Document généré le 31 mai 2025 22:02

Relations industrielles
Industrial Relations

Taille des établissements et taux de rémunération au Québec
Wage Rates and Establishment Size in Québec

G. Marion, R. Lacroix et S. Latraverse

Volume 34, numéro 3, 1979

URI : https://id.erudit.org/iderudit/028991ar
DOI : https://doi.org/10.7202/028991ar

Aller au sommaire du numéro

Éditeur(s)

Département des relations industrielles de l'Université Laval

ISSN

0034-379X (imprimé)
1703-8138 (numérique)

Découvrir la revue

Citer cet article

Marion, G., Lacroix, R. & Latraverse, S. (1979). Taille des établissements et taux de rémunération au Québec. *Relations industrielles / Industrial Relations*, *34*(3), 563–575. https://doi.org/10.7202/028991ar

Résumé de l'article

Les auteurs analysent l'effet de la taille des établissements sur les taux de rémunération pour 5 551 établissements du Québec. Ils concluent que ces effets sont importants pour les salariés du secteur de la production, mais sont limités pour les cols blancs.

Tous droits réservés © Département des relations industrielles de l'Université Laval, 1979

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter en ligne.

https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/

Cet article est diffusé et préservé par Érudit.

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche.

https://www.erudit.org/fr/

Taille des établissements et taux de remunération au Québec

G. Marion
R. Lacroix
et
S. Latraverse

Les auteurs analysent l'effet de la taille des établissement-sur les taux de rémunération pour 5 551 établissements du Québec. Ils concluent que ces effets sont importants pour les salariés du secteur de la production, mais sont limités pour les cols blancs.

Dans un article récent David Swimmer nous livre les résultats d'une étude portant sur la relation entre les taux de rémunération (hebdomadaire) et la taille des établissements[1]. L'auteur a mené quelque 561 régressions bivariées entre les taux hebdomadaires de rémunération et la taille des établissements, après avoir normalisé ses statistiques pour 187 combinaisons de onze professions réparties dans sept activités et localisées dans six localités du Canada. Ses conclusions sont à l'effet que pour une même occupation, il n'existe pas d'effets de taille d'établissement, quand les statistiques sont normalisées pour le secteur industriel et la localisation des entreprises.

Dans le présent article, nous voulons apporter quelques informations supplémentaires à l'étude des effets de dimension sur les taux de rémunération. Bien que les données statistiques sur lesquelles notre analyse est fondée ont déjà quelques années (1968), nous croyons, puisque l'étude porte sur les disparités et non sur les niveaux de rémunération, qu'elles conservent toujours son actualité!

• MARION, G., professeur, Département de sciences économiques à l'Université de Montréal.

LACROIX, R., Professeur, Département de sciences économiques à l'Université de Montréal.

LATRAVERSE, Simon, économiste, Ministère du Travail et de la Main-d'oeuvre du Québec.

1 SWIMMER, David, "Wages and Establishment Size", *Relations Industrielles*, Vol. 33, no 4 (1978).

Tout comme pour l'étude de Swimmer nos informations Statistiques proviennent de l'enquête faite par voie de questionnaires auprès des établissements industriels et commerciaux canadiens[2]. Cependant, dans la présente étude, seuls les 5,551 établissements situés au Québec ont été retenus.

L'incitation à mener une telle analyse vient du fait que les données brutes, c'est-à-dire les taux de rémunération non corrigés pour les disparités inter-industrielles, géographiques, etc., indiquent que les taux de rémunération varient selon la taille des établissements, comme il apparaît au tableau1.

TABLEAU 1

Rémunération horaire selon la taille des établissements

secteurs / *Taille de l'établissement*	*Primaire Manufactures*	*Transport Communications Utilités publiques*	*Employés de bureau*	*Employés de l'entretien*
8-49 employés	$1.99	$2.32	$2.39	$1.98
50-199 employés	2.02	2.39	2.36	2.08
200-499 employés	2.33	2.78	2.34	2.46
500-999 employés	2.62	2.89	2.43	2.62
1000 + employés	2.86	2.94	2.39	2.79

Source: Taux compilés d'après la bande de données, de *Taux de salaires, traitement et heures de travail, op. cit.* (1969).

On remarque, en effet, qu'une ventilation selon la taille pour des groupes industriels, ou des groupes occupationnels donne des taux de rémunération croissant avec le nombre de salariés, sauf pour les employés de bureau. L'étude statistique qui suit permet de vérifier si des écarts de rémunération persistent après normalisation des taux de salaires pour les facteurs de disparités autre que la taille des établissements.

