

113695

L'ÉLASTICITÉ DE LA DEMANDE DE

TRAVAIL AU QUÉBEC

PAR

JEAN-MICHEL COUSINEAU

JUILLET 1992

DOCUMENT 92-04

Mai 1992

Jean-Michel Cousineau, professeur titulaire, Ecole de relations industrielles, et chercheur régulier, Centre de recherche et développement en économie (C.R.D.E.), Université de Montréal

Nous remercions les professeurs Gilles Beausoleil, Marcel Dagenais et Yves Rabeau pour leurs commentaires et leurs suggestions qui se sont avérés fort utiles.

Le texte produit dans ce document de recherche n'engage que la responsabilité de l'auteur. La diffusion de ce document est rendue possible grâce à une subvention du Fonds de recherche interne de l'Ecole de relations industrielles.

RÉSUMÉ

L'objectif de cette étude est de fournir une évaluation, la plus exacte et la plus précise possible, de l'élasticité de la demande de travail et de ses diverses composantes pour l'ensemble de l'économie du Québec. L'intérêt de cette question est de pouvoir vérifier l'existence, à l'échelle macroéconomique, d'une fonction de demande de travail néoclassique et de fournir une estimation de différents paramètres critiques pour l'évaluation de l'incidence sur l'emploi de tout changement exogène dans les salaires ou dans les coûts de la main-d'oeuvre. Diverses approches complémentaires sont appliquées à une même base échantillonnale puis améliorées au fur et à mesure que se développe le cadre empirique. Les résultats d'estimation se modifient tout d'abord au gré et au fil des améliorations proposées, puis se stabilisent autour de valeurs spécifiques. Les valeurs ainsi obtenues, pour les divers concepts d'élasticité de la demande, sont de -0,18 pour l'élasticité de salaire compensée (n_{LL}), -0,61 pour l'élasticité de substitution capital-travail (σ) et -0,75 pour l'élasticité totale ou complète de la demande travail (n'_{LL}). Les données sont annuelles et couvrent la période 1962-1987.

Mots clés : demande de travail, emploi, élasticité-salaire, marché du travail.

Key words : labour demand, employment, wage elasticities, labour market.

ABSTRACT

The purpose of this study is to produce valuable estimates for the various measurements of the elasticity of labour demand for the province of Québec. Following the review of the literature undertaken by Hamermesh (1986), it is recalled that the different methodologies developed in the past are, in fact, closely interconnected. This study applies these same methodologies to an invariant sample in order to better compare the results. The data are annual and cover the 1962-1987 period. The values of the estimates vary progressively in accordance with some methodological improvements suggested throughout section 2. The estimates easily converge to very similar values whether the model is specified in terms of levels or log changes, that is to say : -0,18 for the own wage elasticity of labour demand (η_{LL}), -0,61 for the elasticity of substitution between capital and labour (σ), and -0,75 for the total elasticity of labour demand (η'_{LL}).

Mots clés : demande de travail, emploi, élasticité-salaire, marché du travail.

Key words : labour demand, employment, wage elasticities, labour market.

1. INTRODUCTION

Le sujet de cette étude est l'élasticité de la demande de travail. Son objectif est de fournir une évaluation, la plus exacte et la plus précise possible, de l'élasticité de la demande de travail et de ses diverses composantes pour l'ensemble de l'économie du Québec.

L'intérêt de cette question est double. Soit, premièrement, de pouvoir vérifier l'existence, à l'échelle macroéconomique, d'une fonction de demande de travail néoclassique mettant en évidence une relation inverse entre le salaire, d'une part, et l'emploi, de l'autre. Et, deuxièmement, de fournir une estimation de différents paramètres critiques pour l'évaluation de l'incidence sur l'emploi de tout changement exogène dans les salaires ou dans les coûts de la main-d'oeuvre (taxes sur la masse salariale, salaire minimum, programmes de subvention à l'emploi, etc.).

