

LES REGROUPEMENTS MUNICIPAUX AU QUÉBEC ET LEUR INCIDENCE SUR LA MASSE SALARIALE DES MUNICIPALITÉS : 1992-2000[§]

Marie-Ève Brouard[†] et Gino Santarossa[†]

Décembre 2003

Résumé

Cette étude vise à estimer l'impact des regroupements municipaux survenus entre 1992 et 2000 sur la masse salariale des municipalités au Québec. Nous appuyons notre démarche empirique sur un modèle économique général de détermination de la masse salariale et du processus de participation à un regroupement. L'approche méthodologique exploite les modèles à effet fixe, l'estimateur différence de différences par la méthode d'appariement sur les scores de propension et la méthode d'Heckman en coupe transversale. Les deux premiers estimateurs ont été utilisés dans une étude récente qui évaluait les effets des regroupements sur le fardeau fiscal et la valeur marchande des propriétés résidentielles.

Seuls les cantons, les paroisses ainsi que les municipalités sans désignation regroupés entre 1998 et 2000 ont été touchés par des hausses approximatives de 25,0 % à 33,0 % de leur masse salariale par habitant. Avant 1998, les regroupements ont été sans incidence sur la masse salariale de ces municipalités et peuvent avoir réduit celle des villes et des villages. Une analyse complémentaire indique que les impacts ont été significativement importants dans certains sous-groupes de municipalités regroupées. Environ le quart des municipalités regroupées entre 1992 et 2000 ont bénéficié d'une réduction moyenne de 17,4 % de leur masse salariale par habitant. En revanche, une proportion identique a connu des augmentations de 21,0 %.

[§] Les idées ou les opinions émises dans cette étude sont le fait des auteurs et ne reflètent pas nécessairement celles du ministère des Affaires municipales, du Sport et du Loisir et du gouvernement du Québec. Les auteurs tiennent à exprimer leur gratitude à Nicole Lemieux et à Suzanne Lévesque pour leurs précieux commentaires.

[†] Économiste, Ministère des Affaires municipale, du Sport et du Loisir, gouvernement du Québec.

[†] Économiste, Ministère des Affaires municipale, du Sport et du Loisir, gouvernement du Québec.

1 Introduction

Des regroupements municipaux ont cours depuis des dizaines d'années au Québec. Ils visent notamment la réduction et le partage du coût des services publics locaux par une mise en commun des biens collectifs financés par l'ensemble des contribuables qui en bénéficient. Par ailleurs, les regroupements ont été soutenus par le gouvernement provincial grâce à de multiples modifications aux lois en vigueur et à la mise en œuvre de programmes d'aide financière.

L'une de ces mesures d'encouragement est l'appui financier accordé à la réalisation d'études de faisabilité à l'égard de la participation éventuelle des municipalités à un regroupement. Ces études essentiellement comptables et financières analysent les effets escomptés des regroupements sur plusieurs paramètres fiscaux d'intérêt, dont la richesse foncière et le fardeau fiscal des contribuables municipaux. En somme, elles mettent à la disposition des municipalités les renseignements pertinents en vue de les guider dans leur décision de participer ou non à un regroupement. Ces études ne peuvent toutefois évaluer l'efficacité des regroupements une fois qu'ils ont été réalisés.

Récemment, Lacroix et Santarossa (2003) ont analysé l'impact des regroupements municipaux sur le fardeau fiscal et la valeur marchande moyenne des propriétés résidentielles. L'étude démontre qu'un groupe restreint seulement de municipalités ont bénéficié de réductions de leur fardeau fiscal tandis que les regroupements n'ont eu aucune incidence sur le taux de taxation des autres municipalités regroupées. Par ailleurs, Hanes (2003) a évalué que les regroupements des municipalités en Suède réduisaient la croissance de leurs dépenses mais à un rythme décroissant selon leur taille.

Cette étude poursuit dans la lignée des travaux précédents et s'intéresse aux effets des regroupements municipaux sur la masse salariale des municipalités. Les regroupements interviennent à tout moment au cours de la période observée et diffèrent en ce sens des expériences quasi naturelles souvent exploitées afin d'évaluer l'impact d'une politique ou d'un programme sur les résultats socioéconomiques d'intérêt. Pour parvenir à mesurer les effets de ces regroupements, nous réutilisons les modèles à effet fixe et l'estimateur différence de différences par la méthode d'appariement sur les scores de propension exploités par Lacroix et Santarossa (2003). Une attention particulière est portée à la nature dynamique de la participation à un regroupement en soulignant la possibilité de recourir aux méthodologies économétriques d'évaluation avec données de panel. Dans cette étude, ces méthodologies ne sont pas utilisées en raison de leur développement récent par rapport à la documentation sur les effets de traitement. Elles méritent donc une analyse beaucoup plus approfondie afin de les exploiter correctement.

