

La dispersion régionale du taux de chômage structurel canadien

Michel Boucher

Volume 28, numéro 2, 1973

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/028399ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/028399ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Département des relations industrielles de l'Université Laval

ISSN

0034-379X (imprimé)

1703-8138 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Boucher, M. (1973). La dispersion régionale du taux de chômage structurel canadien. *Relations industrielles / Industrial Relations*, 28(2), 405–413.
<https://doi.org/10.7202/028399ar>

La dispersion régionale du taux de chômage structurel canadien

Michel Boucher

Cette brève note de recherche n'a pour but que de diffuser et ensuite commenter les résultats d'une méthode statistique du calcul du taux de chômage structurel, appliquée aux cinq (5) régions économiques canadiennes. La principale qualité de ces résultats est, non seulement de nous faire prendre conscience de l'ampleur du taux de chômage structurel régional tel que décrit par un modèle se référant spécifiquement aux conditions existantes sur le marché du travail, mais aussi de nous donner la réaction d'une région donnée aux diverses phases de la conjoncture. La stratégie adoptée pour les fins de cette note sera la suivante : en premier lieu, nous expliciterons très succinctement les principales caractéristiques du modèle formalisé par G.P. Penz¹ en le complétant là où c'est nécessaire, tandis que la deuxième étape portera sur les conclusions pertinentes découlant de l'analyse empirique. Et nous terminerons le tout par quelques remarques sur le fonctionnement du marché du travail.

LES FONDEMENTS ÉCONOMIQUES DU MODÈLE

L'essence de son modèle réside dans les notions d'équilibre structurel et surtout de déséquilibre structurel, ce dernier provenant d'une idée avancée par Dow et Dicks-Mireaux.² Intéressons-nous tout d'abord au premier de ces concepts, à savoir l'équilibre structurel. D'après l'auteur, l'équilibre structurel du marché du travail sera réalisé quand la structure de la demande concordera parfaitement avec la structure de l'offre de main-d'œuvre. Cet énoncé revient à affirmer, en d'autres termes, qu'à l'équilibre, lorsque la demande excédentaire de main-d'œuvre est nulle,

¹ G. P. PENZ, *Chômage structurel : théorie et mesure*, Ministère de la Main-d'œuvre et de l'Immigration, Ottawa, Imprimeur de la Reine, 1970.

² J. C. DOW et L. A. DICKS-MIREAUX, « The Excess Demand for Labour : A Study of Conditions in Great Britain, 1945-1956 », *Oxford Economic Papers*, N.S. Vol. X, # 1, fev. 58, pp. 1-33.

il n'y a pas de chômage (u) ni de postes vacants (v), tandis que lorsque cette même demande excédentaire est positive (négative), le taux de postes vacants (le taux de chômage) est égal à cette différence et le taux de chômage (le taux de postes vacants) sera alors nul.

Quant au concept de déséquilibre structurel, il se fonde sur la constatation que s'il existe effectivement du chômage ainsi que des postes vacants, preuve que l'élasticité de substitution entre ces 2 variables est différente de zéro, cela provient exclusivement de la présence de lourdeurs, d'imperfections et de manques dans le processus de substitution et cela, tant du côté de l'offre que de la demande de main-d'œuvre. Il s'ensuit alors qu'au point où le chômage est égal aux postes vacants, la demande excédentaire de main-d'œuvre est nulle et que le déséquilibre structurel du marché du travail se définit alors comme le degré de chômage à ce niveau précis de la demande. Toutefois, le chômage structurel, qui est effectivement la mesure du déséquilibre structurel, ne peut être ainsi déterminé empiriquement qu'à un seul niveau, soit lorsque la demande excédentaire de main-d'œuvre est nulle, ce qui réduit de beaucoup son efficacité en tant qu'instrument de mesure. Pour connaître correctement le comportement du chômage structurel lorsque la demande excédentaire est différente de zéro, il faut considérer le lien existant, en toute circonstance, entre le taux de postes vacants et le taux de chômage, c'est-à-dire l'élasticité entre ces 2 variables.

