

A1.1  
G  
8211



Faculté des Arts  
et des Sciences

Département de sciences économiques

Centre de documentation  
Département de sciences économiques  
Université de Montréal  
C.P. 6128, Succ. "A"  
Montréal, Qué., Canada, H3C 3J7

Influence de l'emploi relatif dans la fonction publique sur  
le taux d'emploi : le cas des provinces canadiennes

Présenté par

Richard Legris

## Table des matières

Résumé.....	page 1
1_Introduction.....	page 2
2_Emploi : évolution de la question.....	page 5
3_Modèle théorique.....	page 11
4_Résultats	
4.1    analyse qualitative.....	page 17
4.2    analyse quantitative.....	page 20
5_Conclusion.....	page 25
tableaux et graphiques.....	page 26
bibliographie.....	page 40

## Tableaux

tableau 1.1.....Emploi relatif dans la fonction publique et taux d'emploi, provinces canadiennes, 1988 et 1996.....	page 26
tableau 4.2.1....Effets de variables sélectionnées sur le taux d'emploi.....	page 34
tableau 4.2.2...Coefficients de corrélation entre variables choisies.....	page 35
tableau 4.2.3...Régressions de variables passées sur variables choisies.....	page 36
tableau 4.2.4...Effets de variables instrumentées sur le taux d'emploi 1.....	page 37
tableau 4.2.5... Effets de variables instrumentées sur le taux d'emploi 2.....	page 38
tableau 4.2.6... Test de Hausman sur l'endogénéité de l'emploi relatif dans la fonction publique.....	page 39

## Graphiques

Graphique 4.1.1.....Évolution du taux d'emploi au Canada, 1960-1998.....page 27

Graphique 4.1.2.....Évolution des taux d'emploi et de chômage au Canada,  
1960-1998.....page 28

Graphique 4.1.3.....Évolution du taux d'emploi, moyenne annuelle des dix  
provinces, 1988-1996.....page 29

Graphique 4.1.4.....Évolution du taux d'emploi relatif dans la fonction publique,  
moyenne annuelle des dix provinces, 1988-1996.....page 30

Graphique 4.1.5.....Évolution du taux d'emploi relatif dans la fonction publique,  
par province, 1988-1996au Canada, 1988-1996.....page 31

Graphique 4.1.6.....Évolution du taux d'emplo, par province, 1988-1996.....page 32

Graphique 4.1.7.....Relation taux d'emploi/emploi relatif dans la fonction  
publique, provinces, 1988-1996.....page 33

## Résumé.

Ce papier examine l'incidence possible qu'a le taux d'emploi dans la fonction publique sur le taux d'emploi dans l'économie. Un historique sur l'analyse du chômage est effectué avec, comme point de départ, la relation fonctionnelle entre chômage et niveau des salaires développée par Blanchflower, la courbe des salaires («wage curve»). L'hystérésis et la non stationnarité du chômage sont énoncés et analysés succinctement. Avec des données sur les provinces canadiennes de 1988 à 1996 (9 ans), une analyse des tendances au cours de cette période est effectuée. Les données en panel sont analysées et la relation négative taux d'emploi/emploi relatif dans la fonction publique est déterminé sans variables instrumentales. Avec variables instrumentales, les coefficients sont élevés, la robustesse est faible et on peut douter de la qualité des instruments.

## 1- Introduction

Le problème du chômage en est un auquel s'intéressent beaucoup d'économistes et fait l'objet de nombreux travaux théoriques et empiriques depuis plusieurs années. La situation qui s'est développée (et détériorée) au début des années soixante-dix n'a fait qu'amplifier l'intérêt pour de nouvelles approches dans l'analyse du chômage et de ses constituants. La persistance du phénomène et l'incapacité d'élaborer des politiques économiques efficaces pour la contrer nous incitent à pousser plus à fond la tentative de compréhension de ses constituants fondamentaux et de leurs effets négatifs sur l'économie.

Incidentement, la question de la taille de l'état (exprimée en pourcentage des dépenses sur le PIB) est soulevée par plusieurs et certains s'accordent pour affirmer qu'une réduction de celle-ci dans la plupart des pays de l'O.C.D.E. contribuerait à relancer une économie figée dans son incapacité à créer de l'emploi. Les tenants de l'approche pour une réduction de la taille de l'appareil gouvernemental auront tôt fait de décrier l'inefficacité qui découle de sa dimension trop large (rigidité des salaires, croissance déficiente, chômage...) et insisteront pour une taille optimale de l'état beaucoup plus menue. Certains souligneront par contre le caractère endogène de l'emploi relatif dans la fonction publique et prôneront un recours plus soutenu de celui-ci en des temps plus difficiles où le chômage est problématique, comme une réponse rationnelle et efficace à un taux d'emploi vacillant. Ainsi, le taux d'emploi est un des déterminants de l'état de santé d'une économie les plus analysés et sur lesquels les gouvernements se cassent le plus

souvent les dents dans leurs tentatives d'en diminuer les méfaits. C'est dans ce cadre qu'une analyse empirique de l'influence de l'emploi relatif dans la fonction publique sur le taux d'emploi semble intéressante et pertinente.

La situation canadienne est intéressante à plusieurs égards. D'abord, l'étude des dix provinces canadiennes nous permet d'analyser différentes entités gouvernementales partageant toutefois des traits communs comme une même politique monétaire et les mêmes politiques gouvernementales fédérales. Ensuite, chaque province canadienne a la latitude nécessaire de se démarquer des autres par un pouvoir de gestion étendu dans différents pans économiques comme la santé, l'éducation, etc. Il en résulte donc des structures provinciales potentiellement très différentes et avec des caractéristiques économiques propres. Enfin, la période qui est étudiée est intéressante car elle débute par une situation léthargique au niveau de l'emploi (1988) et se termine par une période où la reprise se pointait doucement (1996). Il en résulte ainsi une période où une variabilité claire des composantes économiques permet une analyse plus aisée de la situation. En effet, les taux d'emploi relatif dans la fonction publique provinciale varient de 4% dans certaines provinces à 15% dans d'autres. Conséquemment, les taux d'emploi varient de 67% dans certaines provinces à 42% dans d'autres (voir tableau 1.1).

[ insérer tableau 1.1 ici ]

La présente étude a pour but d'analyser l'évolution du taux d'emploi dans les provinces canadiennes ainsi que celui de l'emploi relatif dans les fonctions publiques provinciales et d'analyser la causalité entre les deux. Après une revue des études qui couvrent les aspects tant théoriques qu'empiriques du problème du chômage et de celles qui s'attardent plus spécifiquement à la relation entre l'emploi dans le secteur public et la rigidité des salaires, suivra l'élaboration théorique du modèle à tester ainsi que la justification de ses composantes. Le modèle sera ensuite testé empiriquement avec la prise en compte de certaines particularités économétriques inhérentes à ce type d'analyse. Suivra un compte-rendu de la situation présente de différents indicateurs économiques pertinents pour le Canada et les provinces ainsi que leur évolution au cours des dernières années. Une analyse des tests empirique effectués sera finalement rendue ainsi qu'un commentaire sur l'état de la question.



## 2 - Emploi : évolution de la question ou variation sur un même thème

La problématique du chômage est complexe et plusieurs approches ont été développées au cours des dernières années pour tenter d'en cerner les composantes. La base de l'étude se penche sur la **courbe des salaires** («wage curve») de Blanchflower & Oswald (1995) qui trace un lien empirique négatif entre le taux de chômage et le niveau des salaires. Ce modèle qui semble contre intuitif au départ et défie la théorie classique (dans les régions à fort taux de chômage seront observés des salaires élevés pour entre autre compenser la mauvaise conjoncture que subissent les individus et éviter l'exode), trace en effet une courbe décroissante et convexe entre le taux de chômage local et le niveau des salaires. Ainsi, selon ce que Blanchflower et al. observent, à un taux de chômage élevé correspondra un niveau des salaires plus faible.