Aux Etats-Unis et au Royaume-Uni plus particulièrement, mais aussi dans un ensemble de pays membres de l'OCDE, il s'est publié un certain nombre d'études sur la demande de travail qui considèrent explicitement le rôle et l'incidence des salaires dans le processus de la détermination de l'emploi au niveau agrégé. Leurs conclusions sont à l'effet qu'il existerait une telle relation inverse entre le salaire réel et l'emploi pour l'industrie manufacturière ou pour le secteur privé dans son ensemble. En écartant les valeurs extrêmes, les élasticités estimées varient entre -0,15 et -0,50, ce qui est bien normal, compte tenu du fait qu'il ne peut exister une seule valeur universelle pour les élasticités de la demande de travail dans le temps et dans l'espace. Mais au-delà de ces disparités, il s'avère particulièrement intéressant de découvrir, comme nous le fait faire Hamermesh (1986)¹, que les méthodologies utilisées se complètent. Elles correspondent à des notions d'élasticité-emploi-salaires qui sont toutes utiles de connaître individuellement. Elles s'imbriquent ou se télescopent mutuellement dans un tout relativement cohérent. Et elles s'avèrent souvent essentielles pour estimer l'ensemble des effets associés à l'implantation de mesures affectant les coûts du travail [Hamermesh (1976)]. La démarche adoptée dans cette étude va précisément consister à examiner puis à adapter les méthodes proposées pour mesurer ces élasticités sur la base d'un même échantillon, permettant de la sorte de meilleures comparaisons.

¹ Duquel ont été tirées les données précédentes. Voir, en particulier, les parties IA. et IB. du tableau 8.2 et le texte en page 453. Il s'agit d'élasticités partielles et non complètes de la demande de travail dans la mesure où les niveaux de production sont maintenus constants.

Dans la première section, nous passerons en revue les trois modèles ou méthodes développés pour procéder aux estimations des élasticités-emploi-salaires au niveau agrégé. Dans la seconde section, nous proposerons un certain nombre d'ajustements et de modifications susceptibles d'améliorer la précision des estimations et la qualité des résultats. Dans la troisième section, nous procéderons à la présentation de ces résultats.

2. THEORIES ET MODELES

A travers le temps, trois options se sont développées pour estimer l'élasticité de l'emploi par rapport au salaire au niveau agrégé. La première de ces options procède à la minimisation d'une fonction de coûts ($C = wL + rK$) sous la contrainte d'une fonction de production ($Y = [\alpha L^p + (1 - \alpha)K^p]^{1/p}$) de type C.E.S. (Constant Elasticity of Substitution)². La solution à ce problème, suivie de la mise en évidence de L , se traduit par la demande de travail :

$$(1) \quad L = \alpha^\sigma w^{-\sigma} Y \text{ telle que } \sigma = (1/1 - p)$$

ce qui, sous forme opérationnelle, s'écrit :

$$(1)' \quad \ln L_t = a_{10} + a_{11} \ln w_t + a_{12} \ln Y_t + u_{1t}^3$$

telle que $\ln L_t$ = le logarithme naturel de l'emploi au temps t ,

$\ln w_t$ = le logarithme naturel des salaires au temps t

et $\ln Y_t$ = le logarithme naturel de la production au temps t ;

u_{1t} correspond aux résidus de l'équation (1)' au temps t et $a_{11} = -\sigma$, c'est-à-dire l'élasticité de substitution capital-travail au sens qui lui a été donné par Allen (1938, p. 342-343), soit :

² C = coûts, w = prix du travail, L = travail; r = prix du capital, K = capital; Y = production et où α et p sont des paramètres.

³ L'offre n'étant d'aucune façon contraignante, l'hypothèse est faite à l'effet qu'il existe toujours un surplus de main-d'oeuvre. Pour des changements marginaux et exogènes des salaires qui se situent toujours au-dessus de l'équilibre, seule la demande de travail permet d'expliquer les fluctuations de l'emploi. Les changements exogènes des salaires peuvent provenir, pour leur part, de l'accroissement du taux de pénétration syndicale, de la comparaison des salaires avec d'autres régions, de politiques de salaires minimums, de politiques salariales de l'Etat hors équilibre ou d'autres sources de rigidités des salaires.

$$(2) \quad \sigma = d \ln(K/L) / d \ln(w/r).$$

La deuxième de ces options procède de la même façon que précédemment en adoptant toutefois une fonction de production de type Cobb-Douglas : $Y = L^\alpha K^{1-\alpha}$. Le résultat de cette opération conduit alors à la forme fonctionnelle :

$$(2)' \quad \ln L_t = a_{21} + a_{22} \ln w_t + a_{23} \ln Y_t + a_{33} \ln r_t + u_{2t}$$

ce qui s'avère en tous points identique à la spécification (1)', à la différence près que le prix du capital apparaît maintenant de façon explicite dans l'équation (2)'.

