Document generated on 06/01/2025 5:25 p.m.

L'Actualité économique

Demande de travail et d'heures supplémentaires : étude empirique pour le Canada et le Québec

Nawal Kamel, Pierre Mohnen and Paul-Martel Roy

Volume 64, Number 1, mars 1988

URI: https://id.erudit.org/iderudit/601435ar
DOI: https://doi.org/10.7202/601435ar

See table of contents

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)
1710-3991 (digital)

Explore this journal

Cite this article

Kamel, N., Mohnen, P. & Roy, P.-M. (1988). Demande de travail et d'heures supplémentaires : étude empirique pour le Canada et le Québec. *L'Actualité économique*, *64*(1), 23–43. https://doi.org/10.7202/601435ar

Article abstract

This study estimates what determines the demands for workers and hours worked and how these two factors are interrelated within a generalized flexible accelerator framework. The model is estimated on monthly data from the manufacturing sectors of Canada and of Québec from May 1983 to February 1986. Our estimations on both sets of data reveal 1) that a reduction in the usual number of hours worked per week would decrease employment and increase the average number of overtime hours, and 2) that a reduction in the fixed costs per full-time worker would increase employment and decrease overtime work in the short run.

Tous droits réservés © HEC Montréal, 1988

This document is protected by copyright law. Use of the services of Érudit (including reproduction) is subject to its terms and conditions, which can be viewed online.

https://apropos.erudit.org/en/users/policy-on-use/

This article is disseminated and preserved by Érudit.

Érudit is a non-profit inter-university consortium of the Université de Montréal, Université Laval, and the Université du Québec à Montréal. Its mission is to promote and disseminate research.

https://www.erudit.org/en/

L'Actualité Économique. Revue d'analyse économique, vol. 64, n° 1, mars 1988

DEMANDE DE TRAVAIL ET D'HEURES SUPPLÉMENTAIRES : ÉTUDE EMPIRIQUE POUR LE CANADA ET LE QUÉBEC

Nawal KAMEL
Oxford University
Pierre MOHNEN
Paul-Martel ROY
Université du Québec à Montréal *

Cette étude estime les déterminants des demandes de travailleurs et d'heures travaillées et les interrelations entre ces deux facteurs à partir d'un modèle d'ajustement flexible généralisé. Le modèle est estimé avec les données mensuelles des secteurs manufacturiers québécois et ontarien de mai 1983 à février 1986. Deux résultats ressortent de nos estimations tant pour le Canada que pour le Québec : 1) une diminution de la semaine normale de travail aurait un impact négatif sur l'emploi et positif sur la moyenne d'heures supplémentaires ; 2) une diminution des coûts fixes par travailleur à temps plein augmenterait le nombre de personnes employées et diminuerait le temps supplémentaire à court terme.

This study estimates what determines the demands for workers and hours worked and how these two factors are interrelated within a generalized flexible accelerator framework. The model is estimated on monthly data from the manufacturing sectors of Canada and of Québec from May 1983 to February 1986. Our estimations on both sets of data reveal 1) that a reduction in the usual number of hours worked per week would decrease employment and increase the average number of overtime hours, and 2) that a reduction in the fixed costs per full-time worker would increase employment and decrease overtime work in the short run.

Nous tenons à remercier Jac-André Boulet et un arbitre pour leurs commentaires pertinents.

* Département des sciences économiques et LABREV.

1. INTRODUCTION

La réduction du temps de travail et la redistribution de ce travail à des chômeurs est une mesure qui a été entreprise par plusieurs gouvernements européens pour réduire le chômage involontaire mais qui n'a pas toujours été couronnée de succès. Evans (1975), Ginneken (1984) et König et Pohlmeier (1987) trouvent, pour la Grande-Bretagne, la France et la République Fédérale d'Allemagne respectivement, que la réduction du temps de travail dans ces deux pays n'a pas eu l'effet escompté sur l'emploi principalement à cause de l'augmentation du temps supplémentaire qui s'en est suivie. Fortin (1985) démontre théoriquement cette proposition. Dans la présente étude, nous avons voulu examiner empiriquement cet argument pour le Canada et le Québec en estimant l'interdépendance à court terme entre la demande de travailleurs et la demande d'heures et la dynamique de l'ajustement interrelié entre ces deux facteurs.

Pour ce faire, nous supposons une firme « rationnelle », confrontée à un problème de minimisation des coûts, sous contrainte d'un niveau de production donné. La solution à ce problème détermine la demande désirée de la firme pour les différents facteurs de production. Une fois cet optimum de long terme déterminé, la firme ajuste simultanément ses facteurs de production vers l'équilibre de long terme suivant un processus d'ajustement interdépendant. Ce processus à deux étapes a été formalisé par Nadiri et Rosen (1969).

D'après leurs résultats portant sur le secteur manufacturier américain de 1947 à 1962, le capital suivrait un ajustement très lent vers l'équilibre : après 4 ou 5 trimestres, 20 % seulement de l'ajustement final de ce facteur a effectivement lieu. Ce résultat a poussé Hazledine (1978) à reprendre leur modèle en considérant le facteur capital comme fixe. De plus, Hazledine souligne la très forte corrélation entre le taux d'utilisation du capital et le taux d'utilisation du travail (les heures) et choisit ainsi de considérer le taux d'utilisation du capital comme fixe lui aussi. On peut également considérer, comme le fait Shapiro (1986), que l'utilisation plus intensive du capital requiert du temps-travail supplémentaire et par conséquent interpréter le temps supplémentaire comme mesurant à la fois l'utilisation du travail et du capital. Quoi qu'il en soit, nous avons retenu une approche de court terme, qui consiste à traiter le capital comme entièrement fixe et à ne retenir que les demandes de l'entreprise en travailleurs * et en heures, suivant un système d'équations simultanées d'ajustements partiels interdépendants vers l'équilibre.

Notre modèle se différencie cependant de ceux mentionnés ci-haut en ce qu'il tient compte explicitement des coûts fixes par travailleur, du coût des heures supplémentaires, de la présence de personnes à temps partiel (pour lesquelles les coûts fixes sont considérés comme nuls) et enfin d'un taux d'absentéisme anticipé. Nous nous sommes, en ceci, fortement inspirés du modèle de Ehrenberg (1971) qui intègre, lui aussi, la plupart de ces éléments à la fonction de coût total du travail.