Comme Dow et Dicks-Mireaux ont démontré, empiriquement, l'existence d'une relation inverse reconnaissable entre les postes vacants et le chômage, fonction qui est convexe par rapport à l'origine, nous émettons donc comme hypothèse que toute variation de l'une des variables causée par des perturbations de la conjoncture est compensée par une modification de l'autre variable, modification qui n'est pas nécessairement égale à la précédente. Nous proposons cette hypothèse précise puisque cette dernière permet d'utiliser n'importe quelle relation statistique qui est convexe par rapport à l'origine, alors que celle avancée par Penz, qui reflète évidemment les qualités de l'hyperbole équilatère, ne permet qu'une seule mesure quantitative, à savoir une hyperbole équilatère. Autrement dit, notre hypothèse nous permet de mesurer le mauvais ajustement (*maladjustment*) selon l'expression de Dow et Dicks-Mireaux en autant que l'élasticité de substitution entre le taux de chômage et le taux de postes vacants soit plus grande que zéro et plus petite ou égale à un, tandis que l'hypothèse de Penz ne permet cette même mesure que si l'élasticité de substitution entre ces 2 variables est égale à 1. Il est regrettable, en effet, que Penz n'est pas perçu que cette hypothèse très restrictive con-

cernant la forme de la relation existant entre le taux de chômage et le taux des postes vacants réduisait énormément l'éventail des mesures quantitatives.

ANALYSE DES RESULTATS

Les fondements théoriques de ce modèle de déséquilibre structurel du marché du travail étant bien connus, nous pouvons maintenant passer à l'étape de l'analyse des résultats obtenus.³ La période d'analyse considérée s'échelonne de 1953 au deuxième trimestre de 1970. Toutefois, comme la monographie de Penz ne donne les taux estimatifs des postes vacants que pour la sous-période allant de 53 à 65, nous avons complété les données manquantes grâce à un modèle de simulation qui sert habituellement à la prévision adaptative.⁴ Les conclusions que nous pouvons en tirer se référeront d'une part à la tendance à la hausse du taux de chômage structurel et d'autre part à l'évolution des écarts selon la conjoncture.

Tout d'abord, nonobstant la forte présence du chômage structurel ainsi que sa persistance dans les cinq (5) régions économiques, le graphique 1 nous laisse entrevoir que les taux de chômage structurel possèdent, en plus, une légère tendance à croître tout au long de la période considérée. Ce fait est d'autant plus indiscutable, qu'il est corroboré par l'analyse statistique. En effet, une analyse de régression, pour chaque région économique, du taux de chômage structurel à une variable de tendance nous confirme l'augmentation du taux de chômage structurel (u^*) dans le temps puisque les coefficients de la variable indépendante sont significatifs au seuil de 5% et qu'ils possèdent un signe positif.

D'un autre côté, nous notons que les écarts de chômage structurel entre les régions, de part et d'autre de la ligne de démarcation canadienne, s'accroissent en période de récession et s'atténuent en période d'expansion. De plus, le graphique 2 nous dévoile des renseignements supplémentaires sur ce sujet très pertinent de l'évolution des écarts. En effet, il révèle les réactions différentes des cinq (5) régions économiques à la conjoncture et le point majeur qui s'en dégage est que la situation générale

³ L'on trouvera, en annexe, les résultats de l'analyse de régression pour les cinq (5) régions économiques, puisque ces derniers sont des préalables nécessaires aux deux graphiques.

⁴ *Projet séries chronologiques*, Rapport intérimaire, Vol. I et II, Laboratoire d'économétrie, Université Laval, septembre 1967 (ronéotypé).

se présente dans son ensemble, d'une manière absolument symétrique pour les cinq régions, à savoir qu'autant le taux de chômage structurel le plus élevé (bas) est observé aux Maritimes (dans les Prairies), autant le taux de chômage conjoncturel le plus fort (bas) se situe aux Matitimes (dans les Prairies) et ainsi de suite pour les autres régions économiques sans exception.

CONCLUSION

En guise de conclusion, comment pouvons-nous expliquer la persistance chronique des disparités prononcées entre les taux de chômage régionaux ? D'après le rapport final de la Commission des prix et des revenus, les faiblesses du mécanisme du marché du travail seraient premièrement la faible mobilité interrégionale de la main-d'œuvre canadienne. En effet, les obstacles à une bonne circulation des travailleurs sont les coûts d'information, de transport et de rétablissement inhérents à la recherche d'un emploi auxquels il faut nécessairement ajouter les différences culturelles et linguistiques québécoises. D'autre part, la deuxième cause possible de la lourdeur du processus d'ajustement entre les demandes et les offres d'emploi serait la structure économique et sociale des régions à haut taux de chômage.