MODÈLE ÉCONOMIQUE ET STATISTIQUE

Les relations formelles

Selon l'analyse formelle, la concurrence sur le marché du travail conduit à l'élimination des disparités et au nivellement des taux de salaires.

2 *Taux de salaire, traitement et heures de travail, 1968*, Direction de l'économie et des recherches, Ministère du Travail. Ottawa, 1969 (bande de données).

Cette analyse ne vaut toutefois que sous l'hypothèse de la mobilité parfaite des facteurs de production ou encore, dans le cadre du commerce interrégional, de l'identité des fonctions de production des divers secteurs industriels.

Mais la mobilité du travail est imparfaite. De plus, diverses études ont montré qu'au moins un des paramètres des fonctions de production, l'élasticité de substitution, prend des valeurs variables selon les secteurs industriels[3]. Les économies d'échelle ont également tendance à varier selon les technologies de chaque industrie. Dans ces conditions, les échanges de marchandises ne peuvent pas remplacer la mobilité des facteurs comme condition pour l'égalisation des salaires.

Dès lors, des fonctions de production différentes selon les industries et la mobilité imparfaite des facteurs engendrent des écarts de salaires et des différences reliées à la taille des établissements. À ces différences, on doit ajouter celles qui sont reliées aux facteurs de déplacement de l'offre de travail: la structure occupationnelle, la localisation, le sexe de l'employé, la syndicalisation et la forme de rémunération.

La présentation formelle se fait à l'aide d'une fonction de production et d'une fonction d'offre de travail.

Soit la fonction de production dite CES, avec rendement variable

$$Q = \gamma \left\{aK^{-\rho} + (1-a)\ L^{-\rho}\right\}^{-v/\rho}$$

où Q désigne la production en volume; K et L les quantités de capital et de travail utilisées pour la production de Q; γ , a, ρ et v sont des constantes représentant les paramètres d'efficacité, de répartition, de substitution et de rendement. De cette fonction, on tire:

$$\frac{\partial Q}{\partial L} = -\ v/\rho\ \gamma \left\{aK^{-\rho} + (1-a)\ L^{-\rho}\right\}^{-(1+v/\rho)}$$

$$X\ (1-a)\ (-\rho)\ L^{-(1+\rho)}$$

3 Pour le Canada, voir Y. KOTOWITZ, "Capital-Labour Substitution in Canadian Manufacturing 1926-39 and 1946-61", *Canadian Journal of Economics*, août 1968.

Si on substitue dans cette équation la valeur de $aK^{-\rho}$ tirée de la fonction de production et qu'on simplifie on a d'abord

$$aK^{-\rho} = \gamma^{\rho/v} \; Q^{-\rho/v} - (1-a) \; L^{-\rho}$$

puis,

$$\frac{\partial Q}{\partial L} = v \; \gamma^{-\rho/v} \; \frac{Q}{L}^{(1+\rho/v)} \qquad (1-a) \; L^{-\rho}$$

Si on suppose la production Q est exprimée en valeur de marché, on a

$$W = v \; \gamma^{-\rho/v} \; \frac{Q}{L}^{(1+\rho/v)} \qquad (1-a) \; L^{-\rho}$$

Soit maintenant la fonction d'offre,

$$L = W^{m} \left\{X\right\}$$

où m désigne l'élasticité de l'offre de travail; (X), un ensemble de variables d'offre, dites facteurs de déplacement: occupations, sexe, syndicalisme et régions. On tire

Si on multiplie les deux membres de l'équation des salaires par le membre correspondant de la fonction d'offre, on tire:

$$W^{1+m} = v \; \gamma^{-\rho/v} \; \frac{Q}{L}^{(1+\rho/v)} \qquad (1-a) \; L^{1-\rho} \left\{X\right\}^{-1}$$

Dans l'étude statistique qui suit nous utilisons des variables binaires pour estimer les coefficients de l'équation des salaires. Cette méthode est naturellement adaptée pour le traitement des variables de contrôle (X). Mais nous l'étendons aussi aux variables L et $(\frac{Q}{L})$. La variable L que représente l'emploi est représentée par des catégories de taille des établissements, comme 0-50 employés, 51-200 employés, 200-500 employés, et 1,000 +

Quant à la variable de productivité $(\frac{Q}{L})$, elle est également représentée par une variable binaire, indiquant l'appartenance ou non des taux individuels de rémunérations à un secteur industriel ou une industrie. La pro-

ductivité étant en effet une caractéristique essentielle d'une industrie, elle peut être remplacée par un indicateur représentant l'appartenance ou non à une industrie.