---

* L'emploi du masculin ne vise qu'à alléger le texte.

Nos données, tant pour le Canada que pour le Québec, couvrent 34 mois, de mai 1983 à février 1986, et proviennent du secteur manufacturier. Nous aurions aimé avoir des données au niveau des entreprises de ce secteur. Cependant, dans l'état actuel des choses, seule une enquête spéciale nous aurait permis d'obtenir de telles données.

L'estimation de notre modèle pour le Canada et le Québec nous permettra :

1) d'obtenir une évaluation sommaire de l'ajustement emploi-heures dans le très court terme,

2) d'obtenir une évaluation de l'impact des variables exogènes de notre modèle sur la demande d'emplois et d'heures, une fois que l'équilibre de court terme est atteint dans un contexte où le capital K est fixe. Ces variables exogènes sont le niveau de la production, les coûts fixes par travailleur, le taux horaire, les heures normales, la surprime, le taux d'absentéisme et la proportion de personnes à temps partiel,

3) de vérifier la thèse selon laquelle une réduction de la semaine légale de travail mène à une diminution de l'emploi, dans le cas où les entreprises engagent à temps supplémentaire,

4) de vérifier la thèse selon laquelle une diminution des coûts fixes par travailleur à temps plein augmenterait l'emploi total.

2. Modèle

2.1 *Coût du travail*

Dans le court terme, on peut considérer que la firme fait face à un niveau de production donné x, une technologie donnée et un stock de capital donné K. Comme nous travaillons avec des données mensuelles, l'hypothèse de l'exogénéité du stock de capital est défendable. La firme ne détermine alors que le flux de travail désiré, c'est-à-dire le nombre de travailleurs N (les emplois) et le nombre d'heures de travail par personne occupée H (les heures).

Le problème de la firme est donc de choisir une combinaison optimale (N^*, H^*) qui lui permettra de minimiser les coûts du facteur travail. Le choix entre ces deux composantes dépendra de leur coût relatif. Ces coûts se divisent en deux catégories :

(1) les coûts directs, reliés directement aux heures de travail fournies, à savoir le salaire,

(2) les coûts indirects, ou coûts fixes, reliés plutôt au nombre de personnes engagées. Ceux-ci se composent notamment des frais d'embauche, de formation, de contributions aux divers régimes de pensions, d'assurances collectives, d'indemnisation etc.

La fonction de « coût total du travail » $C(N, H)$ s'écrit explicitement comme suit :

$$C(N, H) = (1-\alpha)\, NF + s\overline{H}\,(1-a)\, N + sp\,(1-a)\tau(H-\overline{H})\, N + s(1-\tau)\,(1-a)\,(H-\overline{H})N \qquad (1)$$

où :

F: coûts indirects (fixes) par travailleur à temps plein

N: nombre de travailleurs

s: taux horaire par travailleur

$\overline{H}$: moyenne hebdomadaire d'heures « normales » par travailleur, payées au taux horaire régulier s

p: prime pour temps supplémentaire

H: moyenne, par travailleur, d'heures fournies en une semaine

a: taux attendu d'absentéisme

τ: fraction des heures supplémentaires rémunérées au taux de la surprime

α: proportion de travailleurs à temps partiel

$(H-\overline{H})$ moyenne hebdomadaire, par travailleur, d'heures supplémentaires.

2.2 *Hypothèses*

Nous posons les hypothèses suivantes :

1) Nous sommes dans une situation où $H > \overline{H}$, de sorte qu'il y a des heures supplémentaires représentées par $(H-\overline{H}) > 0$. Une augmentation marginale de H signifie donc une augmentation du temps supplémentaire.

2) F, p, τ, α et a sont exogènes à notre modèle. L'entreprise du modèle prend donc, dans le court terme, tous ces éléments comme déterminés d'avance par des facteurs tels que les normes institutionnelles, le type d'organisation du travail (rigidités de fractionnement du travail), et enfin le côté offre de travail (présence de femmes, d'étudiants...). En outre, de par leur définition même, les restrictions suivantes s'imposent sur les variables exogènes du modèle :

$F > 0$

$p > 1$

$0 \leq a < 1$

$0 \leq \tau \leq 1$

$0 \leq \alpha < 1$

3) Les personnes à temps partiel :

   i) ont le même taux de salaire que les personnes à temps plein

   ii) ont des coûts indirects nuls

   iii) ont le même taux d'absentéisme que les personnes à temps plein

   iv) font, en moyenne, autant d'heures supplémentaires que les personnes à temps plein et sont soumis au même taux de paiement de la surprime.

4) La technologie est représentée par une fonction de production quasi concave $x = f((1-a)N,H,K)$ avec :

   $f_i > 0,\ i = (1-a)N,H,K.$

2.3 *Impact des variables exogènes sur les fonctions de demande (N*,H*)*

Pour un niveau de production donné x et pour un stock de capital fixe K, le problème de la firme est donc de minimiser le coût total du facteur travail $C(N,H)$, c'est-à-dire de choisir les niveaux d'emplois et d'heures N^* et H^* de telle sorte que :

$$C(N^*,H^*) = \min_{(N,H)} C(N,H) \tag{2}$$

sous la contrainte de la fonction de production :

$$x = f[(1-a)N^*,H^*,K].$$

En résolvant ce problème, nous obtenons les demandes dérivées de court terme N^*, H^* comme fonctions de toutes les variables exogènes du modèle :

$$N^* = N^*(x,\ a,\ F,\ s,\ p,\ \overline{H},\ \tau,\ \alpha)$$

$$H^* = H^*(x,\ a,\ F,\ s,\ p,\ \overline{H},\ \tau,\ \alpha). \tag{3}$$

En prenant la différentielle totale des conditions du premier ordre, nous obtenons un système de trois équations dans dH, dN et $d\lambda$. La formule de Cramer nous permet de résoudre ce système d'équation pour dH et dN, en fonction de toutes les variables exogènes. À partir de ces solutions, on peut déduire l'influence de chacune des variables exogènes sur les optima (N^*,H^*) de court terme, en examinant le signe des dérivées partielles[1]. On trouve ainsi que :

$$\frac{\partial N}{\partial x}, \frac{\partial N}{\partial a} \text{ indéterminés, } \frac{\partial N}{\partial F} < 0 \text{ et } \frac{\partial N}{\partial s}, \frac{\partial N}{\partial p}, \frac{\partial N}{\partial \overline{H}}, \frac{\partial N}{\partial \tau}, \frac{\partial N}{\partial \alpha} > 0$$

$$\frac{\partial H}{\partial x}, \frac{\partial H}{\partial a} \text{ indéterminés, } \frac{\partial H}{\partial F} > 0 \text{ et } \frac{\partial H}{\partial s}, \frac{\partial H}{\partial p}, \frac{\partial H}{\partial \overline{H}}, \frac{\partial H}{\partial \tau}, \frac{\partial H}{\partial \alpha} < 0. \tag{4}$$