L'interprétation du paramètre a_{22} s'en trouve toutefois sensiblement modifiée. Elle correspond maintenant au concept d'élasticité de salaire compensée (n_{LL}) qui est égale à l'élasticité de substitution capital-travail (σ) pondérée par le complément $(1 - s)$ de la part (s) qu'occupe le travail dans les coûts totaux de production, soit :

$$(3) \quad n_{LL} = (1 - s) \sigma.^4$$

La troisième de ces options procède à la maximisation d'une fonction de profits : $\pi = f(L, K, M, h) - mM - Lc(h)$ caractérisée par une fonction de production $Y = f(L, K, M, h)$ et une fonction de coûts $C = mM + Lc(h)$. Les termes de ces équations sont définis de la même façon que précédemment, à l'exception de m et de M qui représentent le prix (m) des matières premières (M) et de $c(h)$ qui représente le prix du travail (w) pour h heures de travail. La forme fonctionnelle proposée par les auteurs de cette formulation (Symons et Layard 1984) est :

$$(3)' \quad \ln L_t = a_{30} + a_{31} \ln w_t + a_{32} \ln m_t + a_{33} d_t + u_{3t}$$

où la différence principale avec l'équation (2)' est l'apparition d'un terme de tendance sous forme de polynôme du troisième degré (d_t) et la disparition de la variable de production Y^5 . Il en résulte, pour beaucoup d'auteurs, dont Hamermesh (1986) et Rich (1990), que le coefficient a_{31} de la variable salariale constitue une bonne

4 La dérivation explicite de ces équations est donnée dans Hamermesh (1986) ainsi que dans ses références dont Allen (1938) et Varian (1978).

5 Nous considérons ici que le prix des matières premières (m) dans l'équation (3)' est un substitut ou un équivalent du prix du capital (r) dans l'équation (2)'.

approximation de l'élasticité totale ou complète de la demande de travail, qui peut s'écrire :

$$(4) \quad n'_{LL} = (1 - s)\sigma + ns$$

où n = l'élasticité de la demande pour les produits [Hamermesh (1986), p. 432, équation 4b'].

Ces fonctions et résultats s'appliquant aussi bien au niveau macroéconomique qu'au niveau microéconomique, à l'exception de légers effets multiplicateurs compensatoires⁶, les estimations que nous produirons dans la section 3 s'appuient toutes, à un degré ou à un autre, sur les trois formes fonctionnelles présentées dans cette section (équations (1)' à (3)'), et les coefficients obtenus sur la variable salariale auront tous pour interprétation les élasticités dont la définition est donnée dans les équations (2), (3) et (4) respectivement⁷.

3. LES DONNEES, LES SPECIFICATIONS ET LES AMELIORATIONS PROPOSEES

Les données qui ont servi à l'estimation des modèles décrits dans la section précédente sont des données annuelles agrégées, soit le PIB québécois exprimé en dollars constants, la rémunération hebdomadaire moyenne (ensemble des industries)⁸, l'indice des prix de la formation brute de capital fixe (Canada) pondéré ou non par le taux d'intérêt des prêts bancaires [Hall et Taylor (1988)] et l'emploi pour tous les secteurs

⁶ Au niveau macroéconomique, on peut supposer que, tout dépendant de l'élasticité-salaire-emploi, au niveau microéconomique, et de la différentielle entre les propensions marginales à consommer entre les travailleurs et les détenteurs de capital, il pourra résulter un effet stimulant d'une hausse des salaires réels sur l'économie. Cette analyse ne considère pas toutefois les effets déprimant sur l'investissement d'une baisse dans les profits, de même que la réaction des gouvernements à la baisse de l'emploi et à l'inflation des salaires. A la différence d'une économie nationale, finalement, une économie régionale ne peut compter sur les taux de change pour régulariser sa position concurrentielle vis-à-vis les autres régions tout comme vis-à-vis l'étranger. Cet autre aspect la rapproche davantage des concepts microéconomiques.

⁷ Comme l'ont démontré Ashenfelter et Ehrenberg (1975), on trouve des applications de ces concepts dans le secteur public tout comme dans le secteur privé.

⁸ On suppose ici que les salaires dans le secteur public sont d'une façon quelconque corrélés à ceux du secteur privé et vice versa. La série ayant changé à travers le temps, on ne tient compte des salaires du secteur public que depuis l'année 1983. Une période a été reconnue comme ayant été exceptionnelle. Il s'agit de celle correspondant au milieu des années 70. Pour plus de détails sur cette période et sur les événements qui l'ont caractérisée, on peut se référer à Cousineau et Lacroix (1977).

d'activité⁹. Tous les modèles sont dotés d'un terme de tendance afin de capter les effets des changements technologiques sur l'emploi (productivité) ou de toutes autres variables omises et corrélées avec le terme de tendance [Quandt et Rosen (1989), p. 394-395].

La forme générale des spécifications adoptées est celle du logarithme naturel appliqué à toutes les variables dépendantes et indépendantes à l'exception du terme constant et du terme de tendance.

