

Un modèle de la détermination des salaires dans l'industrie de la construction au Québec

A model of wage determination in the Quebec construction industry

Abraham Assayag and Yves Rabeau

Volume 54, Number 3, juillet–septembre 1978

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/800780ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/800780ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Assayag, A. & Rabeau, Y. (1978). Un modèle de la détermination des salaires dans l'industrie de la construction au Québec. *L'Actualité économique*, 54(3), 355–362. <https://doi.org/10.7202/800780ar>

Article abstract

The provincial decree applying to the construction industry in Quebec has created a situation of bilateral monopoly in that segment of the labor market (unions on the supply side and entrepreneurs on the demand side). If negotiations are undertaken at a time where business conditions are booming, then the unions have a very powerful negotiating power. Since contracts are signed for a three year period, wage increases do not afterwards reflect market conditions. Since wages are fixed by the provincial decree, there is then a quantity adjustment in the construction sector. In this paper, we have specified and estimated a model that allows us to measure the bilateral monopoly impact of wage increases and to compute quantity adjustments in the construction market. It is shown then that the provincial decree adversely affects the competition position of the construction industry in Quebec and that restoring this position involves a severe recession in the construction industry.

UN MODÈLE DE LA DÉTERMINATION DES SALAIRES DANS L'INDUSTRIE DE LA CONSTRUCTION AU QUÉBEC *

1. *Le décret et la capacité concurrentielle de l'industrie de la construction*

Le décret de la construction au Québec où une convention collective unique s'applique obligatoirement à tous les employés du secteur a introduit dans cette industrie des rigidités considérables dans le fonctionnement du mécanisme des prix comme moyen régulateur de l'offre et de la demande. Cette rigidité s'est accrue récemment par l'application du principe de la parité régionale des rémunérations qui nie les différences régionales dans les conditions de l'offre et de la demande dans le secteur de la construction au Québec.

Le mécanisme du décret a transformé le marché de la construction au Québec en une forme de monopole bilatéral où il existe un groupe de demandeurs du facteur travail (associations patronales) et un groupe d'offres (syndicats). On sait que dans un monopole bilatéral le prix est indéterminé et que ce sont les forces relatives de marchandage des parties qui négocient, qui déterminent le prix. Et dans le cas du décret, les forces que détiennent les parties au moment de la négociation font sentir leurs effets sur une période de trois ans puisque la convention est signée pour cette durée.

Ainsi, par exemple, si les négociations ont lieu dans une période de haute conjoncture le syndicat jouit, dans une industrie où les délais de livraison peuvent être très coûteux, d'un pouvoir considérable de négociation. Si, en plus, il existe au moment des négociations une *situation exceptionnelle* comme celle de la construction de l'infrastructure nécessaire à la tenue des Jeux Olympiques, le pouvoir de négociation de l'une des parties devient alors démesuré. Ce pouvoir provient du méca-

* Les résultats présentés dans cet article sont tirés de l'étude « Les coûts en main-d'œuvre au Québec et la situation concurrentielle de l'industrie de la construction », Centre de Recherche en Développement Economique, Université de Montréal, cahier #16. Les auteurs tiennent à remercier les professeurs Robert Lacroix et Gérard Hébert de l'Université de Montréal, ainsi que le professeur Alban D'Amours de l'Université de Sherbrooke, pour les commentaires qu'ils ont faits sur une version préliminaire de cet article. Ils demeurent toutefois les seuls responsables du contenu de ce texte.

nisme de négociation institué par le décret ainsi que d'une mauvaise planification des investissements publics.

Les conséquences d'une telle situation sur la capacité concurrentielle de l'industrie de la construction au Québec sont très importantes. S'il y a revirement de la conjoncture quelque temps après la signature du contrat, l'accord intervenu empêchera l'ajustement nécessaire des salaires qui permettrait d'équilibrer l'offre et la demande de travail. Les conditions à court terme du marché n'ont que peu d'influence sur la détermination des salaires et, en raison d'un accord passé survenu en période de tensions sur le marché de la construction, cette industrie peut être pour un certain temps relativement peu concurrentielle par rapport aux autres provinces. Cette perte de concurrentialité se manifeste alors par un *ajustement par les quantités* : l'activité du secteur de la construction sera inférieure à ce qu'elle aurait pu être si les prix et les salaires pouvaient s'ajuster aux conditions de la conjoncture.