1. Une dérivation détaillée de ces résultats est présentée à l'annexe A.

2.4 *Processus d'ajustement vers l'équilibre N*,H**

Supposons maintenant qu'il y a une augmentation du niveau x de production prédéterminée, mais que la firme n'a pas de certitude quant à la permanence de ce changement. En un premier temps, on s'attend à ce que la firme ait tendance à s'ajuster par une augmentation des heures supplémentaires plutôt que de l'emploi, car cette méthode n'engage pas la firme à assurer un emploi permanent et constitue généralement un moyen plus rapide et moins coûteux que celui des changements temporaires dans l'emploi, même s'il faut verser une surprime. Cependant, au fur et à mesure que la permanence du changement devient évidente, et que de nouveaux travailleurs sont recrutés, l'entreprise entre dans une deuxième phase d'ajustement au cours de laquelle elle augmente graduellement l'emploi et réduit les heures supplémentaires. Rosen (1968) a testé et confirmé cette théorie de l'ajustement de l'entreprise.

Pour tenir compte formellement d'un tel processus d'ajustement de l'emploi et des heures vers l'équilibre de court terme, nous avons adopté le système d'ajustement flexible généralisé suggéré par Nadiri et Rosen (1969),

$$\begin{bmatrix} N_t - N_{t-1} \\ H_t - H_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{11}\,\beta_{12} \\ \beta_{21}\,\beta_{22} \end{bmatrix} \quad \begin{bmatrix} N_t^* - N_{t-1} \\ H_t^* - H_{t-1} \end{bmatrix} \tag{5}$$

où N_t^*, H_t^* sont les demandes optimales d'emplois et d'heures au temps t, N_t et H_t sont les demandes effectives au temps t et β_{ij} $(i,j = 1,2)$ sont les coefficients d'ajustements partiels interdépendants[2].

Sous forme matricielle, le système s'écrit:

$$Y_t = (I - \beta)\ Y_{t-1} + \beta Y_t^* \tag{6}$$

où $Y_t' = [N_t\ H_t]$, $Y_t^{*\prime} = [N_t^*\ H_t^*]$.

Le système converge vers l'équilibre Y_t^*, lorsque les racines caractéristiques λ_i de la matrice $(I - \beta)$ se trouvent toutes à l'intérieur du cercle unitaire. La condition de convergence s'écrit donc:

$$\forall i \qquad 0 \leq |\lambda_i| < 1.$$

2.5 *Estimation économétrique du modèle*

Nous avons estimé le modèle spécifié dans la section précédente à partir de données mensuelles pour le secteur manufacturier au Canada et au Québec. Nos données proviennent en grande partie d'une compilation spéciale effectuée par Statistique Canada à partir de «l'Enquête sur l'emploi, la rémunération et les heures du travail» (E.E.R.H.) et de «l'Enquête sur la population active» (E.P.A.). Elles sont mensuelles et couvrent la période allant de mai 1983 à février 1986.

---

2. Lucas (1967) a montré que le processus d'ajustement flexible généralisé peut être dérivé comme une approximation linéaire autour de la solution de long terme du système d'équations différentielles que sont les conditions d'Euler d'un problème dynamique avec coûts d'ajustements.

On trouvera à l'annexe B des détails concernant la construction de chacune des variables du modèle, ainsi qu'une identification des sources de nos données.

Notre choix s'est porté sur le secteur manufacturier, car c'est le secteur où la pratique du temps supplémentaire est la plus répandue : l'indice de l'importance relative du temps supplémentaire, mesuré par le rapport entre la proportion de temps supplémentaire effectuée et la proportion d'heures effectivement travaillées est, dans le secteur manufacturier, de 15 % au-dessus de la moyenne pour l'ensemble des branches d'activité entre 1975-85 au Canada et de 18 % au Québec (voir Kamel (1987)).

Les équations à estimer sont les équations (5) où N_t^* et H_t^* sont remplacés par leurs déterminants, qui apparaissent dans les équations (3)[3]. Suivant Nadiri et Rosen (1974), nous avons retenu la spécification log-linéaire du modèle, de sorte que toutes les variables sont mesurées en logarithmes. Au lieu de dériver H^* et N^* d'une fonction de production particulière, nous supposons simplement que la relation entre H^* et N^* et leurs déterminants respectifs est log-linéaire. Les deux équations à estimer tiennent à un terme d'erreur près. Le vecteur des deux termes d'erreur suit une distribution normale bivariée à moyenne nulle et à matrice de variances-covariances contemporaines positive définie.

Nous utilisons la méthode des moindres carrés ordinaires pour l'estimation de notre système d'équation, l'estimation par la méthode des équations apparemment indépendantes n'ajoutant rien à l'efficience de l'estimation en présence des mêmes régresseurs et en l'absence de restrictions paramétriques entre équations.

3. RÉSULTATS

3.1 *Paramètres estimés*

Les résultats de l'estimation du modèle pour les secteurs manufacturiers canadiens et québécois sont présentés aux tableaux 1 et 2. Les résultats sont plus significatifs pour le Canada que pour le Québec. En particulier, la demande d'emplois pour le Québec est peu satisfaisante[4].

3.2 *Coefficients d'ajustement*

Les ajustements dynamiques de nos deux facteurs de production sont évalués par les coefficients des variables dépendantes retardées dans notre système d'équations. Ainsi, le coefficient de N_{t-1} dans la régression de N_t est l'estimation de

3. Nos données sont en partie compilées à partir de l'E.E.R.H. qui définit les heures supplémentaires comme étant « les heures payées à un taux majoré ». Nous sommes donc contraints, pour des raisons de cohérence avec nos données, à poser l'hypothèse que toutes les heures supplémentaires sont payées à taux majoré. En d'autres termes, on pose l'hypothèse : $\tau = 1$.