Toutefois, bien que notre recherche empirique ne fait que donner une mesure de la persistance des écarts régionaux de chômage, nous pouvons, pensons-nous, expliquer la détérioration relative observée sur le marché du travail depuis 65. En effet, l'analyse statistique démontre que l'élasticité du taux de chômage par rapport au taux des postes vacants qui s'établissait à 0.84 pour la période s'échelonnant de 53 à 65, a chuté à 0.63 pour la période 53-70. Ceci implique nécessairement un déplacement vers la droite dans l'orthant positif (u , v), de la relation fonctionnelle liant ces 2 variables. Il semble plausible d'avancer, a priori, comme hypothèse qu'une des causes de cette faiblesse soudaine du mécanisme du marché travail pourrait être l'influx de jeunes. En effet, ces derniers, étant plus instruits que leurs aînés, seraient enclins à n'accepter que des positions conformes à leurs aspirations, ce qui réduirait d'autant leur mobilité.

ANNEXE

Dans les diverses équations qui vont suivre, les chiffres entre parenthèses sous les coefficients sont des valeurs t , alors que R^2 désigne le coefficient de détermination tandis que S l'écart-type de la régression sauf avis contraire ; les coefficients sont tous significatifs au seuil de 5%.

— Pour les provinces de l'Atlantique — 1953-1970

$$** \quad u_a = 2.8829 - 14.7630 \ 1/V \quad (A. 1)$$

$$(4.9399) \quad (-9.7863)$$

$$R^2 = .5848 \quad \bar{S} = 1.4382$$

$$\log_e u_a = 2.7479 - .6354 \log_e V \quad (A. 2)$$

$$(34.4905) \quad (-8.6261)$$

$$R^2 = .5225 \quad \bar{S} = .1828$$

$$(v + u_a) = 9.7907 - .0571 (v - u_a)^2 \quad (A. 3)$$

$$(63.6076) \quad (-13.5382)$$

$$R^2 = .7294 \quad \bar{S} = .8930$$

$$u_a = 14.1527 - 1.9693 V \quad (A. 4)$$

$$(20.9203) \quad (-8.9165)$$

$$R^2 = .5390 \quad \bar{S} = 1.5154$$

$$u_a^* = 5.0401 + .0142t \quad (A. 5)$$

— Pour le Québec — 1953-1970

$$u_q = 2.7639 - 10.644 \ 1/V \quad (Q. 1)$$

$$(6.1738) \quad (-9.0430)$$

$$R^2 = .5460 \quad \bar{S} = 1.1032$$

$$\log_e u_q = 2.4571 - .5729 \log_e v \quad (Q. 2)$$

$$(29.8677) \quad (-7.5320)$$

$$R^2 = .4548 \quad \bar{S} = .1888$$

$$(v + u_q) = 8.7971 - .0597 (v - u_q)^2 \quad (Q. 3)$$

$$(58.0860) \quad (-7.4477)$$

$$R^2 = .4493 \quad \bar{S} = .9080$$

$$** \quad u_q = 10.6312 - 1.3549 V \quad (Q. 4)$$

$$(20.0569) \quad (-7.8296)$$

$$R^2 = .4741 \quad \bar{S} = .11874$$

$$u_q^* = 3.9924 + .151t \quad (Q. 5)$$

— *Pour l'Ontario — 1953-1970*

$$** \quad u_o = .6948 - 8.0031 \ 1/V \quad (O. 1)$$

$$(2.8179) \quad (-12.5563)$$

$$R^2 = .6987 \quad \bar{S} = .6077$$

$$\log_e u_o = 2.0724 - .7894 \log_e v \quad (O. 2)$$

$$(25.1298) \quad (-10.3533)$$

$$R^2 = .6118 \quad \bar{S} = .1892$$

$$(v + u_o) = 6.3742 - .0867 (v - u_o)^2 \quad (O. 3)$$

$$(20.0569) \quad (-7.8296)$$

$$(70.4811) \quad (-4.3051)$$

$$R^2 = .2142 \quad \bar{S} = .6096$$

$$u_o = 6.7328 - 1.0433 \ V \quad (O. 4)$$

$$(21.9609) \quad (-10.4243)$$

$$R^2 = .6151 \quad \bar{S} = .6868$$

$$u_o^* = 2.7916 + .0111t \quad (O. 5)$$

— *Pour les Prairies — 1953-1970*

$$** \quad u_p = 1.2751 - 4.9477 \ 1/V \quad (P. 1)$$

$$(4.5838) \quad (-6.8808)$$

$$R^2 = .4105 \quad \bar{S} = .6855$$

$$\log_e u_p = 1.7351 - .6188 \log_e v \quad (P. 2)$$

$$(17.3741) \quad (-6.7018)$$

$$R^2 = .3978 \quad \bar{S} = .2292$$

$$(v + u_p) = 5.9657 - .0534 (v - u_p)^2 \quad (P. 3)$$

$$(48.0441) \quad (-1.0267)$$

$$R^2 = .0153 \quad \bar{S} = .7371$$

$$u_p = 5.1029 - .6772 \ V \quad (P. 4)$$

$$(16.5050) \quad (-6.7093)$$

$$R^2 = .3983 \quad \bar{S} = .6926$$

$$u_p^* = 2.4341 + .0128t \quad (P. 5)$$

°° Ce coefficient n'est pas significatif au seuil de 5% du point de vue statistique.