Parce qu'on ne pouvait raisonnablement supposer a priori que le rythme des changements technologiques soit constant à travers le temps, nous avons mis à l'essai diverses formes de termes de tendance en passant de la plus simple ($t = 1, 2, 3, \dots, T$) jusqu'à la plus complexe ($d_t =$ polynôme du troisième degré, comme chez Symons et Layard). Nous espérons que ce type de configurations contribue à améliorer les spécifications et à réduire les problèmes d'autocorrélation des résidus.

Par ailleurs, et pour des raisons très similaires à celles invoquées par Clark et Freeman (1980), nous avons détaché la variable de prix des produits de la variable de salaire réel. Ceci afin de minimiser les biais sur la variable salariale et donc sur la mesure des élasticités-salaires¹⁰.

Finalement, parce que ces deux premières améliorations pouvaient avoir pour conséquence d'accroître des problèmes de colinéarité déjà présente dans les modèles, nous avons réestimé les mêmes équations, mais sous forme de variations ($d \ln$) plutôt que sous forme de niveau (\ln).

La période d'observation est celle des années 1962 à 1987. D'une part, nous perdons une année d'observations par le fait d'avoir à utiliser des variations annuelles. D'autre part, nous avons préféré sacrifier les trois dernières années d'observations à cause de la

⁹ Les sources de données sont la *Revue économique trimestrielle*, juin 1991, du ministère fédéral des Finances pour le PIB québécois, l'emploi total au Québec et l'indice des prix de la formation brute de capital fixe (à l'exclusion du logement); *L'Observateur économique*, pour le taux d'intérêt des prêts bancaires; *The Canadian Labour Scene*, du Queen's Industrial Relations Centre (1990), variations annuelles appliquées aux données rapportées dans Cousineau (1981) pour prolonger la série. Le PIB en dollars constants est calculé de la façon habituelle, c'est-à-dire en le divisant par l'indice implicite des prix du PIB canadien.

¹⁰ L'analyse de Clark et Freeman (1980) porte sur le prix du capital. On y démontre que le fait de forcer le coefficient de la variable de prix du capital à être le même que celui de la variable de salaire entraîne des biais quant à l'évaluation du coefficient de la variable salaire. Dans notre cas, la discussion porte sur le prix des produits. Pour des raisons similaires, il nous apparaît important de la distinguer de la variable de salaire et cela, d'autant plus que la variable de prix est celle de l'indice implicite des prix du Canada.

fréquence, du recul, mais surtout de l'ampleur des révisions qui sont apportées aux PIB provinciaux. Au total donc, nous disposons de 26 années d'observations. La méthode d'estimation est celle des moindres carrés corrigés pour l'autocorrélation des résidus, telle que développée par Cochrane et Orcutt.

Les résultats de ces estimations sont présentés en séquence. Nous estimons les trois modèles de référence sous leur forme initiale ou originale tout d'abord, c'est-à-dire avec un terme de tendance simple pour les deux premiers et un terme de tendance complexe pour le troisième. Puis nous comparons ces résultats avec des estimations comportant des termes de tendance plus complexes pour les deux premiers modèles. Nous enchaînons en détachant la variable de prix des produits de la variable salariale pour les trois modèles, puis nous réestimons le tout sous forme d'équations de variations.

4. LES RESULTATS D'ESTIMATION

Les équations rapportées au tableau 1 se rapprochent autant que possible des modèles initiaux présentés dans la littérature par Hamermesh (1983), Clark et Freeman (1980) et Symons et Layard (1984) pour les équations (1)', (2)' et (3)' respectivement. Seule la variable endogène retardée n'apparaît pas, alors que la variable de prix du capital a une définition différente de celle adoptée par Clark et Freeman (1980). La raison pour laquelle nous n'avons pas inclus une variable endogène retardée est attribuable au fait qu'elle s'avérait non significative dans plusieurs des équations¹¹. Quant à la différence dans la définition de la variable de prix du capital, nous avons tout simplement préféré la définition qu'en donnaient Hall et Taylor (1988) à celle qu'en donnaient Clark et Freeman (1980). La première est plus simple tout en étant équivalente, en théorie tout au moins, à la seconde¹². Les variables de prix du travail et de prix du capital sont présentées sous forme réelle, c'est-à-dire, comme le font tous ces travaux, en les dégonflant par un indice des prix à la production; de préférence, celui

¹¹ Sur le plan théorique, cette variable fait figure de facteur d'ajustements partiels des entreprises aux aléas de la conjoncture économique. A court terme, il se peut, en effet, que les entreprises hésitent à procéder à tous les ajustements nécessaires ou prescrits à plus long terme en vertu des risques et des coûts que des ajustements trop hâtifs pourraient entraîner (e.g., mises à pied trop rapides qui pourraient entraîner des pertes de personnel qualifié). Sur une période d'un an, et pour une économie diversifiée, il se peut toutefois que la plupart de ces ajustements se soient réalisés. La plupart des études en séries chronologiques trimestrielles supportent ce point de vue [Hamermesh (1986) et Hamermesh (1976)].