4. D'après nos estimations, les racines caractéristiques de la matrice $(I-\beta)$, c'est-à-dire les solutions de l'équation $\lambda^2 - \text{trace}\,(I-\beta)\,\lambda + |I-\beta| = 0$, sont à l'intérieur du cercle unitaire pour les deux échantillons de données. Le système dynamique considéré est donc stable et converge vers l'équilibre N^* et H^*.

TABLEAU 1

ESTIMATION DU MODÈLE POUR LE CANADA, SECTEUR MANUFACTURIER, MAI 1983 – FÉVRIER 1986

Variable indépendante	Variables dépendantes	
	N_t (emplois)	H_t (heures)
constante	−13,9512 **	−1,7105 *
	(−3,098)	(−1,725)
N_{t-1}	0,5961 **	0,0272
	(5,069)	(1,049)
H_{t-1}	−2,6122 **	0,3294 **
	(−4,104)	(2,350)
PROD	−0,0282	0,0162 **
	(−1,038)	(2,705)
FIX	−0,1577 *	0,0406 **
	(−1,725)	(2,015)
TH	0,3181 **	−0,0613 **
	(2,803)	(−2,454)
HN	7,1722 **	1,0280 **
	(5,594)	(3,641)
P	0,0178	−0,0111
	(0,236)	(−0,667)
AB	0,0007	−0,0036 **
	(0,139)	(−3,309)
TP	−0,0347	−0,0259 **
	(−1,007)	(−3,407)
R^2 ajusté	0,8836	0,7868
Durbin h	−0,0120	−1,8469

Les chiffres entre parenthèses sont les statistiques t.

* statistiquement significatif au seuil de 10 %
** statistiquement significatif au seuil de 5 %

TABLEAU 2

ESTIMATION DU MODÈLE POUR LE QUÉBEC, SECTEUR MANUFACTURIER, MAI 1983 – FÉVRIER 1986

Variable indépendante	Variables dépendantes	
	N_t (emplois)	H_t (heures)
constante	−3,6491	−1,1363 **
	(−0,947)	(−2,076)
N_{t-1}	0,7357 **	0,0034
	(5,581)	(0,184)
H_{t-1}	−1,0741	0,1599
	(−1,348)	(1,412)
PROD	0,1210 **	0,0239 **
	(1,907)	(2,648)
FIX	−0,0142	0,0273
	(−0,067)	(0,904)
TH	−0,0774	−0,0362
	(−0,457)	(−1,505)
HN	2,2594	0,9912 **
	(1,394)	(4,304)
P	−0,0601	0,0035
	(−0,345)	(0,140)
AB	0,0017	−0,0031 **
	(0,225)	(−2,884)
TP	−0,0104	−0,0178 **
	(−0,443)	(−5,350)
R^2 ajusté	0,5740	0,8461
Durbin h	2,4156	−0,1941

Les chiffres entre parenthèses sont les statistiques t.

** statistiquement significatif au seuil de 5 %

$(1-\beta_{11})$ de notre modèle et le coefficient de H_{t-1} dans la régression H_t est l'estimation de $(1-\beta_{22})$ de notre modèle. Ces estimations mesurent les ajustements propres de l'emploi et des heures. Le coefficient de H_{t-1} dans la régression de N_t et celui de N_{t-1} dans la régression de H_t estiment $-\beta_{12}$ et $-\beta_{21}$ et représentent les ajustements croisés emplois-heures. Ainsi, $-\beta_{21}$ indique l'effet d'un déséquilibre dans l'emploi sur les heures supplémentaires et $-\beta_{12}$ l'effet d'un déséquilibre dans les heures sur la demande d'emploi. On s'attend à ce que tous les coefficients d'ajustement propre soient inférieurs à l'unité et que l'ajustement propre des heures soit plus important que celui de l'emploi. De plus, en raison de la thèse de Nadiri et Rosen (1969) sur la nature « inter-reliée » des ajustements de la demande d'emplois et d'heures, nous nous attendons à des coefficients d'ajustements croisés significativement différents de zéro. On trouvera aux tableaux 3 et 4 l'estimation de tous les coefficients d'ajustement ainsi que leur seuil de signification.

Les coefficients des variables retardées indiquent un ajustement propre assez rapide des heures : 0,6706 pour le Canada et 0,8401 pour le Québec. Dans le cas de l'emploi, le coefficient d'ajustement propre n'est que de 0,4035 pour le Canada et de 0,2643 pour le Québec, indiquant ainsi un ajustement propre plus lent des emplois. Alors que le nombre de personnes employées s'ajuste moins vite face à son propre déséquilibre que le nombre d'heures travaillées par personne, nos résultats suggèrent que les firmes compensent l'ajustement incomplet des heures par un ajustement plus rapide de l'emploi. Par contre, l'effet sur les heures d'un déséquilibre de l'emploi n'est pas significatif. Le simple fait que le coefficient β_{12} soit significatif va dans le sens de l'existence d'une interrelation entre les demandes d'emplois et d'heures, tel que suggéré par Nadiri et Rosen (1969, 1974).

Il est surprenant que les firmes se servent du stock de travailleurs pour résorber en partie leur demande excédentaire d'utilisation du facteur travail. Ce résultat va à l'encontre de ceux obtenus par Nadiri et Rosen (1974) pour le secteur manufacturier en entier ainsi que pour chacun des sous-secteurs manufacturiers à deux chiffres aux États-Unis pour la période 1954-1967. Une explication possible de notre résultat résiderait dans la demande accrue pour le temps partiel au cours des années récentes. Sur la base des données fournies par Statistique Canada provenant de l'enquête sur la population active, nous avons en effet calculé que le pourcentage d'heures habituelles fournies par les personnes à temps partiel est passé de 4,06 % en 1975 à 6,12 % en 1984 pour le Canada et de 2,74 % à 6,12 % pour le Québec. Nous avançons l'hypothèse que les firmes s'ajusteraient plutôt par les travailleurs à temps partiel que par les heures supplémentaires à cause du paiement de la surprime pour ces dernières et plutôt par le travail à temps partiel que par le travail à temps plein à cause du coût fixe relié à l'engagement de travailleurs à temps plein. L'examen de cette hypothèse nécessiterait un modèle plus large où temps plein et temps partiel seraient dissociés tant au niveau de l'emploi qu'au niveau des heures.