L'expérience passée nous indique en fait que c'est au prix d'une *récession assez profonde et prolongée* que se restaure la capacité concurrentielle de l'industrie de la construction au Québec. Ainsi, la signature d'une convention en période de ralentissement pourra permettre aux salaires de l'industrie de la construction de revenir sur leur rapport de tendance avec les autres provinces.

2. Un modèle de détermination du salaire relatif

Dans le but d'évaluer cette perte de concurrentialité de l'industrie de la construction au Québec et également d'expliquer l'évolution conjoncturelle de ce secteur, nous avons examiné le comportement du rapport du salaire horaire moyen (Statistique Canada #72-002) de l'industrie de la construction au Québec sur le salaire moyen de la même industrie en Ontario. Nous avons choisi l'Ontario sous l'hypothèse que le Québec est particulièrement en concurrence avec cette province en matière d'investissements. Par ailleurs, le processus de détermination des salaires en Ontario nous permettrait jusqu'à un certain point de faire ressortir les effets du mécanisme du décret sur la capacité concurrentielle du Québec. En effet, la situation en Ontario se rapproche davantage *du jeu du libre marché*. Dans cette province il existe un régime de multiples conventions collectives qui reconnaissent les conditions régionales de l'offre et de la demande ainsi qu'un secteur libre, non syndiqué, où les conditions courantes de l'offre et de la demande déterminent les prix.

Notre modèle vise donc à expliquer le comportement du salaire relatif de la construction au Québec par rapport à l'Ontario (W_q/W_o). Notre équation s'écrit :

$$W_q/W_o = \alpha \cdot (E_q/E_o)^{\beta_1} \cdot [(H/H^N)_q/(H/H^N)_o]^{\beta_2} \cdot (P_q/P_o)^{\beta_3} \cdot e^{\beta_4 \cdot T} \cdot u \quad (1)$$

où :

- H = Heures de travail observées par l'industrie de la construction.
- H^N = Heures normales (ou de tendance) de travail dans l'industrie de la construction.
- E = Niveau global de l'emploi.
- P = Indice des prix à la consommation.
- T = Tendance séculaire.
- q, O = indices ; q : Québec ; O : Ontario.
- u = Terme aléatoire.
- W = Salaire horaire dans l'industrie de la construction¹.

Le rapport E_q/E_o tient compte de l'évolution relative des taux d'activité pour les deux provinces ; cette variable capte les pressions s'exerçant sur les secteurs de la construction au Québec et en Ontario. De même, le rapport des heures de travail aux heures normales est un indicateur des pressions plus spécifiques qui s'exercent sur les salaires horaires de la construction ; cette variable capte notamment l'effet du temps supplémentaire sur le salaire horaire moyen effectivement versé. Le rapport des prix à la consommation de Montréal (P_q) à ceux de Toronto (P_o) permet de tenir compte de l'effet de l'évolution des prix régionaux sur celle du salaire nominal relatif. Le coefficient β_4 de la tendance séculaire mesure l'effet de facteurs tels que l'évolution de la productivité ainsi que des changements structurels divers comme l'évolution différente des relations de travail dans chacune des provinces. Ainsi, toutes les variables que nous venons de mentionner, représentent l'ensemble des mécanismes de marché susceptibles d'affecter le salaire relatif.

Avant de pouvoir estimer l'équation (1) nous avons dû calculer les heures normales H^N . Ceci a été fait en deux étapes. Nous avons d'abord estimé une relation entre les heures de travail et leur tendance séculaire T , qui s'écrit :

$$H_t = H_o e^{\alpha T} \cdot u \tag{2}$$

L'estimation a évidemment porté sur la version logarithmique de (2). Ensuite, nous avons généré les heures normales à partir des coefficients estimés \hat{H}_o et $\hat{\alpha}$:

$$H^N = \hat{H}_t = \hat{H}_o e^{\hat{\alpha} T}$$

Ce sont ces données sur les heures normales de travail que nous avons utilisées pour estimer l'équation (1). Il est à noter que notre approche suppose, d'une part, qu'il existe une relation multiplicative du type appa-