¹² Les résultats présentés dans les tableaux 1 à 5 sont ceux se rapportant à l'indice non pondéré par les taux d'intérêt. Le fait de retenir les taux d'intérêt dans la définition de la variable de prix du capital ne change rien aux résultats finals, quoique cela puisse avoir quelques effets sur les résultats intermédiaires dont des valeurs parfois plus petites et parfois plus grandes pour les élasticités de salaire estimées. Ces résultats sont disponibles sur demande.

ayant servi à dégonfler la variable de production. Le terme de tendance respecte les formulations originales, c'est-à-dire le monôme t pour les deux premières équations et le polynôme t, t^2, t^3 pour la troisième équation.

Tableau 1
Fonctions de demande de travail originales

| Modèle | $\ln \text{PIB}_t$ | $\ln w_t$ | $\ln r_t$ | t | t^2 | t^3 | \bar{R}^2 | p | D.-W. |
|--------|--------------------|-------------------|-----------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------|------|-------|
| (1)' | 0,755 (5,72) | -0,317 (-2,19) | -- | -0,002 (-0,47) | -- | -- | 0,990 | 0,61 | 1,736 |
| (2)' | 0,620 (3,67) | -0,339 (-2,38) | 0,183 (1,38) | 0,005 (0,67) | -- | -- | 0,991 | 0,51 | 1,716 |
| (3)' | -- | -0,446 (-2,59) | -- | 0,061 (5,99) | -0,002 (-2,98) | 0,00003 (2,12) | 0,988 | 0,48 | 1,687 |

Dans l'ensemble, les résultats sont bons. Les R^2 sont élevés, les statistiques Durbin-Watson (D.-W.) tombent dans la région d'indétermination, les coefficients obtenus sur les variables de PIB et de salaire correspondent à des valeurs familières. Ils sont de signe attendu et leurs statistiques "t" de Student ne rejettent pas l'hypothèse d'un effet significatif¹³. L'élasticité de substitution entre le capital et le travail estimée est de -0,32 (coefficient de la variable $\ln w_t$ dans l'équation (1)'), tandis que l'élasticité totale de la demande de travail est de -0,45 (coefficient de la variable $\ln w_t$ dans l'équation (3)'). Par contre, l'élasticité de salaire compensée (coefficient de la variable $\ln w_t$ dans l'équation (2)') ne se différencie pas significativement de l'élasticité de substitution capital-travail, alors qu'elle devrait lui être de l'ordre de 70 % inférieure ($1 - s \approx 0,3$). L'hypothèse la plus raisonnable pour expliquer ce résultat est que la variable de prix ou coût du capital ($\ln r_t$) demeure une pauvre mesure de ce type de coût pour les entreprises [Hamermesh (1986, p. 453)].

Finalement, on constate que les valeurs de "p" ayant servi à la correction pour l'autocorrélation des résidus sont relativement élevées et que les termes de tendance linéaires simples ne sont pas significatifs ni dans l'équation (1)', ni dans l'équation (2)'.

¹³ Compte tenu de l'incertitude qui pèse sur l'autocorrélation des résidus, on ne peut se prononcer de façon catégorique sur la significativité des coefficients sauf si les statistiques "t" de Student se montrent très faibles.

En somme, les résultats sont bons mais améliorables. Le tableau 2 présente, à cet égard, des formes alternatives de spécification du terme de tendance pour les deux premières équations, en conservant toutefois la variable salariale sous forme de salaire réel.

Tableau 2
Sensibilité des modèles (1)' et (2)'
à des spécifications alternatives du terme de tendance