TABLEAU 3

LES COEFFICIENTS D'AJUSTEMENT POUR LE SECTEUR MANUFACTURIER AU CANADA

MAI 1983 – FÉVRIER 1986

Déséquilibres \ Ajustements	Emploi	Heures
Emploi	0,4039 ***	−0,0272
	(5,069)	(−1,049)
Heures	2,6122 ***	0,6706 **
	(4,104)	(2,350)

** significatif au seuil de 2 %
*** significatif au seuil de 1 %

SOURCE : Tableau 1 et équation (6).

TABLEAU 4

LES COEFFICIENTS D'AJUSTEMENT POUR LE SECTEUR MANUFACTURIER DU QUÉBEC

MAI 1983 – FÉVRIER 1986

Déséquilibres \ Ajustements	Emploi	Heures
Emploi	0,2643 ***	−0,0034
	(5,581)	(−0,184)
Heures	1,0741 *	0,8401 *
	(1,348)	(1,412)

* significatif au seuil de 20 %
*** significatif au seuil de 1 %

SOURCE : Tableau 2 et équation (6).

3.3 *Élasticités de très court terme*

Avant de procéder à l'examen des coefficients des variables exogènes, nous tenons à souligner que ces derniers représentent ce que nous appellerons les « élasticités de très court terme », à savoir celles qui concernent l'impact immédiat sur l'emploi et les heures avant tout ajustement. L'impact des variables exogènes sur les niveaux respectifs d'équilibre de court terme H^* et N^*, qui fait l'objet du modèle, sera calculé plus loin. On parlera alors d'« élasticités d'équilibre de court terme ».

Le niveau de production *PROD* a un effet positif important sur les heures supplémentaires. L'effet sur la détermination du niveau d'emploi est moins impor-

tant et même non significatif pour le secteur manufacturier canadien.

Au Canada, l'augmentation des coûts fixes par travailleur *FIX* mène, dans le très court terme, à une augmentation du temps supplémentaire et à une diminution (résultat moins significatif) de l'emploi. Au Québec, les effets des coûts fixes par travailleur n'ont pas pu être estimés de manière significative, peut-être à cause de la faible qualité de cette donnée pour le Québec (voir annexe B).

L'augmentation du taux horaire *TH* mène, dans le très court terme, à une diminution des heures supplémentaires et à une augmentation de l'emploi. Ainsi, quand le taux horaire augmente, le temps supplémentaire devient plus coûteux. Les coûts fixes par travailleur demeurant inchangés, il devient relativement moins cher d'engager de nouveaux employés que d'avoir recours au temps supplémentaire qui, rappelons-le, est toujours (dans notre modèle) payé à taux majoré. De nouveau, les résultats pour le Québec sont peu significatifs.

L'élasticité de très court terme par rapport au niveau *HN* d'heures normalement travaillées est positive tant pour l'emploi que pour la demande d'heures. L'effet semble être plus important sur l'emploi, bien qu'il ne soit significatif qu'au seuil de 20 % au Québec.

La surprime *P*, dans le très court terme, n'est significative ni dans le cas des heures ni dans le cas de l'emploi. Nous ne pouvons que souligner ici le fait que la construction de cette variable est basée sur l'hypothèse que toutes les heures travaillées au-delà de la semaine normale de travail sont payées à taux majoré (voir annexe B). Des données plus précises quant au taux de paiement de la surprime auraient probablement amélioré la performance de cette variable.

D'après nos estimations pour le très court terme, le taux d'absentéisme *AB* prévu agit significativement (seuil de 1 %) de façon négative sur les heures supplémentaires, mais ne semble pas affecter de façon significative l'emploi.

La proportion *TP* de personnes à temps partiel a un effet significatif (au seuil de 1 %) négatif sur les heures supplémentaires, dans le très court terme. La variable n'est cependant pas significative pour l'emploi.

3.4 *Élasticités d'équilibre de court terme*

Les coefficients apparaissant aux tableaux 1 et 2 représentent, pour chacune des variables indépendantes, les élasticités de très court terme d'ajustement de H_t et N_t vers leur équilibre H_t^* et N_t^* pour un stock de capital donné. Les élasticités exprimant l'impact de chacune des variables exogènes sur le niveau d'équilibre de court terme N_t^*, H_t^* sont celles que nous avons appelées « élasticités d'équilibre de court terme ». Ce sont celles-ci qui font l'objet des prévisions de notre modèle.

D'après Nadiri et Rosen (1974), ces élasticités d'équilibre peuvent être calculées par:

$$[\mathbf{I} - (\mathbf{I}-\boldsymbol{\beta})]^{-1}\,\boldsymbol{\beta}\mathbf{A}$$

où $(\mathbf{I}-\boldsymbol{\beta})$ est la matrice de coefficients des variables retardées $\mathbf{Y}_{t-1}$

et $\boldsymbol{\beta}\mathbf{A}$ est la matrice de coefficient des variables exogènes.

On trouvera aux tableaux 5 et 6 les élasticités d'équilibre de court terme. Notons tout de suite que pour le Canada, toutes les variables exogènes, sauf la proportion de travailleurs à temps partiel *TP*, agissent dans le sens prévu par notre modèle, tandis que, pour le Québec, trois variables (*TH*, *P* et *TP*) ont un impact contraire aux prévisions du modèle.

Un résultat a priori surprenant est l'élasticité négative à court terme de l'emploi par rapport à la production. Ainsi, une fois les ajustements interactifs emplois/heures effectués, et en l'absence de tout ajustement du facteur capital, une augmentation de 1 % du niveau de production prédéterminé produirait une diminution de 0,05 % de l'emploi total et une augmentation de 0,2 % de la moyenne d'heures supplémentaires. Il ne faut pas perdre de vue cependant que l'emploi N_t mesure tous les emplois, aussi bien ceux à temps plein que ceux à temps partiel. Une diminution de N_t reflète donc une diminution du nombre de personnes employées et non pas nécessairement une diminution des emplois en équivalent temps plein. En outre, il est à noter que H_t mesure la moyenne, par personne occupée, des heures supplémentaires. Lorsque le nombre de personnes occupées N_t diminue, cette moyenne peut donc augmenter, sans pour autant qu'il y ait de changement dans le nombre total d'heures supplémentaires. Le tout dépend de l'importance relative du changement de N_t et des heures supplémentaires effectuées.