Quelques raisons qui reposent principalement sur la théorie des contrats de travail optimaux sont avancées par les auteurs. Entre autre, la qualité de la région observée peut influencer le salaire et ainsi, l'emploi et le taux de chômage. En effet, dans une région attirante par ses qualités intrinsèques (qualité de vie, beauté du paysage, climat sécuritaire...), les employeurs fixeront des salaires moins élevés pour un bassin qui se sera déployé ex-ante. Ces salaires plus faibles créeront moins d'emploi (salaire de réserve moyen identique entre chaque région) et ainsi on observera une relation négative salaires/taux de chômage. La théorie des salaires efficaces, quant à elle, met en relief le caractère incitatif du taux de chômage observé par les travailleurs. En effet, dans le cas de conjoncture défavorable (taux de chômage élevé), les travailleurs observent le marché et

tiennent plus à conserver leur emploi. L'employeur observe également le marché et peut affecter les salaires à la baisse sachant que les alternatives sont limitées pour l'employé. Dans le cas d'une conjoncture favorable, l'employeur voudra, pour garder ses employés, rémunérer ces derniers plus fortement pour entraver la concurrence extérieure. Une remarque sur la conjoncture défavorable doit être, à mon avis, incluse dans l'analyse. Elle précise le faible pouvoir de négociation des travailleurs lorsque les conditions sont mauvaises. Ainsi, l'employeur a un atout majeur quand vient le temps de négocier et peut fixer les salaires à la baisse. Une autre raison soulevée par Blanchflower et al. concerne la difficulté d'ajustement du marché. Si le marché s'ajuste mal et ce de façon répétée, les situations hors équilibre peuvent générer un locus de points décrivant une relation négative salaire/taux de chômage.

Avec l'importance des chocs et la persistance du chômage qui prévaut au début des années quatre-vingt, le caractère tendanciel du chômage est examiné de plus près. Ainsi, Cahuc (Henin, P.-Y. éd. 1993) explique le chômage persistant en France. Différentes études économétriques confirment la particularité non stationnaire de celui-ci et les principales différences entre le taux de chômage de la France et celui des États-Unis. Le débat reste à faire sur les causes fondamentales de cette persistance plus soutenue du taux de chômage en France.

Sneessens (1998) se demande quant à lui si l'évolution observée du taux de chômage (hausse et persistance) traduit un changement du taux d'équilibre lié à des rigidités réelles ou bien une lenteur dans le mécanisme d'ajustement venant de rigidités nominales. Il décrit formellement le taux de chômage frictionnel comme fonction de variables

économiques comme le taux de remplacement, les coûts de mobilité, etc. Ainsi, rien n'implique que le taux de chômage frictionnel soit constant. Dans ce contexte, les rigidités nominales peuvent ralentir la dynamique (stable) de retour vers l'équilibre lorsqu'il y a chômage frictionnel. Lorsque les rigidités sont réelles, le chômage peut glisser vers une autre valeur d'équilibre et le contexte de concurrence parfaite n'est plus adéquat. Le modèle **WS-PS**, avec négociation des salaires est ainsi développé. Celui-ci implique des pouvoirs de marché (du travail et des biens) qui auront chacun leur effet sur le chômage.

Sur le marché des biens, un pouvoir observé par les entreprises impliquera un salaire réel payé (rapport salaire nominal/prix de vente) plus faible que la valeur de la productivité marginale des travailleurs. Ainsi, les entreprises ont une influence sur le marché du travail par leurs capacités à former les prix (price-setter, **PS**). Sur le marché du travail, les travailleurs exercent leur pouvoir de marché par un écart positif entre le salaire réel demandé et la désutilité marginal du travail. On observe ainsi la capacité des travailleurs à former les taux de salaires réels (wage-setter, **WS**). Le taux de chômage observé sera alors plus élevé que le taux de chômage frictionnel. Les difficultés empiriques découlent du débat sur le caractère stationnaire ou non du taux de chômage et impliquent inmanquablement, selon Sneesens, le problème de l'analyse adéquate que l'on doit produire.

Jean-Marie Le Page (1998) analyse la relation croissance-chômage et les équilibres qui peuvent résulter selon le modèle employé. Dans le modèle néoclassique, les forces du marché ramènent le chômage à un niveau plus ou moins incompressible et on doit ainsi

tendre vers une plus grande flexibilité du marché du travail. Mais l'hypothèse de parfaite flexibilité des prix est aussi trop restrictive pour une analyse complète de la situation qui prévaut. L'introduction des hypothèses d'hystérésis et d'effets du sous-emploi sur la demande remettent en effet en cause les capacités rééquilibrantes du système économique sur les taux de chômage et de croissance (élasticité des salaires réels par rapport au taux de chômage de -0.1% seulement dans les pays développés).

Selon Le Page, le phénomène d'hystérésis aurait ceci de particulier qu'une partie du chômage frictionnel se transformerait en chômage structurel. Ainsi, un chômage élevé aujourd'hui alimenterait le chômage élevé de demain. Trois causes principales (et assez triviales) de l'hystérésis du chômage qu'il élabore sont :

1. La dépréciation du capital humain provoquée par le chômage
2. Le pouvoir de marché des travailleurs déjà établis
3. Le ralentissement de l'investissement dû à la mauvaise conjoncture

Le premier point nous signale qu'en temps de conjoncture inadéquate, les travailleurs en chômage risquent de perdre une partie de leurs qualités ou capital humain. Le deuxième point reprend l'argument de la théorie **WS-PS** décrite par Sneessens. Enfin, le troisième point dit que le ralentissement de la formation de capital aura inmanquablement un effet négatif sur les effectifs nécessaires à la mise en place de ce même capital et entraînera donc un chômage accru.

Une des raisons les plus avancées concernant les salaires rigides à la hausse est celle de la théorie des salaires efficients. Cette théorie met en cause la productivité des travailleurs

qui sera affectée par des salaires à la baisse, ce que ne souhaite pas l'employeur. En situation de chômage donc, l'employeur consentira des salaires qu'il gardera plus élevés à ses employés de telle sorte que ceux-ci auront une incitation forte à travailler efficacement sous la menace plausible de perdre un travail relativement mieux rémunéré (coût d'opportunité plus élevé). Cette théorie exige évidemment au départ qu'il y ait effectivement chômage et découle aussi de l'hypothèse de coûts d'embauche pour les employeurs, c'est-à-dire des freins à l'entrée pour les travailleurs. Du côté de la demande de biens, on note aussi une dynamique qui entraîne une limitation du pouvoir d'achat des travailleurs et ainsi une baisse de la demande. Il y a donc un effet dépressif du chômage sur la demande.

Belman, Heywood & Lund (1997) s'intéressent à la syndicalisation dans le secteur public et de son influence sur les salaires aux États-Unis. Ils s'intéressent particulièrement au secteurs publics locaux et étatiques. Il en ressort une nette corrélation positive entre taux de syndicalisation dans la fonction publique et le taux de salaire des employés dans celle-ci. Ainsi, les employés (syndiqués ou non) de la fonction publique ont des rémunérations plus élevées que les employés non syndiqués du secteur privé effectuant un travail identique. L'effet pour les employés non syndiqués de la fonction publique est plus faible que pour les employés syndiqués mais quand même plus grand que pour les employés du secteur privé à travail égal. Ainsi, le salaire des travailleurs non syndiqués de la fonction publique est plus élevé dans les états où il y a tout de même législation et convention collective pour certains travailleurs de la fonction publique. Dans le cas des municipalités, les travailleurs non organisés avaient de meilleures conditions salariales lorsque les travailleurs d'autres départements qu'ils côtoyaient étaient syndiqués.

Ho & Hoon (1997), suivant les hypothèses d'élasticité de substitution entre le capital et le travail inférieure à l'unité et d'un secteur public relativement intensif en travail, trouvent que l'emploi relatif dans le secteur public croit lorsque le taux de chômage d'équilibre croit sur une longue période. Donc, il en découle une influence positive du taux de chômage sur la taille de l'emploi dans le secteur publique. Il est aussi intéressant de noter que lorsque les prestations d'assurance-emploi sont augmentées, le taux de chômage d'équilibre augmente : le secteur public retranche proportionnellement moins d'emplois que le secteur privé et il en résulte ainsi un taux de chômage plus élevé et la taille de l'emploi dans le secteur public proportionnellement plus grosse. Au-delà de toutes ces études mentionnées, il semble raisonnable de penser que l'appareil étatique, échappant aux contraintes d'efficacité et à plus forte raison, de maximisation des profits, offre une production mitigée dans un bon nombre de sphères pour lesquels l'entreprise privée semble mieux équipée.