1. Les données utilisées proviennent de documents statistiques officiels publiés par Statistique Canada et dont la liste apparaît dans la bibliographie. En particulier, les données de l'emploi sont celles publiées dans « La Population Active », n° de catalogue 71-001.

raissant dans notre équation (1) pour chaque région. D'autre part, nous commettons une erreur de spécification dans l'équation (1) en supposant que les élasticités β_1 , β_2 et β_3 sont les mêmes pour les deux provinces. On aurait pu, par exemple, expliquer la différence dans l'évolution de W_q et W_o en estimant des élasticités différentes pour chacune des provinces. L'évolution de $\log(W_q/W_o)$ aurait été expliquée à la fois par le comportement régional des variables retenues et par des différences régionales de réaction face à l'évolution de ces variables. Des problèmes majeurs de collinéarité nous ont obligés à abandonner cette approche. Par ailleurs, nous avons également introduit dans l'équation (1) différents retards d'adaptation entre W_q/W_o et les diverses variables explicatives. Il ressort des différentes estimations que nous avons faites que l'équation sans retard d'adaptation donne nettement les meilleurs résultats.

Enfin, nous avons dû transformer l'équation (1) pour tenir compte des effets de goulots d'étranglement et de monopole bilatéral dont elle ne tenait pas directement compte. Aussi, l'équation finalement retenue est :

$$W_q/W_o = \alpha \cdot (E_q/E_o)^{\beta_1} [(H/H^N)_q/(H/H^N)_o]^{\beta_2} \cdot (P_q/P_o)^{\beta_3} \cdot e^{\beta_4 T} \cdot e^{\beta_5 \text{EXPO. T}} \cdot e^{\beta_6 \text{OLYMPE T}} \cdot u \quad (3)$$

où :

EXPO = Variable binaire prenant la valeur 1 pour la période allant de 1967 : 1 à 1969 : 2 et 0 ailleurs.

OLYMPE = Variable binaire prenant la valeur 1 pour la période allant de 1974 : 4 à 1976 : 2 et 0 ailleurs.

Cette transformation de l'équation (1) a été nécessaire car il est ressorti nettement que ni les tensions sur le marché du travail amenant une forte hausse des heures de travail payées en surtemps ni les effets de monopole bilatéral au Québec, découlant des travaux reliés à l'Expo '67 et aux Jeux Olympiques n'étaient captés par la première version.

Le choix des périodes où les variables auxiliaires sont différentes de 0 est basé sur une estimation des trimestres durant lesquels les effets de goulots d'étranglement et/ou, de monopole bilatéral se sont fait sentir. Les trimestres ont été sélectionnés en fonction des dates de signature ainsi que des termes et des durées des conventions collectives. Si cette sélection peut comporter une certaine forme d'arbitraire, une modification du nombre de trimestres affectés par les effets de goulot d'étranglement et/ou de monopole bilatéral ne pourrait qu'être marginale et n'affecterait pas l'essentiel de nos conclusions.

Il y avait différentes méthodes, sur le plan économétrique, pour tenir compte de ces effets. On aurait pu notamment choisir de représenter les effets de monopole bilatéral sur le salaire relatif Québec/Ontario par un déplacement de l'ordonnée à l'origine α . Pour les expériences rappor-

tées ici, nous avons plutôt supposé que les effets de monopole ont accru, pendant les trimestres où ils ont eu lieu, la tendance du salaire relatif. Aussi nous avons introduit dans notre équation une tendance brisée. Le coefficient de la tendance est égal à β_4 lorsqu'aucun des effets de monopole ne joue. En revanche, durant la période de travaux reliés à l'Expo '67, le coefficient devient $(\beta_4 + \beta_5)$. Enfin, durant la période où l'effet de monopole bilatéral relié aux travaux des Jeux Olympiques a influé sur les salaires de la construction, le coefficient de la tendance prend la valeur $(\beta_4 + \beta_6)$. Ainsi, les coefficients estimés β_5 et β_6 (multipliés par 100) peuvent s'interpréter comme des taux de croissance trimestriels du salaire relatif W_q/W_o qui lorsqu'il y a effet de monopole bilatéral s'ajoutent au taux déterminé par les conditions du marché.