Tant pour le Canada que pour le Québec, nos résultats indiquent que c'est l'augmentation des heures normales qui produirait l'augmentation la plus importante de l'emploi total et la diminution la plus importante de la moyenne d'heures supplémentaires. Ainsi, au Canada, une fois l'équilibre de court terme atteint, une augmentation de 1 % des heures normales produirait une augmentation de 14 % de l'emploi total et une diminution de 53,5 % de la moyenne d'heures supplémentaires par personne occupée. De ces 53,5 % de diminution, 12,3 % sont attribuables directement à l'augmentation du nombre de personnes occupées N_t, et le reste, soit 41,2 %, à une diminution réelle des heures supplémentaires totales. Ce résultat est conforme à la prédiction du modèle de Fortin (1985).

Ce dernier examine également les réactions de long terme, quand K et x sont eux-mêmes variables, d'une réduction de la semaine légale de travail sur les demandes d'emplois et d'heures supplémentaires. Il souligne qu'à long terme une réduction de la semaine normale de travail aurait un effet plus néfaste sur l'emploi, que le capital et les heures travaillées sont des facteurs substituts, et que la production baisse suite à une hausse du coût marginal engendrée par cette politique.

Pour le Canada, nos résultats confirment les prévisions du modèle, à savoir qu'une augmentation du taux horaire ou de la surprime pour le temps supplémen-

TABLEAU 5

ÉLASTICITÉS D'ÉQUILIBRE DE COURT TERME, SECTEUR MANUFACTURIER AU CANADA
MAI 1983 – FÉVRIER 1986

Variables indépendantes	Variables dépendantes	
	N_t (emplois)	H_t (heures)
PROD	−0,0540	0,2346
FIX	−0,3061	1,2528
TH	0,6038	−2,5027
HN	14,1490	−53,5818
P	0,0340	−0,1491
AB	0,0011	−0,0096
TP	−0,0701	0,2345

TABLEAU 6

ÉLASTICITÉS D'ÉQUILIBRE DE COURT TERME, SECTEUR MANUFACTURIER AU QUÉBEC
MAI 1983 – FÉVRIER 1986

Variables indépendantes	Variables dépendantes	
	N_t (emplois)	H_t (heures)
PROD	0,4508	−0,5479
FIX	−0,0524	0,0995
TH	−0,2886	0,3260
HN	8,4252	−9,5921
P	−0,2237	0,2819
AB	0,0063	−0,0117
TP	−0,0390	0,0286

taire amène, à l'équilibre de court terme, une augmentation de l'emploi et une réduction de la moyenne d'heures supplémentaires. Les résultats pour le Québec vont à l'encontre des prévisions du modèle. Le secteur manufacturier canadien semble être plus sensible que celui du Québec dans ses demandes d'emplois et d'heures face à des variations du salaire horaire mais moins sensible face à celles de la surprime pour le temps supplémentaire.

Quant aux coûts fixes par travailleur à temps plein nos résultats sont très similaires pour le Canada et pour le Québec. Une augmentation de 1 % de ceux-ci amènerait, à l'équilibre de court terme, une diminution de l'emploi total entre 0,3 % et 0,5 % et une augmentation de la moyenne d'heures supplémentaires entre 1 % et 1,2 %.

Le taux d'absentéisme *AB* exerce, dans notre modèle, un effet indéterminé sur les heures supplémentaires et sur l'emploi. Nos résultats, par contre, démontrent un impact négatif sur la moyenne d'heures supplémentaires et positif sur l'emploi, bien qu'il ne semble pas être très important ni sur N_t^* ni sur H_t^*.

La proportion de travailleurs à temps partiel, bien qu'affichant des élasticités d'équilibre de court terme peu importantes, est la seule variable à avoir des signes contraires à ceux prévus par le modèle dans les deux cas. Une augmentation de 1 % de la proportion de personnes à temps partiel provoquerait une diminution de l'emploi total de l'ordre de 0,07 % au Canada et de 0,04 % au Québec et une augmentation de la moyenne de temps supplémentaire de l'ordre de 0,2 % et 0,02 % respectivement. On peut expliquer ce résultat inattendu en avançant l'hypothèse qu'une augmentation de la proportion de travailleurs à temps plein se produit habituellement dans un contexte de diminution de l'emploi total.

Ce qui ressort donc clairement des deux tableaux est l'impact positif sur l'emploi et négatif sur les heures supplémentaires d'une augmentation des heures normales et d'une diminution des coûts fixes par travailleur.

4. Conclusion

Notre modèle de détermination d'emplois et d'heures supplémentaires, basé sur un objectif de minimisation des coûts totaux du facteur travail, le facteur capital demeurant fixe, nous permet d'avancer que dans le court terme :

1) Une augmentation de la surprime provoquerait une diminution des heures supplémentaires et une augmentation de l'emploi total.

2) Une augmentation des coûts fixes par travailleur provoquerait une diminution de l'emploi total et une augmentation des heures supplémentaires.

3) Une augmentation des heures normales de travail provoquerait une augmentation de l'emploi total et une diminution du temps supplémentaire.

4) Une augmentation du taux horaire provoquerait aussi une augmentation de l'emploi total et une diminution du temps supplémentaire.

5) Une augmentation de la proportion de travailleurs à temps partiel provoquerait une augmentation de l'emploi total et une diminution du temps supplémentaire.

Nos estimations, pour le secteur manufacturier au Canada, donnent des résultats conformes aux prévisions de notre modèle sur tous ces éléments sauf le dernier. Les résultats pour le Québec sont moins concluants. Cependant, deux éléments ressortent de nos estimations tant pour le Canada que pour le Québec :

1) Une diminution de la semaine normale de travail aurait un impact négatif sur le nombre de personnes employées (l'emploi total) et positif sur la moyenne d'heures supplémentaires. Une diminution de la semaine de travail, si elle n'est pas accompagnée de mesures restreignant la pratique du temps supplémentaire, amènerait donc, dans le court terme, une diminution de l'emploi total.

2) Une diminution des coûts fixes par travailleur à temps plein augmenterait le nombre de personnes employées et diminuerait le temps supplémentaire, dans le court terme.