Le caractère tendanciel du chômage est scruté lorsque des séries chronologiques de plus de dix ans sont en cause et le caractère endogène du taux d'emploi dans la fonction publique doit inmanquablement être intégré à un modèle qui veut en déterminer l'influence. Belman et al., quant à eux, déterminent la relation positive entre le taux de syndicalisation dans le secteur public et les salaires mais ne font pas le lien entre ceux-ci et le taux de chômage qui pourrait en découler. C'est ce que l'étude présente tentera de vérifier.

### 3 - Modèle théorique

La façon de mesurer le taux de chômage est assez standardisée à travers les pays de l'O.C.D.E. et ses fluctuations de court terme sont parfois le résultat d'autres phénomènes que ceux que la théorie économique nous propose. Ainsi, des chômeurs découragés par une situation économique morose cesseront leurs recherches d'emploi et ne seront plus officiellement des chômeurs au sens propre de la définition que l'on en fait. En résultera alors un chômeur de moins et un taux de chômage qui fléchit malgré une situation économique guère mieux. Ainsi, nous avons la relation suivante pour le taux de chômage :

$$U = (\text{chômeurs}) / (\text{travailleurs} + \text{chômeurs}),$$

où le nombre de chômeurs est le nombre de personnes qui sont sans emploi et qui cherchent activement un emploi. Si, au départ, il y a deux chômeurs et deux travailleurs dans l'économie, le taux de chômage est à 50%. Si l'un des deux chômeurs se décourage et ne cherche plus activement un emploi, le taux de chômage passe à 33% avec une situation économique qui est probablement pire. C'est dans cette perspective qu'une mesure de l'emploi autre que le taux de chômage est à considérer.

Le taux d'emploi est quant à lui plus stable comme mesure de l'emploi et donc moins sensible aux variations arbitraires. C'est ce qui explique l'utilisation de cette mesure et non celle du taux de chômage. Ainsi, la relation qui suit décrit le taux d'emploi :

$$E = (\text{travailleurs}) / (\text{pop de 15 ans et plus}).$$

Il est cependant bien de noter que la population de quinze ans et plus peut évoluer dans le temps et ainsi changer la valeur du taux d'emploi. En effet, le vieillissement de la population amènera relativement plus de retraités et entraînera selon cette mesure une baisse du taux d'emploi même si, en fonction de l'effectif apte au travail, la force de travail n'est pas nécessairement changée. Mais ces changements se font sur une plus longue période et ne sont pas un problème pour une étude (celle-ci) qui ne s'étend que sur neuf années. Si l'étude se faisait sur une plus longue période, l'on pourrait alors se forger un taux d'emploi qui ne concernerait que la population âgée entre quinze et soixante-cinq ans (les personnes de plus de 65 ans au travail étant en nombre négligeable et pouvant de toute façon être considérées comme stable dans le temps).

Le taux d'emploi dans la fonction publique provinciale (gouvernements provinciaux seulement) n'est disponible que depuis peu et est de surcroît probablement le plus pertinent quand il s'agit d'analyser les différences provinciales dans la façon de gérer les services publics. En effet, une mesure agrégée (municipal, provincial et fédéral) de l'emploi dans la fonction publique pour chaque province est disponible depuis plus longtemps que 1988 mais le caractère rééquilibrant de l'emploi dans la fonction publique fédérale fausse les données pour une différenciation entre les provinces que l'on cherche à tester. On pourra affirmer que les paiements de transferts aux provinces se retrouveront peut-être convertis en emploi dans la fonction publique de chaque province qui en bénéficie mais cela demeure tout de même un choix effectué par la province concernée.



Le caractère même de la fonction publique et son degré de syndicalisation élevé font en sorte que l'on peut se demander si un lien existe entre l'emploi dans ce secteur et le taux d'emploi dans l'économie. La question semble pertinente dès lors que l'on sait que la syndicalisation d'un secteur amène une rigidité des salaires à la hausse et un possible resserrement de la demande de travail.

La situation générale pour le Canada sera analysée dans un premier temps pour ensuite se concentrer sur les provinces canadiennes. Les données sont issues de publications de Statistiques Canada et concernent les années 1988 à 1996 (9ans). Ainsi, des données de panel (10 provinces sur 9 années, 90 données) seront traitées. Le problème de non stationnarité inhérent aux modèles étudiés sur des séries chronologiques de longue période est ici évacué non pas en raison de la courte période étudiée (ce qui serait une raison valable) mais bien en raison même du caractère panel des données.

Le taux de croissance du produit intérieur brut per capita sera intégré au modèle et l'unanimité se fait évidemment autour du choix de cette variable explicative. Par contre, le caractère endogène possible de certaines variables (l'emploi relatif dans la fonction publique, le taux de croissance...) devra être incorporé au modèle. En effet, la variable principale à traiter, le taux d'emploi relatif dans la fonction publique ( $tx_{empu}$ ), a un caractère endogène incontestable (voir Ho et Hoon, 1997). L'effet qu'aura le taux d'emploi relatif dans la fonction publique sur le taux d'emploi est indissociable de l'effet inverse que l'on peut également supposer. Ainsi, non seulement l'emploi dans la fonction publique peut-il avoir une influence sur le taux d'emploi mais il faut tenir compte du fait

qu'en des temps où l'économie trébuche et où il y a une baisse du taux d'emploi, les gouvernements peuvent tenter de redresser la situation en augmentant l'emploi relatif dans la fonction publique, soutenant alors une demande de travail accrue et stabilisant le taux d'emploi. Donc, le taux d'emploi aura une influence sur l'emploi relatif dans la fonction publique.

Le choix d'une variable instrumentale adéquate est toujours difficile et souvent contestable. Dans le cas qui nous intéresse, on ne peut nier le caractère exogène de l'instrument choisi qui découle directement de sa qualité non contemporaine. On est en effet assuré de l'effet nul qu'aura une variable contemporaine sur une variable passée. Aussi, il semble acceptable de penser que le taux de croissance du PIB per capita de la période précédente ( $tcppcL1$ ) aura un effet sur le taux d'emploi relatif dans la fonction publique d'aujourd'hui ( $txempu$ ). En effet, une croissance importante du PIB de la période précédente entraînera des revenus supérieurs pour les gouvernements et une capacité de dépenser qui en sera accrue. En résultera des accroissements de personnel dans la fonction publique.

Le taux de croissance du PIB per capita d'aujourd'hui expliquant une partie du taux d'emploi présent (et vice versa), on sera aussi bien avisé de trouver un instrument à cette autre variable explicative qu'est le taux de croissance du PIB per capita contemporain ( $tcppc$ ). Le taux d'inflation a la capacité d'expliquer le taux de croissance que connaîtra l'économie dans le futur immédiat. En effet, une forte croissance des prix (donc, des salaires) aura un effet dépressif sur l'économie (demande de biens et de travail à la

baisse) et la production chutera. Un instrument qui semble tout indiqué pour le taux de croissance du PIB per capita est donc le taux d'inflation de la période précédente (txinfL1). Il est cependant à noter que l'instrument naturel pour une variable contemporaine sera cette même variable mais à la période précédente et à plus forte raison si elle est d'une forme autorégressive d'ordre n, comme les PIB per capita, l'inflation, etc. Plusieurs instruments seront donc testés selon leur degré de corrélation avec la variable à instrumenter.