| | $\ln \text{PIB}_t$ | $\ln w_t$ | $\ln r_t$ | t | t^2 | t^3 | \bar{R}^2 | p | D.-W. |
|--------------------|--------------------|-------------------|-------------------|-------------------|--------------------|-------------------|-------------|------|-------|
| Modèle (1)' | | | | | | | | | |
| 1.1 | 0,755 (5,72) | -0,317 (-2,19) | -- | -0,002 (-0,47) | -- | -- | 0,990 | 0,61 | 1,736 |
| 1.2 | 0,598 (5,90) | -0,435 (-3,97) | -- | 0,015 (2,70) | -0,0004 (-4,05) | -- | 0,994 | 0,28 | 1,883 |
| 1.3 | 0,646 (5,41) | -0,414 (-4,58) | -- | 0,026 (2,98) | -0,001 (-2,37) | 0,00001 (1,55) | 0,994 | 0,14 | 1,876 |
| Modèle (2)' | | | | | | | | | |
| 2.1 | 0,620 (3,67) | -0,339 (-2,38) | 0,183 (1,38) | 0,005 (0,67) | -- | -- | 0,991 | 0,51 | 1,716 |
| 2.2 | 0,680 (5,36) | -0,431 (-4,03) | -0,128 (-1,05) | 0,013 (2,31) | -0,0004 (-3,79) | -- | 0,994 | 0,24 | 1,888 |
| 2.3 | 0,580 (3,72) | -0,459 (-4,29) | -0,051 (-0,37) | 0,023 (2,06) | -0,0009 (-1,93) | 0,00001 (1,04) | 0,994 | 0,15 | 1,874 |

On y observe tout d'abord que les R^2 corrigés ont tendance à s'accroître, que les coefficients "p" ont tendance à diminuer, alors que les statistiques Durbin-Watson ont toutes tendance à s'améliorer. Les statistiques "t" de Student sont aussi généralement plus élevées que dans les équations précédentes (équations 1.1 et 2.1 dans le tableau 2).

Pour illustrer ce commentaire, nous comparerons l'équation 1.2 à l'équation 1.1. Alors que la statistique Durbin-Watson était de 1,74 dans l'équation originale (reproduite en 1.1), elle est maintenant de 1,88 dans l'équation incorporant un terme de tendance au carré (1.2). Le coefficient "p" de correction de l'autocorrélation des résidus prend une valeur de 0,28 alors que sa valeur initiale était de 0,61. Finalement, le R^2 corrigé augmente marginalement (0,990 à 0,994) lorsqu'on ajoute le terme de tendance t^2 au modèle initial. En clair, il semblerait qu'il existe des formes alternatives de

spécifications du terme de tendance qui contribuent à améliorer la qualité générale des résultats d'estimation. Les coefficients estimés pour la variable salariale, dans chacun des modèles, font un bond appréciable de l'ordre de 10 points de pourcentage. Leur valeur est maintenant de l'ordre de -0,4 à -0,5 et cela, quelque soit le modèle utilisé.

Dans le tableau 3, nous présentons les résultats obtenus pour la forme améliorée du terme de tendance (polynôme du second degré) en prenant soin, cette fois, de séparer la variable de prix des produits ($\ln p_t$) de la variable de salaire et de celle du prix du capital qui sont maintenant sous forme nominale ($\ln w_t$ et $\ln r_t$, respectivement). En fait, les trois modèles sont réestimés sous cette même et unique formulation.

Les résultats rapportés au tableau 3 offrent une nouvelle amélioration par rapport aux résultats antérieurs. Les R^2 sont une nouvelle fois plus élevés marginalement. Les statistiques Durbin-Watson sont plus élevées et les coefficients de correction pour l'autocorrélation sont marginaux et non significatifs dans le cas des deux premiers modèles (0,03 et 0,04 respectivement). Les statistiques "t" de Student sont toutes supérieures au seuil minimum requis et les coefficients portent tous le signe attendu. L'élasticité-substitution-capital-travail est maintenant évaluée à -0,61, tandis que l'élasticité totale de la demande de travail se chiffre à -0,73. Il s'agit là d'une nouvelle augmentation de l'ordre de -0,20 à -0,30 dans les estimations.

Tableau 3

Sensibilité des estimations à une reformulation des variables de prix des facteurs de production

| Modèle | $\ln \text{PIB}_t$ | $\ln w_t$ | $\ln r_t$ | t | t^2 | t^3 | \bar{R}^2 | p | D.-W. |
|--------|--------------------|-------------------|-------------------|-----------------|-----------------|--------------------|-------------|------|-------|
| (1)'r | 0,477 (5,00) | -0,613 (-5,14) | -- | 0,480 (5,28) | 0,032 (3,82) | -0,0004 (-5,51) | 0,995 | 0,03 | 1,922 |
| (2)'r | 0,489 (3,29) | -0,607 (-4,57) | -0,012 (-0,10) | 0,490 (3,55) | 0,031 (2,95) | -0,0004 (-4,23) | 0,994 | 0,04 | 1,918 |
| (3)'r | -- | -0,729 (-3,96) | -- | 0,455 (3,04) | 0,063 (8,12) | -0,0006 (-5,51) | 0,990 | 0,35 | 1,818 |

Tel qu'indiqué au tableau 4a, par ailleurs, il se peut que les résultats présentés dans les tableaux précédents souffrent de problèmes de multicollinéarité. En effet, la colinéarité simple entre les diverses variables indépendantes des équations estimées apparaît déjà fort élevée lorsque ces variables sont présentes sous forme de niveau.

