.02421604	9.057	0.0001

Model: MODEL10

RENTE PUBLIQUE SELON SYNDIQUES ET NON SYNDIQUES ENSEMBLE ADMINISTRATION PUBLIQUE

Dependent Variable: LWAGE

### Analysis of Variance

Source	DF	Sum of Squares	Mean Square	F Value	Prob>F
Model	30	612819.61102	20427.32037	428.249	0.0001
Error	18236	869850.29140	47.69962		
Total	18266	1482669.9024			

Root MSE	6.90649	R-square	0.4133
Dep Mean	2.51427	Adj R-sq	0.4124
C.V.	274.69172		

### Parameter Estimates

Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	T for H0: Parameter=0	Prob >  T
INTERCEP	1	1.886765	0.02939690	64.182	0.0001
HRS	1	-0.003332	0.00026407	-12.617	0.0001
MAR	1	0.157708	0.00743145	21.222	0.0001
EDUC8	1	-0.296739	0.01495283	-19.845	0.0001
EDUC9	1	-0.180977	0.01148330	-15.760	0.0001
EDUC11	1	-0.085450	0.01129132	-7.568	0.0001
EDUC13	1	0.067426	0.01220773	5.523	0.0001
EDUC16	1	0.208294	0.01293324	16.105	0.0001
EXP	1	0.073763	0.00383967	19.211	0.0001
EXPSQ	1	-0.003139	0.00033558	-9.354	0.0001
EXPT	1	0.000061885	0.00001082	5.722	0.0001
EXPQ	1	-0.000000465	0.00000011	-4.075	0.0001
U	1	0.216370	0.00698041	30.997	0.0001
OCC1	1	0.039623	0.01199487	3.303	0.0010

OCC2	1	-0.006467	0.01308997	-0.494	0.6213
OCC3	1	-0.261639	0.03038305	-8.611	0.0001
OCC4	1	-0.122610	0.01379133	-8.890	0.0001
OCC5	1	-0.102378	0.01380581	-7.416	0.0001
OCC6	1	-0.248282	0.01188370	-20.893	0.0001
OCC7	1	-0.083462	0.00924124	-9.031	0.0001
	1	0.007996	0.01411552	0.566	0.5711
ENU	1	0.137618	0.01846658	7.452	0.0001
PROV2	1	-0.105980	0.05334640	-1.987	0.0470
PROV3	1	0.029673	0.02798431	1.060	0.2890
PROV4	1	0.044475	0.02955694	1.505	0.1324
PROV5	1	0.152153	0.02317308	6.566	0.0001
PROV6	1	0.197245	0.02299533	8.578	0.0001
PROV7	1	0.093360	0.02704654	3.452	0.0006
PROV8	1	0.109136	0.02829745	3.857	0.0001
PROV9	1	0.190676	0.02455790	7.764	0.0001
PROV10	1	0.219333	0.02421604	9.057	0.0001