Par ailleurs, nous recourons également à la méthode d'Heckman en coupe transversale récemment développée par Heckman, Tobias et Vytlačil (2000). Destinée aux données transversales, cette méthode lie la documentation des modèles de sélection échantillonnale à celle sur les effets de traitement. Elle possède l'avantage d'être simple d'application et de fournir rapidement des estimations des principaux paramètres de traitement. Afin de

l'exploiter, nous réduirons les données longitudinales en une coupe transversale suivant le calcul de la masse salariale moyenne de chaque municipalité sur l'ensemble de la période d'observation. Cette méthode produit ainsi des résultats complémentaires à ceux issus des méthodes mentionnées précédemment.

Les approches économétriques s'appuient sur la définition préalable d'un modèle économique de détermination de l'offre et de la demande de travail municipales. Elles font également appel à une élaboration du processus de participation à un regroupement à l'aide des concepts généraux de la théorie d'unification et de désunification des économies locales ou nationales. Cette approche est très utile dans la mesure où les méthodes par appariement et l'approche d'Heckman en coupe transversale nécessitent l'estimation de la propension au regroupement des municipalités. Dans tous les cas, cette démarche théorique permet d'appréhender rigoureusement les biais statistiques en ce qui concerne l'évaluation empirique des regroupements municipaux.

Cette étude est organisée comme suit : la section 2 présente une brève analyse de la masse salariale des municipalités au Québec et elle fournit en outre des indications sur les variations observées de la masse salariale des municipalités regroupées, avant et après leur regroupement. La section 3 introduit, d'une part, un modèle général de détermination de la masse salariale des municipalités et, d'autre part, un modèle de participation à un regroupement. Le problème d'évaluation des regroupements et les méthodologies utilisées sont présentés à la section suivante. Les données et la définition des variables sont discutées à la section 5 tandis que la section 6 analyse les résultats obtenus. La section 7 présente la conclusion.

2 Analyse descriptive

2.1 Évolution et caractéristiques générales de la masse salariale

Au Québec, les municipalités¹ consacrent à la masse salariale² 30,18 % de leurs dépenses totales³. Les villes constituent la désignation municipale qui obtient la proportion (31,11 %) la plus élevée de masse salariale sur les dépenses totales. La part de la masse salariale associée aux villages et aux paroisses représente 24,20 % et 19,75 % des dépenses totales, respectivement. Si l'on inclut les cotisations de l'employeur et les avantages sociaux, cette proportion, pour l'ensemble des municipalités, peut s'élever à 40 % des dépenses totales. En effet, l'Institut de la

¹ Nous considérons dans cette étude les municipalités avec les désignations suivantes : canton, paroisse, sans désignation, ville et village.

² Cette variable de rémunération de l'ensemble des employés municipaux inclut le salaire et les indemnités (ex. : congés de maladie, congés sociaux, etc.). Les cotisations de l'employeur et les avantages sociaux sont toutefois exclus.

³ Toutes les statistiques couvrent la période des années 1991 à 2000. Soulignons également que ces statistiques ont été réalisées à partir des fichiers administratifs du ministère des Affaires municipales, du Sport et du Loisir (MAMSL) et peuvent différer légèrement des données publiques et officielles en raison du traitement des données.

statistique du Québec (ISQ) (1999) a obtenu ce résultat en incluant ces composantes dans la variable de rémunération.

Le graphique 1 de l'annexe A présente l'évolution des dépenses en masse salariale et en services professionnels (sous-traitance⁴) sur les dépenses totales. La part de la masse salariale sur les dépenses totales diminue faiblement depuis 1991 pour l'ensemble des municipalités. La proportion des dépenses en services externes s'est légèrement accrue entre 1991 et 1999 pour ensuite subir une faible baisse en 2000.

Par ailleurs, l'ensemble de la masse salariale est marqué de retournements au cours de la période d'observation (graphique 2 - Annexe A). Sa croissance en dollar constant⁵ de 1992 s'élève à 4,9 % au cours des quatre premières années et chute fortement à compter de 1994 (-9,8 %). La diminution est néanmoins plus modérée en unité de dollars courants (-2,7 %) et n'est effective qu'à compter de 1997. Les municipalités sont de nouveau assujetties à des hausses de masse salariale au cours de la dernière année d'observation.