— Pour la Colombie-Britannique — 1953-1970

$$** \quad u_{BC} = 1.5008 - 11.2579 \frac{1}{V} \quad (C. 1)$$

$$(2.8852) \quad (-8.3728)$$

$$R^2 = .5076 \quad \bar{S} = 1.2819$$

$$\log_e u_{BC} = 2.4361 - .7251 \log_e V \quad (C. 2)$$

$$(22.0879) \quad (-7.1114)$$

$$R^2 = .4265 \quad \bar{S} = .2531$$

$$(v + u_{BC}) = 7.8598 - .0807 (v - u_{BC})^2 \quad (C. 3)$$

$$(52.9920) \quad (-8.4779)$$

$$R^2 = .5138 \quad \bar{S} = .9929$$

$$u_{BC} = 9.9297 - 1.4458 V \quad (C. 4)$$

$$(16.1794) \quad (-7.2159)$$

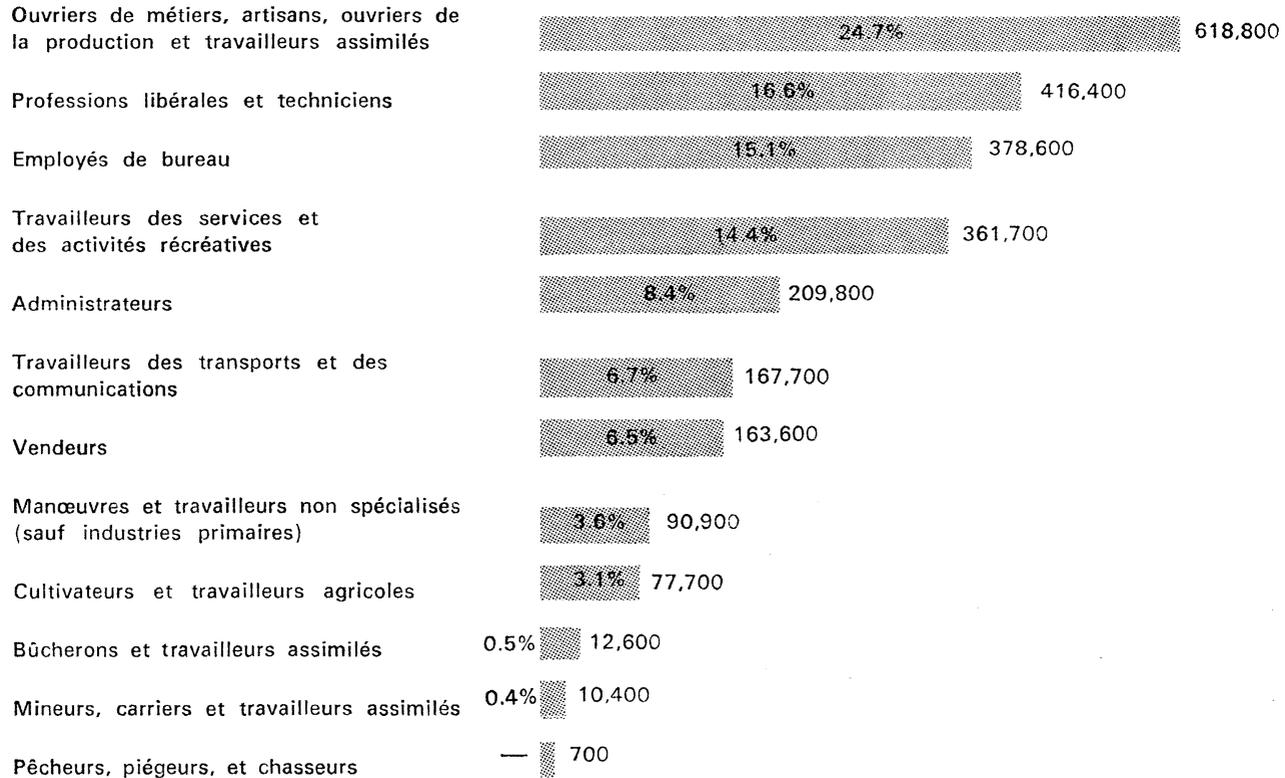
$$R^2 = .4336 \quad \bar{S} = 1.3748$$

$$u_{BC}^* = 3.3938 + .0213t \quad (C. 5)$$