Ce type de colinéarité est particulièrement virulent eu égard à la variable salariale qui est au centre de nos préoccupations. Son coefficient de corrélation partielle (mis au carré) est de 0,99 avec trois autres des variables indépendantes du modèle, soit le prix du capital, le prix des produits et le terme de tendance linéaire. En fait, aucun des coefficients de corrélation partielle r^2 ne s'avère inférieur à la marque des 90 %.

Tableau 4a

Matrice de corrélations partielles (r^2) entre les variables indépendantes incluses dans le tableau 3

| | $\ln \text{PIB}_t$ | $\ln w'_t$ | $\ln r'_t$ | $\ln p_t$ | t | t^2 |
|--------------------|--------------------|------------|------------|-----------|------|-------|
| $\ln \text{PIB}_t$ | 1,00 | | | | | |
| $\ln w'_t$ | 0,96 | 1,00 | | | | |
| $\ln r'_t$ | 0,95 | 0,99 | 1,00 | | | |
| $\ln p_t$ | 0,93 | 0,99 | 0,98 | 1,00 | | |
| t | 0,98 | 0,99 | 0,97 | 0,98 | 1,00 | |
| t^2 | 0,88 | 0,95 | 0,91 | 0,96 | 0,95 | 1,00 |

Tableau 4b

Matrice de corrélations partielles, variables indépendantes traitées sous forme de variations

| | $d \ln \text{PIB}$ | $d \ln w$ | $d \ln r$ | $d \ln p$ | t^2 |
|--------------------|--------------------|-----------|-----------|-----------|-------|
| $d \ln \text{PIB}$ | 1,00 | | | | |
| $d \ln w$ | 0,28 | 1,00 | | | |
| $d \ln r$ | 0,04 | 0,30 | 1,00 | | |
| $d \ln p$ | 0,28 | 0,56 | 0,61 | 1,00 | |
| t^2 | 0,03 | 0,00 | 0,02 | 0,02 | 1,00 |

Dans le tableau 4b, par ailleurs, nous rapportons les mêmes coefficients de corrélation partielle r^2 avec les mêmes variables indépendantes traitées sous forme de variations ($d \ln$), sauf t^2 . Le diagnostic change radicalement. Ces coefficients sont tous maintenant largement inférieurs à 0,9. Les variables les plus corrélées demeurent les

variables de prix (prix du capital $\ln r$, prix du travail $\ln w$ et prix des produits, $\ln p$), mais la corrélation est beaucoup moindre qu'elle ne l'était auparavant (0,61 au maximum entre $\ln r$ et $\ln p$) et elle tombe sous la barre des 0,30 pour les autres variables du modèle. Le terme de tendance ne montre plus de corrélation avec l'une ou l'autre des variables indépendantes. En somme, la réestimation des équations du tableau 3 présente un certain intérêt pour vérifier la stabilité et la robustesse des résultats¹⁴. Le tableau 5 rapporte les résultats de cette réestimation pour des variables qui sont traitées sous forme de variations, y incluse la variable dépendante.

Tableau 5
Elasticités de la demande de travail au Québec, modèles de variations

| Modèle | $\ln \text{ PIB}$ | $\ln w$ | $\ln r$ | $\ln p$ | t^2 | \bar{R}^2 | p | D.-W. |
|--------|-------------------|-------------------|-------------------|-----------------|---------------------|-------------|-------|-------|
| (1)'f | 0,548 (3,72) | -0,613 (-4,04) | -- | 0,511 (4,11) | -0,00002 (-2,12) | 0,565 | -0,29 | 2,009 |
| (2)'f | 0,632 (3,64) | -0,619 (-4,10) | -0,151 (-0,90) | 0,666 (3,17) | -0,00003 (-2,32) | 0,561 | -0,31 | 1,937 |
| (3)'f | -- | -0,750 (-3,88) | -- | 0,396 (2,42) | -0,00003 (-2,08) | 0,324 | -0,15 | 2,037 |

Les R^2 corrigés ont diminué et l'autocorrélation des résidus a changé de direction ("p" est maintenant négatif), mais il reste que les statistiques Durbin-Watson sont centrées tout près de 2. Les statistiques "t", pour leur part, demeurent relativement élevées et les coefficients des variables explicatives s'avèrent tous de bon signe et significatifs à l'exception de la variable de prix du capital. Cette constance dans l'insuccès de cette variable nous porte à douter de son efficacité comme variable explicative jouant le rôle qui lui est prescrit par la théorie, et donc de l'interprétation du coefficient de la variable de salaire comme mesure appropriée de l'élasticité-salaire compensée (n_{LL}) dans l'équation (2)'f.