Modèle statistique

Dans le modèle d'analyse de régression multiple que nous utilisons, les variables indépendantes sont des catégories de facteurs explicatifs dichotomisés avec pour valeur *un* lorsque l'unité observée appartient à la catégorie du facteur traité et *zéro* autrement.

Le modèle s'écrit:

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^{5} \beta_i A_{it} + \sum_{j=1}^{m} \gamma_j B_{jt} + \sum_{k=1}^{10} \theta_k C_{kt}$$

$$+ \sum_{\ell=1}^{n} \lambda_\ell D_{\ell t} + \sum_{n=1}^{1} \phi_n E_{nt} + U_t$$

Ou Y_t désigne le t-ième taux horaire de rémunération, le terme constant; A_{it}, B_{jt}, C_{kt}, D_{lt}, E_{nt} sont les valeurs que prennent respectivement les i-ième, j-ième, k-ième, *l*-ième et n-ième variables de taille des établissements, d'industries, de région, d'occupation et de syndicalisation. m et n variant selon les régressions. Le nombre de catégories des autres variables est fixe.

Il est bien connu que cette équation ne peut être estimée par les moindres carrés ordinaires. En effet, la matrice des produits croisés de nos observations est singulière et ne peut donc pas être inversée. Pour remédier à cette situation, nous avons éliminé, des facteurs explicatifs, une catégorie, celle ayant sur le taux de rémunération l'effet le plus faible. Les paramètres ¡, j ... etc. expriment alors l'effet d'une catégorie du facteur en cause, par exemple les établissements ayant une taille de 51 à 200 employés, par rapport à la catégorie éliminée du même facteur. On connaît donc directement l'effet sur la rémunération de l'appartenance à un établissement d'une taille donnée. Il en est de même pour les autres facteurs.

Notons que le but de l'étude étant de mesurer l'effet de la taille des établissements, c'est le facteur A qui nous intéresse ici. Les autres variables étant de l'équation en vue de parvenir à ne mesurer que les effets nets de la taille.

DÉFINITION DES STATISTIQUES

1.- Variable dépendante: taux de salaire

Il s'agit du taux horaire obtenu directement ou après transformation du revenu hebdomadaire. De plus, on ne tient compte que du taux normal; les majorations pour temps supplémentaires ou pour primes de poste ne sont pas incluses.

2.- Variable explicative: taille de l'établissement

La taille de l'établissement est établie d'après le nombre total d'employés. La classification que nous avons retenue établit des catégories s'échelonnant de un à mille employés et plus, fondée sur la taille des établissements:

1-49 employés
50-199 employés
200-499 employés
500-999 employés
1,000 employés et plus

Cette classification n'est pas exempte d'un certain arbitraire. Certaines unités techniques de production des grandes entreprises sont en effet classées comme de petits établissements alors qu'elle bénéficient des avantages inhérents aux grands ensembles. Ce genre d'entreprise bénéficie à la fois d'économies d'échelle dans l'administration générale et de la spécialisation des unités techniques de production.

3.- Les données statistiques sont normalisées pour les variables ou les facteurs de disparités suivants.

a) *Industries*: Les deux premières régressions portent sur l'ensemble de l'économie à l'exception des secteurs exclus de l'enquête. Ce facteur, constitué de grands groupes industriels, normalise les statistiques pour les secteurs suivants:

1- Les industries primaire et manufacturière;
2- Les industries des transports, communications et utilités publiques;
3- Le commerce de gros et de détail;
4- Les industries de la finance, de l'assurance et de l'immeuble ainsi que les services d'affaires;
5- Les services personnels.