Il sera également intéressant dans ce contexte de vérifier si le taux de croissance de la population de la période présente ou précédente aura un impact sur le taux d'emploi. En effet, plusieurs politiciens clament souvent que la croissance de la population que nous subissons par le biais de l'immigration massive peut être nuisible à l'économie en créant du chômage. Par ailleurs, des études bien connues sur le phénomène du 'Mariel boat people' dans les années '70 nous révélaient une incidence nulle de l'immigration massive sur le taux d'emploi<sup>1</sup>

Le modèle théorique de base est le suivant :

$$\text{emrate} = \beta_0 + \beta_1(\text{txempu}) + \beta_2(\text{tcrpop}) + \beta_3(\text{txinf}) + \varepsilon,$$

$$\text{txempu} = \phi_0 + \phi_1(\text{tcppcL1}) + \nu$$

$$\text{tcrpop} = \varphi_0 + \varphi_1(\text{tcrpopL1}) + \upsilon$$

$$\text{tinf} = \delta_0 + \delta_1(\text{txinfL1}) + \zeta,$$

avec les variables suivantes

- emrate : taux d'emploi
- txempu : taux d'emploi relatif dans la fonction publique
- tcppc : taux de croissance du PIB per capita.
- tcppcL1 : taux de croissance du PIB per capita à la période précédente.
- tcpop : taux de croissance de la population
- tcppopL1 : taux de croissance de la population à la période précédente
- txinf : taux d'inflation.
- txinfl1 : taux d'inflation à la période précédente.

Plusieurs modèles alternatifs seront ensuite testés suivant des spécifications différentes avec d'autres variables instrumentales choisies ou sans variable instrumentale. Pour des variables instrumentales adéquates, un test de corrélation sera effectué entre chacune des variables concernées pour en déterminer des instruments acceptables.

---

<sup>1</sup> L'arrivée massive de Cubains en Floride suite à la permission de Castro de quitter l'île constitua un contexte intéressant pour tester la relation immigration/chômage. Plusieurs études en résultèrent.

## 4 – Résultats

### 4.1 - Analyse qualitative

Le graphique 4.1.1 nous montre l'évolution du taux d'emploi au Canada. Outre l'effet cyclique que l'on observe, il est à noter que le taux d'emploi au Canada est en constante évolution depuis les années soixante. Ce résultat peut sembler surprenant au premier coup d'œil sachant que le taux de chômage, lui, n'a pas été en constante diminution mais plutôt en croissance soutenue depuis les années soixante-dix. L'explication vient peut-être du fait du poids démographique des baby-boomers qui n'a cessé d'augmenter depuis ces années. Ces mêmes baby-boomers font présentement partie de la population active, apte au travail et sont correctement scolarisés pour faire face aux défis de la nouvelle économie, donc bien adaptés au marché du travail.

[ insérer graphique 4.1.1 ici ]

Le graphique 4.1.2 nous montre les taux d'emploi et de chômage au Canada pour les années 1960 à 1998 et on peut constater effectivement une tendance similaire à la hausse de ces deux taux. Malgré cela, et pour des périodes plus courtes, on peut constater (avec soulagement) qu'en général, lorsque le taux d'emploi augmente, le taux de chômage suit à la baisse. Ainsi, la situation au Canada nous montre une légère hausse des taux de chômage et d'emploi depuis le début des années soixante, mais avec, à l'intérieur de ces tendances de long terme, des cycles à la hausse ou à la baisse mais toujours en phase

inverse, ce qui est naturellement attendu de ces deux mesures contraires. On remarque donc assez clairement le caractère tendanciel de la mesure du taux de chômage et le besoin d'en tenir compte pour des séries chronologiques plus longues avec entre autre, des tests de racines unitaires appropriés.

[ insérer graphique 4.1.2 ici ]

Depuis 1988, le taux d'emploi dans les provinces a eu des variations importantes. Ainsi, pour la moyenne annuelle des dix provinces canadiennes, on remarque un plateau au début des années quatre-vingt dix et une chute à partir de 1990 de près de 59% jusqu'à 56%. Ceci correspond évidemment à la période de morosité qu'a connu le pays durant cette période. On remarque une légère reprise depuis 1993 mais le niveau de 1990 n'est pas atteint (en 1996, le taux d'emploi moyen dans les provinces était d'environ 56,5%). Le graphique 4.1.3 illustre cette situation.

[ insérer graphique 4.1.3 ici ]

Il est intéressant de noter que lorsque le taux d'emploi relatif dans la fonction publique augmente (voir graphique 4.1.4, 1989-1992), la réponse est une baisse du taux d'emploi pour les années subséquentes (graphique 4.1.3, 1990-1993). Egalement, une baisse du taux d'emploi relatif dans la fonction publique (graphique 4.1.4, 1992-1995) engendre une hausse subséquente du taux d'emploi (graphique 4.1.3, 1993-1996). Ainsi, dès lors que l'on accepte une relation positive entre ces deux variables, l'influence de l'emploi

relatif dans la fonction publique sur le taux d'emploi serait plus pertinente que la relation inverse.

[ insérer graphique 4.1.4 ici ]

En 1988, les deux provinces qui avaient le plus haut taux d'emploi relatif dans la fonction publique étaient aussi celles qui avaient les taux d'emploi les plus bas (voir graphiques 4.1.5 et 4.1.6). En effet, Terre-Neuve et le Nouveau-Brunswick, avec des taux d'emploi relatif dans la fonction publique de 13.08 % et de 14.58 % respectivement, avaient des taux d'emploi respectifs de 45.9 et de 52.1. En 1996, la situation n'avait guère changé pour ces deux provinces qui partageaient encore les taux d'emploi dans la fonction publique les plus élevés (12.91 % et 14.09 % respectivement) pour des taux d'emploi plus faibles que toutes les autres provinces (41.9 et 52.1 respectivement). Dans le cas des deux provinces ayant les plus faibles taux d'emploi relatif dans la fonction publique en 1988 (Ontario, 5.47 % et Saskatchewan, 5.52 %), elles se classaient parmi les trois provinces ayant les taux d'emploi les plus élevés. Au troisième rang se trouvait l'Alberta (taux d'emploi relatif dans la fonction publique de 6.19 %) avec le deuxième taux d'emploi au Canada (66.7).

[ insérer graphiques 4.1.5 et 4.1.6 ici ]

Une analyse graphique sommaire de la relation entre l'emploi relatif dans la fonction publique et le taux d'emploi établit de façon assez claire une relation généralement négative entre ces deux variables, et ce, de façon contemporaine (graphique 4.1.7).

[ insérer graphique 4.1.7 ici ]



## 4.2 – Analyse quantitative

Le modèle est testé dans un premier temps sans spécification de l'endogénéité des variables explicatives. C'est un modèle de départ simple qui instruit peut-être inefficacement sur le sens de la causalité mais qui apporte une lumière appropriée sur le signe que peuvent prendre les variables explicatives étudiées. Ainsi, dans une régression qui tient tout de même compte du caractère panel des données, l'effet aléatoire a été imposé et la différence des résultats entre celui-ci et l'effet fixe n'est pas significative. En effet, sur le modèle complet (avec toutes les variables exogènes incluses) et avec l'hypothèse nulle selon laquelle la différence des paramètres n'est pas significative, on obtient une valeur de  $\chi^2_{\beta}=0.73$  qui est inférieure à la valeur critique  $\chi^2_c$  au-delà de laquelle on rejeterait l'hypothèse nulle. Ainsi, la différence entre les coefficients des régressions avec effets fixes ou aléatoires n'est pas significativement différente de zéro. L'effet négatif de l'emploi dans la fonction publique sur le taux d'emploi est alors déterminé de façon robuste sans variables instrumentales (voir tableau 4.2.1). En effet, la dimension du coefficient de **txempu** est près de l'unité et négatif. Les variables concernées étant toutes des taux, il est aisé de voir que si le taux d'emploi relatif dans la fonction publique augmente de 1 %, il en découlera une baisse du taux d'emploi de 1 %.