Il est particulièrement utile d'analyser le rapport entre la masse salariale des municipalités et leur population. Cet indicateur permet de comparer la masse salariale des municipalités regroupées avant et après regroupement. Le graphique 3 de l'annexe A compare la masse salariale par habitant (en dollar constant de 1992) des municipalités regroupées et non regroupées entre 1991 et 2000. À la suite des réductions successives observées depuis 1991, la masse salariale moyenne des municipalités issues d'un regroupement s'accroît depuis 1996. Cette croissance est observée depuis 1991 chez les municipalités non regroupées, à l'exception de la dernière année d'observation.

Les villes déboursent en moyenne 263 \$ par habitant (tableau 1) en masse salariale, ce qui leur confère le premier rang à ce chapitre en comparaison des autres désignations municipales. On observe le taux le moins élevé du côté des paroisses (109 \$) alors que les cantons et les villages partagent un ratio identique (136 \$).

Tableau 1 -- Masse salariale moyenne par désignation municipale, 1991 - 2000

| <i>Désignations municipales</i> | <i>Moyenne</i> |
|-------------------------------------|----------------|
| Canton | 136 |
| Paroisse | 109 |
| Sans désignation | 143 |
| Village | 136 |
| Ville | 263 |

Source : Gouvernement du Québec, MAMSL-dpre

⁴ Les dépenses en services professionnels incluent la rémunération (salaire, avantages sociaux et contributions étatiques) que le sous-traitant paie à ses employés, la fourniture d'équipement ou de machinerie et le profit du sous-traitant. Cette variable permet d'estimer le coût de la sous-traitance.

⁵ Dans cette étude, l'indice des prix à la consommation pour l'ensemble du Québec est utilisé à titre de dégonfleur de la masse salariale.

Le tableau 2 présente différemment les niveaux de responsabilité financière des municipalités à l'égard des dépenses combinées sur les salaires et l'emploi. Il ventile le nombre de municipalités selon leur désignation et quatre intervalles de valeurs (quartiles) relatives à la masse salariale par habitant. Comme prévu, nous retrouvons une concentration plus grande de villes (120) dont les budgets alloués à la masse salariale sont supérieurs à 179 \$ par habitant.

Tableau 2 : Distribution du nombre de municipalités ventilé selon les désignations municipales et les intervalles de valeurs de la masse salariale par habitant

| Désignations municipales | Nombre de municipalités par quartile de masse salariale per capita | | | | Total (N=1119) |
|--------------------------|--|---|--|---|-------------------|
| | 1 ^{er} quartile 34 \$ - 84 \$ | 2 ^e quartile 85 \$ - 119 \$ | 3 ^e quartile 120 \$ - 178 \$ | 4 ^e quartile 179 \$ - 1434 \$ | |
| Canton | 18 | 27 | 18 | 18 | 81 |
| Paroisse | 126 | 82 | 51 | 24 | 283 |
| Sans désignation | 108 | 119 | 128 | 93 | 448 |
| Village | 34 | 42 | 46 | 24 | 146 |
| Ville | 2 | 8 | 31 | 120 | 161 |

Source : Gouvernement du Québec, MAMSL-dpre.

On remarque également qu'un nombre relativement important de paroisses (126 + 82) consacrent à leur masse salariale moins de 120 \$ par habitant. Les villages et les cantons sont les groupes de municipalités où l'on observe une distribution plus étendue de ces coûts. Les chiffres du tableau 1 fournissent ainsi une image partielle des coûts en masse salariale pour ces municipalités.

L'exercice précédent peut être repris sur la base du statut de regroupement (regroupé et non regroupé) des municipalités. La masse salariale s'élève en moyenne à 168 \$ par habitant des municipalités regroupées et se chiffre à 148 \$ par habitant pour les municipalités non fusionnées. Peu importe leur statut, ces coûts varient considérablement selon les municipalités. Le tableau 3 montre qu'en effet, nous observons autant de municipalités regroupées dans les tranches inférieures que supérieures de la masse salariale par habitant. En outre, 83 municipalités regroupées ont des coûts moyens d'emploi et de salaire qui se situent entre 34 \$ et 84 \$ par habitant, tandis que ces coûts s'élèvent à 179 \$ et plus par habitant pour 74 municipalités.