Dans la troisième régression, la normalisation pour éliminer les effets de l'industrie se fait selon les «secteurs industriels majeurs» conforme à la classification type des industries (branches industrielles à deux chiffres).

b) *Région*: Chaque région économique consiste en un regroupement de divisions du recensement. Les taux de rémunération sont normalisés pour les effets géographiques de:

1- Côte-Nord;
2- Gaspésie;
3- Saguenay-Lac-St-Jean;
4- Québec;
5- Trois-Rivières;
6- Cantons de l'Est;
7- Montréal-région;
8- Montréal-métropolitain;
9- Outaouais;
10- Nord-Ouest.

c) *Occupation*: Les statistiques de la première régression ne couvrent que les employés de bureau. Dans les deux autres régressions, elles ne s'étendent qu'aux occupations des métiers de l'entretien et des services et aux manoeuvres. Les catégories du facteur occupation, qui constituent les variables indépendantes, correspondent à des occupations précises, comme commis junior, expéditeur, électricien, etc.

d) *Appartenance syndicale*: L'enquête identifie les établissements sous un régime syndical. Tout salarié d'un établissement où il y a un contrat de travail est considéré comme étant régi par les termes de ce contrat, qu'il soit membre ou non du syndicat signataire. Cette classification est sujette à erreur dans les établissements où l'unité syndicale est restreinte à une catégorie spécifique d'employés.

RÉSULTATS

Nous avons mené d'abord deux régressions portant sur la majorité des industries du secteur privé, c'est-à-dire comprenant les industries manufacturières, l'industrie du transport, des communications et des utilités publiques, l'industrie de l'assurance, immeuble et service d'affaires, et enfin le commerce.

La première de ces deux régressions ne comprend que les employés de bureau, alors que la seconde est restreinte aux employés de l'entretien, des services et des manoeuvres. Les résultats, consignés au Tableau I, sont donnés en fraction de dollars et indiquent pour les établissements des diverses grandeurs l'écart par rapport aux établissements de petite taille c'est-à-dire ceux ayant entre 8 et 49 employés.

TABLEAU 2

Effets de la taille des établissements sur les taux de rémunération, toutes les industries

Employés de bureau		*Travailleurs de l'entretien des services et des manoeuvres*	
Nombre d'observations:	92,513	Nombre d'observations:	80,697
$R^2 = 0,54$		$R^2 = 0,397$	
Coefficients (dollars) selon la taille		Coefficients (dollars) selon la taille	
Constant	0,911	Constant	0,842
50-199 employés	0,093	50-199 employés	0,117
	(0,006)		(0,009)
200-499 employés	0,099	200-499 employés	0,394
	(0,007)		(0,010)
500-999 employés	0,136	500-999 employés	0,549
	(0,007)		(0,0105)
1,000 employés +	0,0122	1,000 employés +	0,570
	(0,009)		(0,010)