[ insérer tableau 4.2.1 ici ]

Le tableau 4.2.2 nous montre les coefficients de corrélation qui relient les variables contemporaines aux variables de la période précédente. Les plus fortes corrélations sont

observées naturellement entre les variables contemporaines et les mêmes variables mais de la période précédente. Il est cependant intéressant de noter une forte corrélation négative entre le taux d'inflation de la période précédente (**txinfl1**) et le taux de croissance du PIB per capita contemporain (**tcppc**). Une autre forte corrélation est observée entre **txempu** et **txcrpopL1** mais la régression de l'un sur l'autre ne nous donne pas un coefficient suffisamment significatif (voir tableau 4.2.3). Finalement, le coefficient de corrélation entre **tcppc** et **txempu** est faible mais lorsque régressé l'un sur l'autre, on a un coefficient significatif (tableau 4.2.3). Concernant le taux d'inflation de la période précédente (**txinfl1**), il faut être prudent avec l'effet qu'il aura sur le taux d'emploi dans la fonction publique. En effet, la théorie économique ne lie pas naturellement ces deux variables et on peut avoir ce que l'on appelle une «spurious regression». L'instrument retenu pour **txempu** est donc **tcppcL1**.

[ insérer tableaux 4.2.2 et 4.2.3 ici ]

Sur l'endogénéité des variables du modèle, les tests de spécification de Wu-Hausman sont appropriés mais ne nous révèlent pas l'endogénéité. Ils déterminent plutôt s'il existe une différence significative entre le modèle avec endogénéité et le modèle sans endogénéité. Ainsi, le test de Wu-Hausman détermine si l'endogénéité présumée aura un effet quelconque sur la consistance des coefficients. Dans cette perspective, la spécification de l'endogénéité reste arbitraire et est matière à interprétation personnelle et ainsi, le choix de l'instrument pour celle-ci est délicat.

Lorsqu'on instrumente les variables contemporaines avec leur variable passée, laissant **txempu** non instrumentée, on retrouve sensiblement les mêmes coefficients que l'on avait auparavant dans le cas sans instrumentation. Tous les coefficients sont près de l'unité (en valeur absolue) et dans le sens attendu. Il est intéressant de noter que le coefficient de **tcrpop** est positif et rejette ainsi l'argument contre la croissance de la population induite par immigration. Quant au taux d'inflation qui aurait une incidence positive sur le taux d'emploi, il découle peut-être du fait que l'inflation est issue d'une croissance soutenue et forte et que la réponse aux aspects négatifs de celle-ci se matérialise à plus long terme. Ainsi, l'inflation que l'on observe aujourd'hui aura-t-il peut-être un impact plus tard sur l'emploi (voir tableau 4.2.4).

[ insérer tableau 4.2.4 ici ]

Le tableau 4.2.5 nous montre le modèle complet avec les variables toutes instrumentées. Les signes sont inchangés mais les valeurs absolues des coefficients sont nettement plus élevées et matière à interrogation. En effet, le coefficient de **txempu** a une valeur de -5.93 et des explications s'imposent. Le caractère endogène de cette variable ne doit pas être mis en cause et une explication logique à cette valeur élevée reste la spécification de l'instrument. En effet, la difficulté d'une régression robuste dans le cas de variables endogènes réside dans le choix correct de l'instrument. Il ne semble pas incorrect de supposer ici que l'instrument choisi a de sérieuses lacunes et donne ainsi un coefficient difficilement explicable. On doit se rappeler que le  $R^2$  qui résultait de la régression de **tcppcL1** sur **txempu** était très faible et laissait entrevoir des résidus ayant une forte

valeur et expliquant la valeur de la régression. Malgré la valeur élevée du coefficient qui nous intéresse et la piètre qualité supposée de l'instrument, on doit tout de même signaler le signe négatif (et attendu) de celui-ci.

[ insérer tableau 4.2.5 ici ]

Un test de Hausman sur la différence entre le modèle sans instruments et le modèle pour lequel la variable du taux d'emploi relatif dans la fonction publique (**txempu**) est instrumentée avec le taux de croissance du PIB per capita de la période précédente (**tcppcL1**) nous amène à rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle il n'existe pas de différence systématique entre les deux spécifications (voir tableau 4.2.6).

[ insérer tableau 4.2.6 ici ]

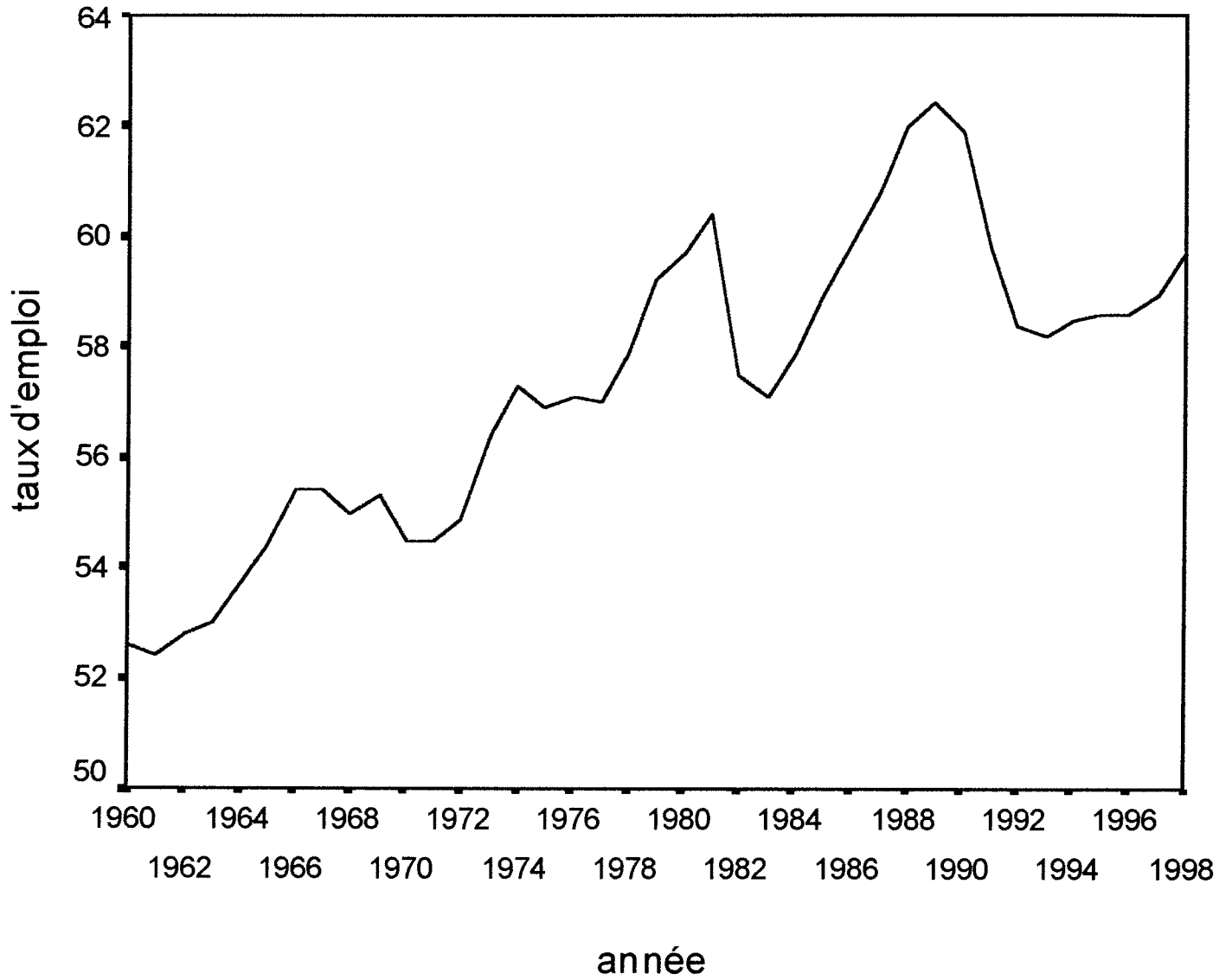
## Conclusion

Une analyse de la situation du chômage au Canada nous révèle une tendance haussière au cours des années subséquentes aux années soixante-dix. La situation est d'autant plus préoccupante que la solution à cette problématique est ambiguë et difficile à cerner. Une tendance haussière est également observée dans le cas du taux d'emploi au Canada. Dans le cas des provinces canadiennes, la situation de l'emploi relatif dans la fonction publique est à première vue un signe de ce que sera la situation de l'emploi dans l'économie (situation d'emploi plus difficile pour province employant plus d'effectif dans la fonction publique). Des analyses empiriques tendent à prouver l'hypothèse de relation négative entre le taux d'emploi relatif dans la fonction publique et le taux d'emploi. Lorsqu'instrumentée, la variable explicative  $txempu$  a un coefficient négatif attendu mais élevé en valeur absolue et difficilement conciliable avec la théorie. Ainsi, l'effet négatif qu'aura le taux d'emploi dans la fonction publique sur le taux d'emploi est établi sans équivoque mais son ampleur reste à déterminer de façon plus précise, ce qui implique un instrument plus adéquat qui reste à trouver.