L'élasticité de l'emploi, par rapport à la production, est de l'ordre de 0,5 à 0,6, ce qui n'est pas inhabituel, alors que l'élasticité de la demande de travail, par rapport au prix

¹⁴ Nous courons toutefois quelques dangers en accordant plus d'importance aux résidus et en devant corriger pour une autocorrélation devenue maintenant négative. Sur cette question, voir Dagenais (1992).

du produit, varie de 0,4 à 0,7 selon le modèle. Toutes choses égales par ailleurs, la croissance exogène ou tendancielle de l'emploi est de moins en moins rapide au fur et à mesure qu'on avance dans le temps : le coefficient de la variable t^2 est toujours négatif et significatif, tandis que le terme constant (non montré dans le tableau 5) est toujours positif et significatif.

Compte tenu de nos préférences pour mesurer n_{LL} par le biais de l'équation théorique (2) présentée dans la section 1 et pour $s = 0,7$, nos meilleures estimations de l'élasticité de substitution compensée, de l'élasticité de substitution capital-travail et de l'élasticité complète ou totale de la demande de travail pour l'ensemble de l'économie du Québec sont de -0,18 pour la première, -0,61 pour la deuxième et de -0,75 pour la troisième. Ces valeurs, qui sont celles correspondant au tableau 5, sont aussi très proches de celles qu'on a pu obtenir dans le tableau 3 (-0,17 en utilisant la même formule pour n_{LL} , puis -0,58 et -0,73 respectivement). Elles représentent toutes des valeurs qui font suite à des ajustements contribuant à la définition d'estimations plus précises et plus exactes de l'élasticité de la demande de travail et de ses principales composantes pour l'ensemble de l'économie du Québec.

BIBLIOGRAPHIE

- Allen, R.G.D. (1938), *Mathematical Analysis for Economists*, Londres, MacMillan.
- Ashenfelter, O. et R. Ehrenberg (1975), "The Demand for Labor in the Public Sector", dans *Labor in the Public and Nonprofit Sectors*, D. Hamermesh (éd.), Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- Clark, Kim B. et Richard B. Freeman (1980), "How Elastic is the Demand for Labor ", *The Review of Economics and Statistics*, novembre, 509-520.
- Cousineau, Jean-Michel (1981), *Economie du travail*, Gaétan Morin (éd.), Montréal, Québec.
- Cousineau, Jean-Michel et Robert Lacroix (1977), *La détermination des salaires dans le monde des grandes conventions collectives au Canada : une analyse des secteurs privé et public*, Conseil économique du Canada, Ottawa.
- Dagenais, Marcel (1992), Parameter Estimation in Regression Models with Errors in the Variables and Autocorrelated Residuals, mai, C.R.D.E., Université de Montréal, 34 pages.
- Hall, Robert E. et John B. Taylor (1988), *Macroeconomics, Theory, Performance and Policy*, Second Edition, W. W. Norton, New York, 256-258.
- Hamermesh, Daniel S. (1986), "The Demand for Labor in the Long Run", dans *Handbook of Labor Economics* 1, Orley Ashenfelter et Richard Layard (éd.), North Holland, New York, 429-471.
- Hamermesh, Daniel S. (1983), "New Measures of Labor Cost : Implications for Demand Elasticities and Nominal Wage Growth", dans *The Measurement of Labor Cost*, J. Triplett (éd.), University of Chicago Press, Chicago.
- Hamermesh, Daniel S. (1976), "Econometric Studies of Labor Demand and their Application to Policy Analysis", *The Journal of Human Resources* 11(4), automne, 507-525.
- Quandt, Richard E. et Harvey S. Rosen (1989), "Endogenous Output in an Aggregate Model of the Labor Market", *The Review of Economics and Statistics*, 394-400.
- Rich, Daniel P. (1990), "On the Elasticity of Labor Demand", *Quarterly Review of Economics and Business* 30(3), automne, 31-41.
- Symons, J. et R. Layar (1984), "Neoclassical Demand for Labour Functions for Six Major Economies", *The Economic Journal* 94, décembre, 788-799.
- Varian, H. (1978), *Microeconomic Analysis*, Norton, New York.
- White, Kenneth J., Shirley A. Haun, Nancy G. Hosrsman et S. Donna Wong (1988), *SHAZAM, Econometric Computer Program*, User's reference manuel, version 6.1, MacGraw-Hill, Montréal, 77-81.