L'importance de l'introduction des variables auxiliaires *EXPO* et *OLYMPE* peut être appréciée par les résultats suivants^{2, 3}.

$$\log W_q/W_o = 0.133 + 0.0049 T + 0.264 \log [(H/H^N)_q/(H/H^N)_o] + 1.098 \log (E_q/E_o) + 3.795 \log (P_q/P_o) \quad (4)$$

(1.82) (9.03) (2.07)
(4.66) (5.28)

$$\bar{R}^2 = 0.57 \quad D.W. = 0.48$$

$$\log W_q/W_o = 0.049 + 0.0026 T + 0.22 \log [(H/H^N)_q/(H/H^N)_o] + 0.633 \log (E_q/E_o) + 2.12 \log (P_q/P_o) + 0.00207 \cdot EXPO \cdot T + 0.00115 \cdot OLYMPE \cdot T \quad (5)$$

(1.11) (6.45) (2.16)
(4.33) (4.67)
(8.23) (6.08)

$$\bar{R}^2 = 0.85 \quad D.W. = 1.36$$

L'importance statistique des variables *EXPO . T* et *OLYMPE . T* est confirmée par la valeur des tests et par la capacité de l'équation (5) de capter les sauts du salaire relatif, reliés à l'Expo '67 et aux Jeux Olympiques.

3. Quelques résultats

Notre modèle permet notamment :

- 1) de calculer les effets sur le salaire relatif du monopole bilatéral créé par le décret et des goulots d'étranglement résultant du manque de planification des investissements publics et

2. Les équations ont été estimées sous forme logarithmique, pour la période échantillonnale allant de 1961 I à 1976 III, avec des données trimestrielles et par la méthode des moindres carrés ordinaires.

3. Les valeurs des tests t apparaissent entre parenthèses sous les coefficients.

- 2) d'évaluer sous certaines hypothèses l'ajustement par les quantités que l'on devra avoir dans l'industrie de la construction pour que le rapport du salaire au Québec à celui de l'Ontario retourne vers sa tendance.

Pour évaluer l'effet de monopole bilatéral et des pressions créées par le manque de planification des investissements publics au moment de l'Expo '67 et des Jeux Olympiques de 1976, nous avons fait une simulation avec l'équation (5) en utilisant les valeurs observées pour les valeurs indépendantes et en posant

$$EXPO . T = 0 \text{ et } OLYMPE . T = 0,$$

sur toute la période de l'échantillon. Cette simulation a permis d'évaluer le salaire relatif qu'on aurait eu *en l'absence des effets de monopole bilatéral et des goulots d'étranglement*.

Puis nous avons fait une autre simulation à l'aide de l'équation (5) telle qu'estimée.

La différence obtenue entre les résultats des deux simulations peut s'interpréter alors comme l'effet de monopole bilatéral et de goulots d'étranglement sur le salaire relatif de la construction. Selon nos résultats, ces deux effets apparaissent sur une période de 17 trimestres durant lesquels *le salaire relatif du Québec a subi une augmentation moyenne de 6.6% par rapport au niveau que les conditions normales du marché auraient engendré*. Comme il s'agit du salaire relatif, cette hausse représente un effet appréciable sur les coûts de construction au Québec⁴. Ainsi, par exemple, *ceteris paribus*, un projet de construction aurait coûté approximativement 5% de plus au Québec en 1975 qu'en Ontario.

Pour évaluer l'effet sur les quantités, c'est-à-dire l'activité économique, nous avons fait l'hypothèse que le salaire relatif Québec/Ontario retournerait à sa valeur de tendance à la fin de 1978. Enfin, en posant un certain nombre d'hypothèses sur l'évolution conjoncturelle des autres variables indépendantes de notre équation⁵, nous avons estimé l'ajustement dans l'emploi relatif qui résulterait du retour du salaire relatif à sa valeur de tendance en 1978. Cet ajustement combiné aux hypothèses décrites plus haut implique un taux de chômage de 10.5% en 1977

4. On retrouvera dans Assayag et Rabeau (1977) et dans Assayag et Rabeau (1978) une analyse plus détaillée des conséquences de ces hausses de coûts.