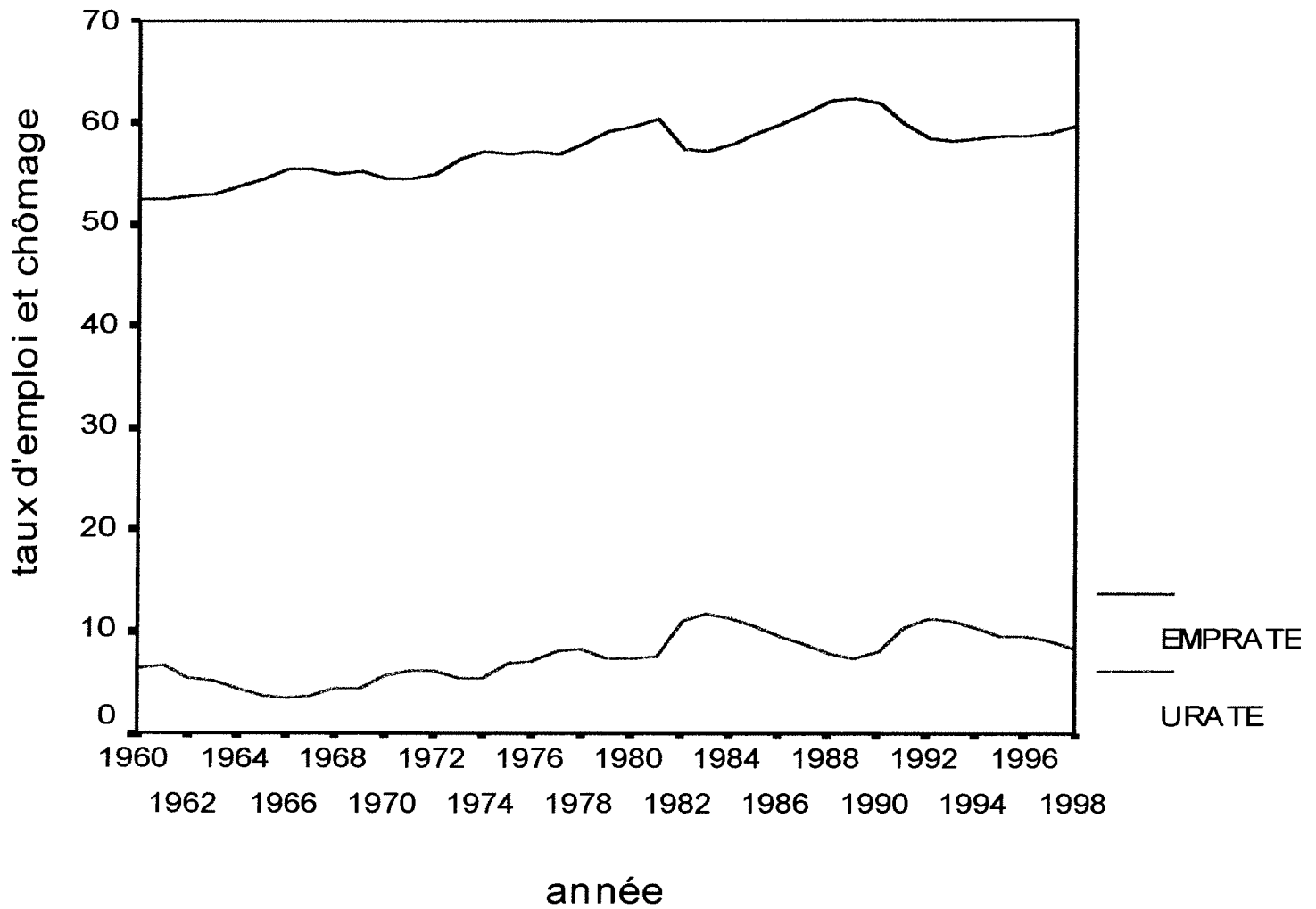
**Tableau 1.1 Emploi relatif dans la fonction publique et taux d'emploi,  
provinces canadiennes, 1988 et 1996**

Province	Taux d'emploi relatif fonction publique (%)		Taux d'emploi (%)	
	1988	1996	1988	1996
Terre-Neuve	13.06	12.91	45.9	41.9
Île du prince Édouard	12.65	12.18	55.7	56.5
Nouveau-Brunswick	14.58	14.09	52.1	52.1
Nouvelle-Ecosse	7.97	7.64	54.8	52.3
Québec	8.91	9.05	58.3	54.7
Ontario	5.47	4.99	66.6	60.0
Manitoba	7.15	6.76	61.6	61.5
Saskatchewan	5.52	5.65	61.8	61.3
Alberta	6.19	4.56	66.7	67.1
Colombie-Britannique	7.33	6.48	59.4	59.7
Moyenne, 5 provinces avec plus hauts taux d'emploi fonction pub.	11.43	11.17	53.4	51.5
Moyenne, 5 provinces avec plus faibles taux d'emploi fonction pub.	6.33	5.68	63.2	61.9

**Graphique 4.1.1 évolution du taux d'emploi au Canada, 1960-1998**



**Graphique 4.1.2 Évolution des taux d'emploi et de chômage au Canada, 1960-1998**





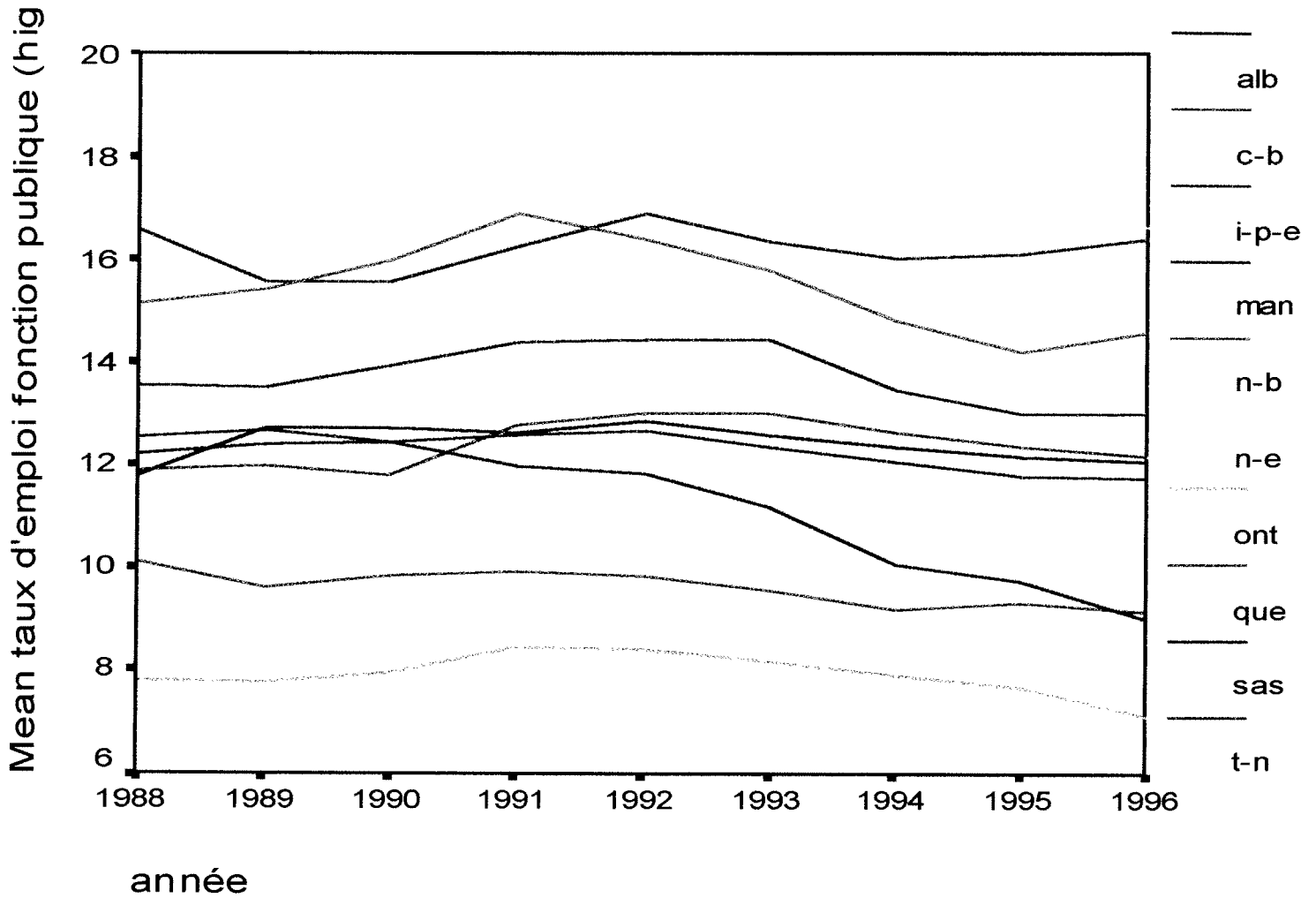
**Graphique 4.1.3 évolution du taux d'emploi, moyenne annuelle des dix provinces, 1988-1996**