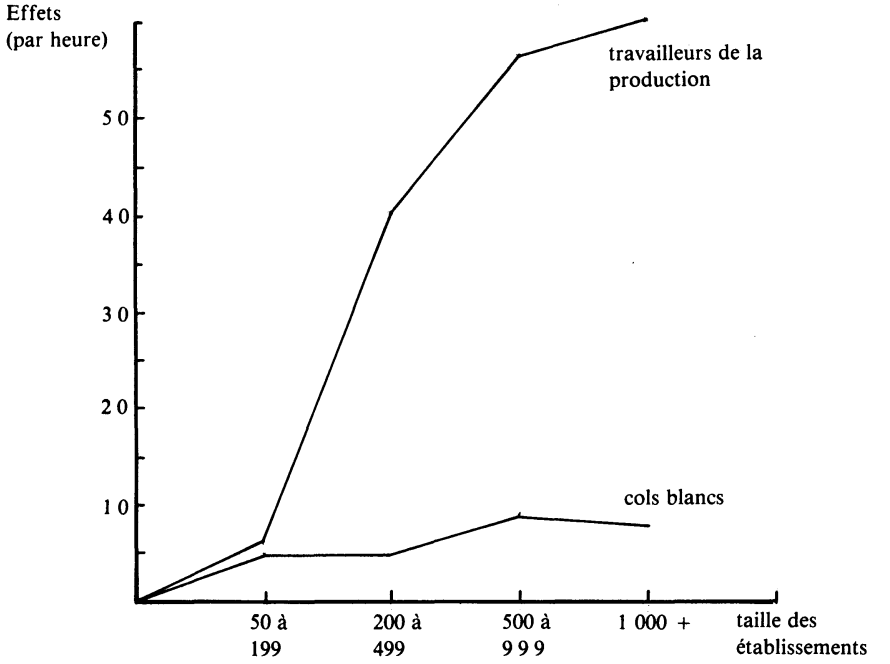
( ) indique l'écart-type

Les résultats indiquent qu'en ce qui concerne les employés de bureau où nous avons plus de 92,500 observations, l'effet net de la taille des entreprises sur les taux de rémunération des employés ne dépasse guère 13 cts l'heure. Pour les travailleurs à la production, toutefois, notre étude menée pour près de 80,700 taux horaires indique que cet effet mesuré par rapport aux établissements de moins de 50 employés atteint jusqu'à 57 cts l'heure, pour les salariés des établissements de 1,000 employés et plus. Ce qui représente quelque 25% du taux moyen de rémunération pour l'année à l'étude. Ce phénomène qui contraste avec ce qui se passe pour les employés de bureau, tendrait à une complémentarité élevée entre le capital physique et les travailleurs de la production, ceux-ci étant en contact avec les procédés de fabrication. On a vu, en effet, dans la présentation de notre modèle d'analyse, que les effets de taille dépendent du coefficient de substitution, (ou de complémentarité). Les cols blancs, par ailleurs, peuvent, dans une large mesure, exercer leurs activités indépendamment des procédés de fabrications. Leurs emplois étant alors moins spécifiques, leur mobilité est alors plus élevée, ce qui tendrait à amoindrir les disparités inter-entreprises, quelle que soit la taille. Car plus l'élasticité de l'offre, m, est élevée, c'est-à-dire plus la mobilité des salariés est élevée, moins les coefficients de disparité le seront.

Nous présentons ces résultats au graphique 1.

GRAPHIQUE 1

Effets de la taille des établissements selon la catégorie occupationnelle[1]



1 Les effets étant mesurés par rapport à la catégorie rejetée dans le terme constant, l'effet de la taille I (0-50) est alors nul.

Nous avons complété ces premières épreuves statistiques par une étude réduite à l'industrie manufacturière, pour les travailleurs de l'entretien, des services et des manoeuvres. L'homogénéité de ce groupe, qui couvre néanmoins 54,608 observations, nous permet de cerner davantage les effets de la taille des établissements. Notons que nous avons normalisé nos statistiques pour les vingt groupes majeurs du secteur de la fabrication, et comme précédemment pour les dix régions administratives du Québec, quinze groupes d'occupation et l'existence ou non d'une convention collective de travail. Il est important de souligner aussi le fait qu'en normalisant nos statistiques pour les vingt groupes majeurs du secteur manufacturier, nous éliminons ainsi la partie de la variance due aux variations intra-industries. Dans les deux régressions précédentes, seule la variance inter-secteur in-

dustriel a été éliminée. Enfin, en tenant compte des régions du Québec, nous éliminons aussi la variance due à la taille des villes qui est réputée avoir un effet sur les taux de rémunération.

TABLEAU 3

Effets de la taille des établissements sur les taux de rémunération, dans l'industrie manufacturière, travailleurs de l'entretien, services, manoeuvres

Nombre d'observation: 54,608

$R^2 = 0,74$

Constant: 0,896

Taille	Coefficients (dollars)
50-199 employés	0,089 (0,006)
200-499 employés	0,352 (0,006)
500-999 employés	0,474 (0,007)
1,000 employés +	0,554 (0,007)

( ) indique l'écart-type

Les résultats que nous avons obtenus vont dans le même sens que les précédants pour le même type d'occupation. Avec plus de 54,000 observations, portant sur les taux horaires, nous parvenons à expliquer 74% de la variance ($R^2 = .74$). L'effet de taille est statistiquement significatif et économiquement important. Par rapport aux travailleurs d'un établissement de moins de 50 employés, ceux des établissements de 500-999 employés et de 1,000 employés et plus bénéficient d'un effet net de 47 cts et 55 cts respectivement. Nous observons donc pour les salariés rattachés au secteur de la production un effet de la taille des établissements qui atteint (en 1968) jusqu'à 25% du taux moyen de rémunération.

La conclusion de notre étude est donc que la taille des établissements ne semble jouer aucun rôle significatif pour la détermination du niveau de rémunération des employés de bureau. Par contre, pour les travailleurs liés à la production, on observe un effet de la taille des établissements qui peut en termes quantitatifs s'évaluer à quelque 25% du taux moyen de rémunération.