Comme nous l'avons mentionné précédemment, le modèle pourrait être enrichi en distinguant entre les employés à temps partiel et ceux à temps plein et entre les heures travaillées par les deux groupes de travailleurs. Ceci permettrait de faire une analyse plus précise des impacts de diverses politiques sur l'emploi. Il serait également intéressant de pouvoir estimer le modèle à partir de données relatives à des entreprises du secteur manufacturier. Ceci nécessiterait une enquête spéciale auprès de telles entreprises, enquête qui, nous l'espérons, sera réalisée un jour.

ANNEXE A

IMPACT DES VARIABLES EXOGÈNES SUR LES FONCTIONS DE DEMANDE (N^*, H^*)

Les conditions de premier ordre du problème (2) sont les suivantes :

$$(1-\alpha)F + s\overline{H}(1-a) + sp(1-a)\tau(H^*-\overline{H}) + s(1-\tau)(1-a)(H^*-\overline{H}) - \lambda^*(1-a)f_1 = 0 \quad (1)$$

$$sp(1-a)\tau N^* + s(1-\tau)(1-a)N^* - \lambda^* f_2 = 0 \quad (2)$$

$$f[(1-a)N^*, H^*, K] = x \quad (3)$$

où $f_1 = \dfrac{\partial f}{\partial(1-a)N}$ et $f_2 = \dfrac{\partial f}{\partial H}$.

Les conditions du deuxième ordre impliquent $|A| < 0$,

où $$|A| = \lambda^*(1-a)^2 \left[\frac{2f_1 f^2}{(1-a)N^*} + f_2^2 f_{11} + f_1^2 f_{22} - 2f_1 f_2 f_{12} \right]$$

et f_{ij} ($i, j = 1,2$ sont les dérivées partielles secondes ;

$1 = (1-a)N$; $2 = H$.

En faisant les calculs qui s'imposent, tel qu'indiqué dans la section 2.3 du texte, on obtient les résultats suivants :

1) $$\frac{\partial H^*}{\partial p} = \frac{(1-a)^3 f_1 s^2 \tau N^*}{\lambda^* |A|} \left[\overline{H} + \frac{F}{s(1-a)} \right] < 0$$

2) $\frac{\partial H^*}{\partial \tau} = \frac{(1-a)^3 f_1 s^2 N(p-1)}{\lambda^* |A|} [\overline{H} + F/s(1-a)] < 0$

3) $\frac{\partial H^*}{\partial F} = - \frac{(1-a)(1-\alpha) f_1 f_2}{|A|} > 0$

4) $\frac{\partial H^*}{\partial \overline{H}} = \frac{(1-a)^2}{|A|} [f_1 f_2 s\tau(p-1)] < 0$

5) $\frac{\partial H^*}{\partial \alpha} = \frac{(1-a)^2 s f_1 f_2}{|A|} \left[\frac{F}{s(1-a)} \right] < 0$

6) $\frac{\partial H^*}{\partial s} = \frac{(1-a)^2 f_1 f_2 (1-\alpha) F}{s(1-a)} < 0$

7) $\frac{\partial H^*}{\partial a} = - \frac{(1-a)\lambda^* f_1}{|A|}$

$$\left[\frac{(1-\alpha) F f_2}{\lambda^*(1-a)} + (1-a)\left(f_1 \frac{\partial f_2}{\partial a} - f_2 \frac{\partial f_1}{\partial a}\right) + f_1 f_2 \right]$$

Le signe de $\frac{\partial H^*}{\partial a}$ dépend de la fonction de production f.

8) $\frac{\partial H^*}{\partial x} = - \frac{\lambda^*(1-a)^2 f_1}{|A|} \left[f_{11} - f_{21} + \frac{f_2}{(1-a)N^*} \right]$

Le signe $\frac{\partial H^*}{\partial x}$ dépend de la fonction de production f.

Les dérivées partielles de N^* auront le signe inverse des dérivées partielles de H^* puisque ces deux facteurs sont des substituts pour un niveau donné de K.

ANNEXE B

SOURCE DE DONNÉES POUR L'ESTIMATION DU MODÈLE ÉCONOMÉTRIQUE

Dans cette annexe, nous allons spécifier la façon dont nous avons construit les variables du modèle économétrique, ainsi que la source des données pour chacune de ces variables. Une bonne partie de ces données provient d'une commande auprès de Statistique Canada de compilations spéciales faites à partir de l'« Enquête sur la population active » et de l'« Enquête sur l'emploi, la rémunération et les heures de travail ».

Toutes nos données se rapportent aux industries manufacturières. Elles sont mensuelles et couvrent la période allant de mai 1983 à février 1986 (34 observations). Les sources de données sont généralement les mêmes pour le Canada et pour le Québec, à moins que le contraire ne soit indiqué dans le texte.

N_t: Nombre de personnes occupées

Source: Statistique Canada, Enquête sur la population active, commande spéciale.

H_t: Moyenne hebdomadaire d'heures de travail par personne occupée

Cette variable est construite en additionnant le nombre d'heures habituellement travaillées en une semaine (*HHAB*) et le nombre d'heures supplémentaires travaillées en une semaine (*HS*), le tout étant divisé par le nombre de personnes occupées (N_t). Source des données: Statistique Canada, Enquête sur la population active, commande spéciale.

PROD: Niveau de production

Pour le Canada, nous avons pris le produit intérieur brut des industries manufacturières en prix constants de 1971, non désaisonnalisé. Source: Statistique Canada, catalogue no 11-003F (mensuel), « Revue statistique du Canada », section 3, tableau 2.2.

Pour le Québec, nous avons pris la valeur estimative des livraisons de toutes les industries manufacturières, non désaisonnalisée. La source est: Statistique Canada, catalogue no 31-001 (mensuel), « Stocks, livraisons et commandes des industries manufacturières », tableau 1. Nous avons ensuite divisé cette valeur des livraisons par l'indice des prix de vente de l'industrie manufacturière. La source de cette dernière donnée est: Statistique Canada, catalogue no 62-001 (mensuel), « Indice des prix de l'industrie », tableau 3.