5. Ces hypothèses, basées sur une lecture des tendances conjoncturelles du Québec et de l'Ontario (Y. Rabeau, 1977 (1), 1977 (2) et 1977 (3)) sont les suivantes :

- a) Le salaire relatif de tendance, dans le secteur de la construction est estimé à .95 (voir Assayag et Rabeau, 1977) ;
- b) De 1977 - III à 1978 - IV les heures de travail observées seront égales aux heures de tendance dans les deux provinces.
- c) La croissance des prix à la consommation sera la même dans les deux provinces.
- d) La population active du Québec augmentera de 1.9% en 1977 et 1978.
- e) La tendance dans l'équation qui tient compte des effets régionaux de productivité, etc., continue d'évoluer comme par le passé.
- f) L'emploi en Ontario progressera de 3% en 1978.

au Québec (le taux observé a été 10.3%) et de 12% environ en 1978. Les résultats obtenus à l'aide de notre équation suggèrent donc que la restauration de la capacité concurrentielle dans l'industrie de la construction (c'est-à-dire le retour du salaire relatif à sa valeur de tendance) *se fera (comme en 1968-1969) au prix d'une sévère récession dans cette industrie et partant dans l'ensemble de l'économie québécoise.*

Conclusion

Nous avons examiné ailleurs (Assayag et Rabeau, 1978) quelques-unes des conséquences au plan de la politique économique (notamment en ce qui a trait à la gestion de la politique de stabilisation) de la situation de l'industrie de la construction. A la lumière de ces résultats il nous apparaît urgent que le mécanisme du décret soit révisé de façon à permettre aux forces du marché de mieux s'exercer dans cette importante industrie au Québec.

Abraham ASSAYAG,
et
Yves RABEAU,
Université de Montréal.

BIBLIOGRAPHIE

- ASSAYAG, A. et RABEAU, Y., *Les coûts en main-d'œuvre au Québec et la situation concurrentielle de l'industrie de la construction*, cahier #16, Centre de Recherche en Développement Economique, Université de Montréal, 1977.
- ASSAYAG, A. et RABEAU, Y., « Stabilisation régionale et tensions inflationnistes : le cas de l'industrie de la construction au Québec », *Analyse de Politiques*, à paraître (1978).
- Conseil Economique du Canada, *Pour une croissance plus stable de la construction. Rapport sur l'instabilité cyclique de la construction*, Ottawa, 1974.
- COUSINEAU, J.M. et LACROIX, R., *Flexibilité des salaires et rigidité du chômage*, Document n° 68, Conseil Economique du Canada, décembre 1976.
- HÉBERT, G., « La loi 9 et les relations de travail dans le secteur de la construction au Québec », *Relations Industrielles*, vol. 28, n° 4, pp. 697, 714, 1973.
- RABEAU, Y., *Economie du Québec — budget et perspectives d'investissement*, Communication sur la conjoncture québécoise, Brault, Guy O'Brien Inc., avril 1977 (1).
- RABEAU, Y., *The Economic Outlook for 1978*, Communication au Montreal Economics Association, Hôtel Bonaventure, Montréal, septembre 1977 (2).
- RABEAU, Y., *Economie au Québec — Analyse et prévision*, Communication sur la conjoncture québécoise, Brault, Guy O'Brien Inc., octobre 1977 (3).
- Statistique Canada, *Indices des prix à la consommation dans les agglomérations urbaines*, n° de catalogue 62-009.
- Statistique Canada, *Prix à la consommation et indices de prix*, n° de catalogue 62-010.
- Statistique Canada, *La population active*, n° de catalogue 71-001.
- Statistique Canada, *Emploi, gains et durée du travail*, n° de catalogue 72-002.
- SWAN, N., *Les pouvoirs publics et l'instabilité de la construction*, Conseil Economique du Canada, 1975.
- WOODS, H.D. et CARROTHERS, A.W.R., CRISPO, J.H.G., DION, G., *Les relations du travail au Canada*, Bureau du Conseil Privé, décembre 1968.