ANNEXE

Modèle théorique des disparités de salaires

Soit la fonction de production dite C.E.S.:

$$Q = \gamma \{aK^{-\rho} + (1-a)\ L^{-\rho}\}^{-v/\rho} \text{ ----------(1)*}$$

$$\frac{\partial Q}{\partial L} = -\ v/\rho\ \gamma\ \{aK^{-\rho} + (1-a)\ L^{-\rho}\}^{-(1+v/\rho)}$$

$$X(1-a)(-\rho)\ L^{-(1+\rho)} \text{ ---(2)}$$

D'après l'équation (1):

$$Q^{-\rho/v} = \gamma^{-v/\rho}\ \{aK^{-\rho} + (1-a)\ L^{-\rho}\}$$

$$\gamma^{\rho/v} Q^{-\rho/v} = aK^{-\rho} + (1-a)\ L^{-\rho}$$

$$aK^{-\rho} = \gamma^{\rho/v} Q^{-\rho/v} - (1-a)\ L^{-\rho}$$

En substituant dans l'équation (2)

$$\frac{\partial Q}{\partial L} = -\ v/\cancel{\rho}\gamma\ \{\gamma^{\rho/v}\ Q^{-\rho/v} - \cancel{(1-a)}L^{-\rho}$$

$$+\ \cancel{(1-a)}L^{-\rho}\}^{-(1+v/\rho)}(1-a)(\cancel{-\rho})L^{-(1+\rho)}$$

$$\frac{\partial Q}{\partial L} = +v\ \gamma\{\gamma^{-(1+v/\rho)\rho/v}\ Q^{-(1+v/\rho)(-\rho/v)}$$

$$X\ (1-a)L^{-(1+\rho)}$$

$$\frac{\partial Q}{\partial L} = v\gamma^{-\rho/v}\ Q^{(1+\rho/v)}\ (1-a)L^{-(1+\rho)}$$

$$\frac{\partial Q}{\partial L} = v\gamma^{-\rho/v}\ \frac{Q}{L}^{(1+\rho/v)}(1-a)L^{-\rho}$$

Si maintenant on pose

$$W = \frac{\partial Q}{\partial L} \{p \ (1+ \frac{1}{\xi})\}$$

$$W = v\gamma^{-\rho/v} \ \frac{Q}{L}^{(1+\rho/v)} \ (1-a)L^{-\rho} \ p(1+\frac{1}{\xi})$$

Soit la fonction d'offre,

$$L = W^{m} \ \{X\},$$

o u

$$W^{m} = L \ \{X\}^{-1}$$

En combinant la fonction d'offre et la fonction de demande:

$$W^{1+m} = V \cdot \gamma^{1-\rho/v} \ \frac{Q}{L}^{(1+\rho/v)} \ (1-a)L^{1-\rho} \ \{X\}^{-1}$$

$$\ln W = \frac{1}{1+m}\{1-\rho/v \ln \gamma V(1-a) + (1+\rho/v)\ln (\frac{Q}{L})$$

$$+ (1-\rho)\ln L - \ln \{X\}^{(1)}$$

Wages Rates and Establishment Size in Québec

In this paper the authors conduct an analysis on the effects of establishment size on wage rates in Québec. The model used stems from a CES production function which permits variable return to scale. The labour demand function derived from this production function is combined with a supply function which has the wage rate as its basic argument and includes shift variables. The resulting wage determination equation has the wage rate as a function of the establishment's size and other demand and shift variables. The latter variables permit normalization for industrial and occupational structure regions (11 regions) and union influence. This procedure reveals the *net* effects of establishment size on hourly wage rates.

All independant variables are expressed in the form of dummy variables and establishment size is measured in total number of employees per establishment.

The data comes from the Labour Department, 1968 Wage Rate Survey, and reflects the wage rates of up to 90,000 salaried employees who were employed in 1968 in more than 5,000 establishments. We have conducted three regressions. The first deals with the production workers in the primary and manufacturing sectors. In the other two we are concerned respectively with office employees and production workers of the entire industrial sector.

The results give, in cents per hour, the effects of establishment size on wage rates (after normalizing for industrial and occupational structure, regions and union influence). In the primary and manufacturing sectors where we have more than 54,000 observations, 74% of the variance of the wage rates of the production workers are explained. The effects of establishment size on wage rates as measured by comparison with establishments of 49 employees or less is as follows:

Establishment size (employees)	50-199	200-499	500-999	1,000 +
Effects (cents per hour)	089	.352	.474	.554

In the sample comprising all the industries we have two regressions, one for office and.another for production workers. The results for production workers are about the same as those of the primary and manufacturing sectors for the same group, but when we limit our analysis to the office employees, the effects of establishment size are much less important as we see below:

Establishment size (employees)	50-199	200-499	500-999	1,000 +
Effects: Office employees	.093	.099	.136	.012
Effects: Production workers	.117	.394	.549	.570