FIX: Coûts fixes par travailleur

Notre source de données pour cette variable est le catalogue 72-005 (trimestriel) de Statistique Canada « Estimation du revenu du Travail ». On trouve au tableau 3 de cette publication le « Revenu supplémentaire du travail » (R.S.T.) pour l'ensemble des branches d'activité au Canada et au Québec (données trimestrielles). Les principales sources de données utilisées pour les quatre composantes du R.S.T. sont:

a) Régime de pensions du Canada, Régime des rentes du Québec et assurance-chômage

b) Indemnisation des accidents de travail

c) Données sur les régimes de pensions privés

d) Régime de prévoyance (cotisations collectives aux régimes provinciaux d'assurance-santé et d'hospitalisation)

Dans la même publication de Statistique Canada on trouve, au tableau 1 de la section Concepts et Méthodes, la moyenne annuelle du revenu supplémentaire du travail au Canada, par branche d'activité (donnée non disponible pour le Qué-

bec). Nous avons ainsi, pour chacune des années 1983, 1984 et 1985, la proportion moyenne du revenu supplémentaire du travail se rapportant aux industries manufacturières au Canada. C'est à partir de ces pourcentages annuels, ainsi que de données trimestrielles du R.S.T., que nous avons généré des données mensuelles pour le revenu supplémentaire du travail dans les industries manufacturières au Canada et au Québec. En divisant ces dernières par le nombre de personnes occupées à temps plein (les temps partiels, par hypothèse, n'entraînant pas de coûts fixes), nous obtenons la moyenne de coûts fixes par personne occupée *FIX*.

TH : Taux horaire moyen par travailleur

C'est le taux horaire moyen, excluant le temps supplémentaire, pour les salariés rémunérés à l'heure. Source : Statistique Canada, l'enquête sur l'« Emploi, la rémunération et les heures de travail », commande spéciale.

HN : Moyenne d'heures normales par travailleur

C'est la moyenne d'heures par semaine au-delà de laquelle les heures sont considérées comme heures supplémentaires. Nous avons construit cette variable en divisant les heures habituellement travaillées par les personnes à temps plein par le nombre de personnes à temps plein. Source de données : Statistique Canada, « Enquête sur la population active », commande spéciale.

P : Prime pour heures supplémentaires

Pour construire cette variable, on estime d'abord le taux horaire moyen d'une heure supplémentaire pour les salariés rémunérés à l'heure. On fait ceci en divisant les gains hebdomadaires du temps supplémentaire par le nombre d'heures par semaine payées à taux majoré, pour les salariés rémunérés à l'heure. Étant donné que certaines heures supplémentaires ne sont pas nécessairement rémunérées à taux majoré, nous savons que ce calcul donne une surestimation du taux horaire majoré. Nous allons faire l'hypothèse que toutes les heures supplémentaires sont payées à taux majoré. Dans ce cas, pour obtenir *P* il ne reste plus qu'à diviser le taux horaire moyen d'une heure supplémentaire, par le taux horaire moyen (régulier) pour les salariés rémunérés à l'heure. La source des données nécessaires pour construire cette variable est : Statistique Canada, « Enquête sur l'emploi, la rémunération et les heures de travail », commande spéciale.

AB : Taux d'absentéisme

Cette variable est construite en divisant le nombre de personnes absentes par le nombre de personnes occupées. Source des données : Statistique Canada, « Enquête sur la population active », commande spéciale.

TP : Proportion de personnes à temps partiel

Cette variable est construite en divisant le nombre de personnes à temps partiel par le nombre de personnes occupées. Source des données : Statistique Canada, « Enquête sur la population active », commande spéciale.

BIBLIOGRAPHIE

BENIMADHU, PREM, *Hours of Work : Trends and Attitudes in Canada*, Conference Board of Canada, Compensation Research Center, report 18-87.

EHRENBERG, R.G., *Fringe Benefits and Overtime Behaviour, Theoretical and Econometric Analysis*, Lexington Books, USA, 1971.

ÉTUDE DE L'EMPLOI À TEMPS PARTIEL DANS LES SECTEURS RÉGLEMENTÉS PAR LE GOUVERNEMENT FÉDÉRAL, volume 1 : décembre 1985 ; volume 2 : décembre 1986, Ottawa, Travail Canada.

EVANS, A., *Hours of Work in Industrial Countries*, Genève, Bureau International du Travail, 1975.

FORTIN, B., « Une réduction de la semaine légale de travail augmente-t-elle la demande de travailleurs ? », *Groupe de Recherche en Politique Économique*, (GREPE), cahier de recherche n° 85-04, mai 1985.

GINNEKEN, W., VAN, « Réduction de la semaine de travail et emploi », *Revue internationale du travail*, vol. 123, n° 1, janvier 1984.

HAZELDINE, T., « New Specifications for Employment and Hours Functions », *Economica*, vol. 45, mai 1978.

KAMEL, N., Temps supplémentaire et emploi au Québec et au Canada, 1975-1985, mémoire de maîtrise, UQAM, 1987.

KONIG, H. et W. POHLMEIER, « Overtime Work and Procyclical Labour Productivity », Institut für Volkswirtschaftslehre und Statistik, University of Mannheim, Discussion Paper n° 344-87, 1987.

LUCAS, R.E., « Optimal Investment Policy and the Flexible Accelerator », *International Economic Review*, 8, pp. 78-85, 1967.

NADIRI, M.I. et S. ROSEN, « Interrelated Factor Demand Functions », *American Economic Review*, vol. 64, pp. 457-478, 1969.

NADIRI, M.I. et S. ROSEN, *A Disequilibrium Model of Demand for Factors of Production*, NBER, General Series n° 99, Columbia University Press, 1974.

RAPPORT DE LA COMMISSION D'ENQUÊTE SUR L'ASSURANCE-CHÔMAGE, chapitre 6 : De nouvelles formules de travail, Ottawa, ministère des Approvisionnements et Services, 1986, pp. 161-184.

REID, FRANK, La réduction des heures de travail : le travail partagé et la baisse du chômage, dans : W. Craig Riddell, coordonnateur de la recherche, *Le travail et le salaire : le marché du travail au Canada*, Commission royale sur l'union économique et les perspectives de développement du Canada, vol. 17, ministère des Approvisionnements et Services, Ottawa, Canada, 1986, pp. 159-192.

ROSEN, S., « On the Interindustry Wage and Hours Structure », *Journal of Political Economy*, mars/avril 1969, n° 77.

SHAPIRO, M., « Capital Utilization and Capital Accumulation : Theory and Evidence », *Journal of Applied Econometrics*, vol. 1, n° 3, pp. 221-234, 1986.