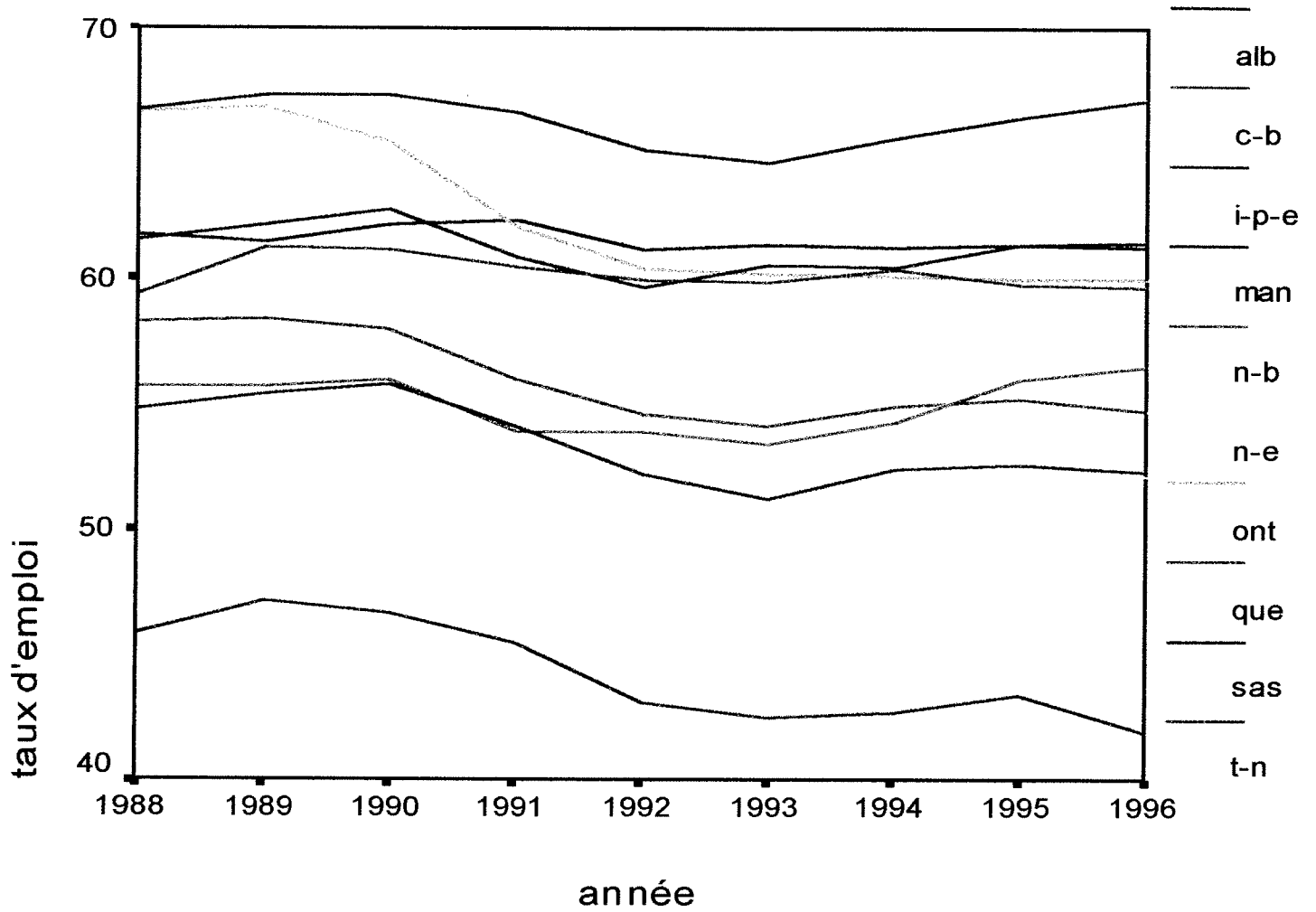
**Graphique 4.1.4 évolution du taux d'emploi relatif dans la fonction publique, moyenne annuelle des dix provinces, 1988-1996**



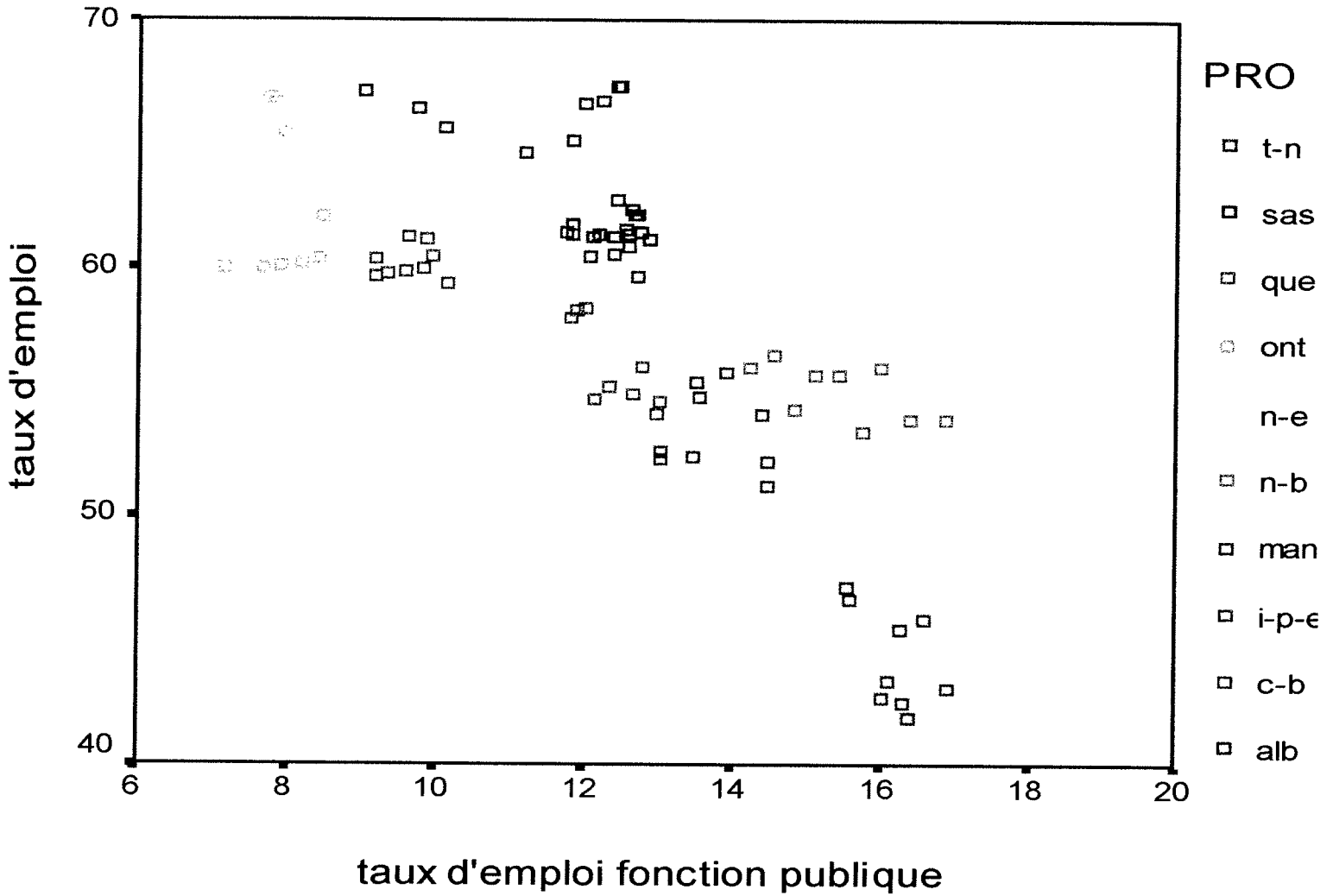
**Graphique 4.1.5 Évolution du taux d'emploi relatif dans la fonction publique, par province, 1988-1996**