** Ces équations ont servi de base au graphique.

GRAPHIQUE 2

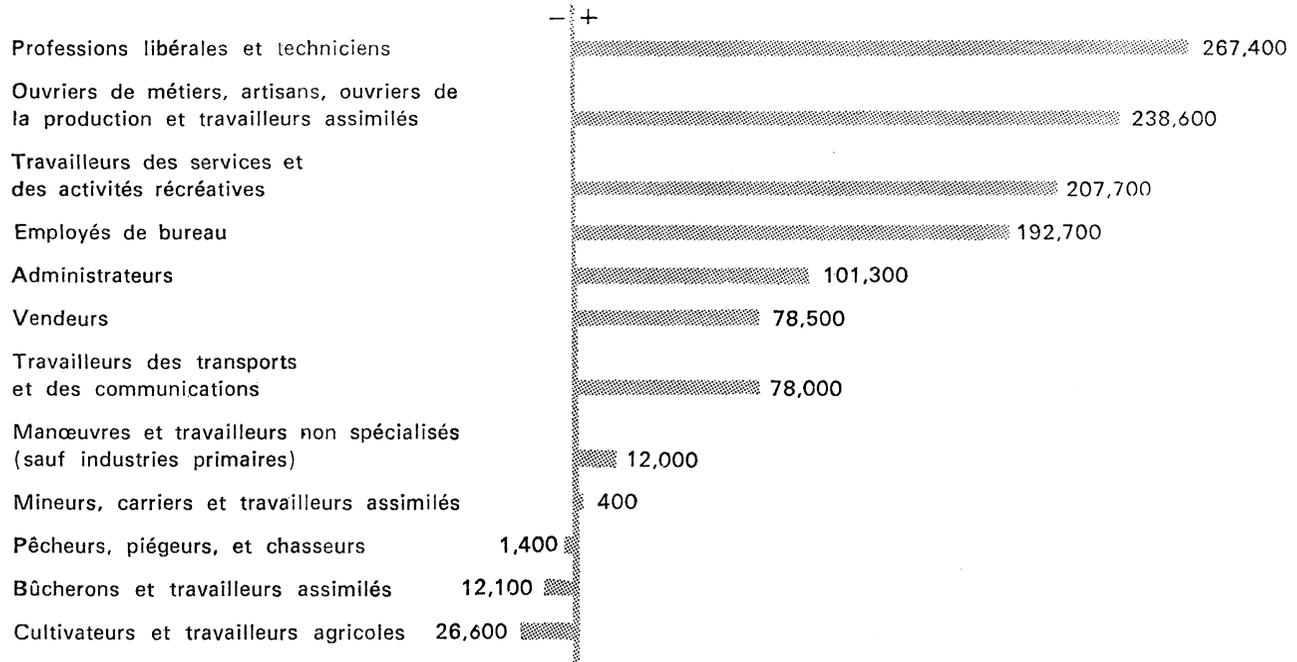
Besoins en main-d'œuvre au Québec en 1975 par groupe professionnel



Source : Ministère de la Main-d'œuvre et de l'immigration, Service d'établissement des programmes, Direction de la recherche, *Une projection des besoins en main-d'œuvre par profession en 1975*, B. Ahamad, 1969.

GRAPHIQUE 3

Nouveaux entrants dans la main-d'œuvre au Québec, 1961-1975



Source : Ministère de la Main-d'œuvre et de l'immigration, Service d'établissement des programmes, Direction de la recherche, *Une projection des besoins en main-d'œuvre par profession en 1975*, B. Ahamad, 1969.