**Graphique 4.1.6** évolution du taux d'emploi, par province, 1988-1996



**Graphique 7 relation taux d'emploi/emploi relatif dans la fonction publique, provinces, 1988-1996**



**Tableau 4.2.1 Effets de variables sélectionnées sur le taux d'emploi  
(sans variables instrumentales).**

(t de Student entre parenthèses)

variable	équation de base	<i>plus</i> Taux de croissance du PIB per capita	<i>plus</i> Taux de croissance de la population	<i>plus</i> Taux d'inflation
<i>Effets aléatoires</i>				
txempu	-1.19 (-4.26)	-1.22 (-4.34)	-0.98 (-3.84)	-1.22 (-5.56)
tcppc	--	-0.04 (-0.60)	0.03 (0.40)	0.13 (2.78)
txcrpop	--	--	1.68 (4.51)	1.34 (4.94)
txinf	--	--	--	0.52 (8.69)
R <sup>2</sup>	0.6274	0.6257	0.6746	0.7111
<i>Effets fixes</i>				
txempu	-0.83 (-2.05)	-0.87 (-2.09)	-0.52 (-1.38)	-1.14 (-4.05)
txcppc	--	-0.03 (-0.46)	0.04 (0.62)	0.13 (2.76)
tcrpop	--	--	1.72 (4.53)	1.34 (4.83)
txinf	--	--	--	0.51 (8.47)
R <sup>2</sup>	0.6274	0.6255	0.6286	0.7117

**Tableau 4.2.2 coefficients de corrélation entre variables choisies**

<b>variable</b>	txempu	tcppc	tcppcL1	Txcrpop	TxcrpopL1	Txinf	Txinfl1
txempu	1.00						
tcppc	-0.0055	1.00					
tcppcL1	<b>0.0200</b>	<b>0.2320</b>	1.00				
Txcrpop	-0.4010	-0.1736	<b>-0.0087</b>	1.00			
TxcrpopL1	<b>-0.3951</b>	<b>-0.2155</b>	-0.1410	<b>0.9360</b>	1.00		
Txinf	-0.0481	-0.2971	<b>0.0655</b>	0.1295	<b>0.1295</b>	1.00	
Txinfl1	<b>-0.0514</b>	<b>-0.3268</b>	-0.2889	<b>0.1236</b>	0.1415	<b>0.4439</b>	1.00

**Tableau 4.2.3 Régressions de variables passées sur variables choisies.**  
(t de Student entre parenthèses)

		Variable explicative, période précédente		
		TcpcL1	TxcpopL1	TxinfL1
Variable dépendante, période courante	txempu	-0.06 (-3.37) R <sup>2</sup> = 0.0004	-0.19 (-1.81) R <sup>2</sup> = 0.1561	0.10 (4.66) R <sup>2</sup> = 0.0026
	tcpc	0.23 (2.24) R <sup>2</sup> = 0.0538	-0.57 (-2.07) R <sup>2</sup> = 0.0653	-0.43 (-3.24) R <sup>2</sup> = 0.1141
	txcpop	0.01 (0.35) R <sup>2</sup> = 0.0017	0.96 (24.95) R <sup>2</sup> = 0.8761	0.24 (1.17) R <sup>2</sup> = 0.0157
	txinf	0.05 (0.62) R <sup>2</sup> = 0.0050	0.26 (1.23) R <sup>2</sup> = 0.0262	0.45 (4.65) R <sup>2</sup> = 0.1971



**Tableau 4.2.4 Effets de variables instrumentées sur le taux d'emploi  
(taux d'emploi fonction publique non-instrumenté).**

(t de Student entre parenthèses)

Variable	Equation de base	<i>Plus</i> taux de croissance du PIB per capita	<i>Plus</i> taux de croissance de la population	<i>Plus</i> taux d'inflation
txempu	-1.19 (-4.26)	-1.06 (-3.83)	-0.69 (-2.53)	-1.15 (-4.47)
tcppc	--	0.66 (2.30)	1.00 (3.65)	1.23 (5.25)
tcrpop	--	--	1.50 (4.03)	1.13 (3.57)
txinf	--	--	--	0.95 (5.85)
R <sup>2</sup>	0.6274	0.6358	0.6565	0.6973

**tcppc** instrumentée avec **tcppcL1**  
**tcrpop** instrumentée avec **tcrpopL1**  
**txinf** instrumentée avec **txinfl1**

**Tableau 4.2.5 Effets de variables instrumentées  
sur le taux d'emploi.**  
(t de Student entre parenthèses)

<b>Variable</b>	<b>Equation de base</b>	<b>Plus taux de croissance de la population</b>	<b>Plus taux d'inflation</b>
Txempu	-3.67 (-3.39)	-4.82 (-4.86)	-5.93 (-6.11)
tcrpop	--	1.67 (4.84)	1.56 (4.81)
txinf	--	--	0.69 (4.31)
R <sup>2</sup>	0.0058	0.2444	0.2687

**txempu** instrumentée avec **tcppcL1**  
**tcrpop** instrumentée avec **tcrpopL1**  
**txinf** instrumentée avec **txinfL1**

**Tableau 4.2.6 Test de Hausman sur l'endogénéité de l'emploi relatif dans la fonction publique.**

<b>coefficients</b>			
	Txempu non instrumenté (b)	Txempu instrumenté (B)	Différence (b-B)
Tcpop (instrumenté)	0.694	1.565	-0.871
Txinf (instrumenté)	0.816	0.698	0.119

b : coefficient obtenu avec txempu non instrumenté.

B : coefficient obtenu avec txempu instrumenté.

$H_0$  : différence entre coefficients non systématique

$H_a$  : différence entre coefficients systématique

$$\chi^2 = 164.30$$

On rejette l'hypothèse nulle  $H_0$  et on doit conclure à l'endogénéité de la variable explicative principale **txempu**.

## Bibliographie

Belman, Dale et al., « Public sector earning and the extend of unionization », *Industrial and labor relations review*, juillet 1997, p.610-628

Blanchflower, D.G., et A. Oswald, *The wage curve*, MIT Press, 1994.

Card, D., « The impact of the Mariel boatlift on the Miami labor market », *Industrial and labor relation review*, 1990, p. 245-257.

Greene, W.H., *Econometric analysis*, Prentice Hall, 1999

Henin, P.-Y. éd., *La persistance du chômage*, Economica, 1993

Ho, K.W., « Equilibrium unemployment and endogenous public sector employment », *Metroeconomica*, 48(2), 1997, p. 138-160

Johnston, J. et John Dinardo, *Econometric methods*, McGraw-Hill, 1997.

LePage, J.-M., « Croissance, chômage et hystérésis », *Économie appliquée*, 51(4), 1998, p.125-147

Sneesens, Henri, « Chômage d'équilibre et courbe de Phillips », *Revue économique*  
49(3), mai 1998