Tableau 3 : Distribution du nombre de municipalités selon leur statut de regroupement et les quartiles de distribution de la masse salariale par habitant

| Statut de regroupement | Nombre de municipalités par quartile de masse salariale par habitant | | | | Total (N=1119) |
|------------------------|--|---|--|---|-------------------|
| | 1 ^{er} quartile 34 \$ - 84 \$ | 2 ^e quartile 85 \$ - 119 \$ | 3 ^e quartile 120 \$ - 178 \$ | 4 ^e quartile 179 \$ - 1434 \$ | |
| Regroupé | 83 | 75 | 70 | 74 | 302 |
| Non regroupé | 205 | 203 | 204 | 205 | 817 |

Source : Gouvernement du Québec, MAMSL-dpre.

Jusqu'à maintenant, nous avons analysé la masse salariale en fonction de son évolution et de quelques caractéristiques des municipalités. De cette façon, nous tentons

de dégager des indications qui nous permettent de mieux appréhender les problématiques d'hétérogénéité temporelle et transversale de la masse salariale dans un contexte d'analyse d'impact. Nous pouvons pousser un peu plus loin cette analyse en tentant de l'appliquer à quelques facteurs qui peuvent potentiellement déterminer la masse salariale et nous guider dans la formulation de l'approche méthodologique de cette étude.

Le tableau 4 ventile le nombre de municipalités selon leur recours à la sous-traitance⁶ et la masse salariale par habitant. Les chiffres indiquent bien la relation inverse entre ces deux variables. Ainsi, les municipalités dont la masse salariale représente moins de 85 \$ par habitant consacrent en nombre plus élevé (80 + 153) de 22 % à 68 % de leur budget à la sous-traitance. En dessous de cette proportion, une majorité de municipalités possède une masse salariale de 120 \$ et plus par habitant.

Le test du khi-deux, qui mesure l'hétérogénéité dans la distribution du nombre de municipalités selon la masse salariale par habitant et la part des services externes sur les dépenses totales, est significatif à un seuil de 5 %. On observe donc une hétérogénéité dans la distribution des municipalités selon ces types de dépenses. L'explication du test du khi-deux vaut pour l'ensemble des tableaux présentés dans cette étude.

Tableau 4 -- Distribution du nombre de municipalités selon la masse salariale par habitant et le recours à la sous-traitance

| <i>Quartiles : Sous-traitance/ Dépenses totales</i> | <i>Nombre de municipalités par quartile de masse salariale per capita</i> | | | | <i>Total (N=1119)</i> |
|---|---|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|---------------------------|
| | <i>1^{er} quartile</i> | <i>2^e quartile</i> | <i>3^e quartile</i> | <i>4^e quartile</i> | |
| | <i>34 \$ - 84 \$</i> | <i>85 \$ - 119 \$</i> | <i>120 \$ - 178 \$</i> | <i>179 \$ - 1434 \$</i> | |
| 0,05 à 0,16 | 17 | 48 | 87 | 155 | 307 |
| 0,17 à 0,21 | 38 | 63 | 91 | 60 | 252 |
| 0,22 à 0,29 | 80 | 91 | 68 | 50 | 289 |
| 0,30 à 0,68 | 153 | 76 | 28 | 14 | 271 |

Source : Gouvernement du Québec, MAMSL-dpre. $\chi^2(9) = 344,13$; valeur $p < 0,0001$

La part de la population des personnes âgées de 65 ans et plus peut également affecter la masse salariale des municipalités en raison de dépenses accrues en services particuliers (Lacroix et Santarossa [2003]). Le tableau suivant montre bien que les municipalités dont la proportion de personnes âgées est supérieure à 16,0 % sont également plus nombreuses (104) à assumer des coûts élevés en masse salariale (179-1434 \$ par habitant) par rapport aux municipalités avec de plus faibles proportions de personnes âgées. En revanche, on observe le phénomène inverse dans les municipalités qui comptent une faible proportion de personnes âgées.

⁶ La section 4 décrit la construction de cette variable.

Tableau 5 -- Distribution du nombre de municipalités selon la masse salariale par habitant et la part des 65 ans et plus dans la population

| Quartiles de la part des 65 ans et plus | Nombre de municipalités par quartile de masse salariale par habitant | | | | Total (N=1119) |
|---|--|---|--|---|----------------|
| | 1 ^{er} quartile 34 \$ - 84 \$ | 2 ^e quartile 85 \$ - 119 \$ | 3 ^e quartile 120 \$ - 178 \$ | 4 ^e quartile 179 \$ - 1434 \$ | |
| 0,6 % à 9,0 % | 119 | 63 | 55 | 46 | 283 |
| 10,0 % à 12,0 % | 69 | 89 | 67 | 57 | 282 |
| 13,0 % à 15,0 % | 63 | 59 | 83 | 72 | 277 |
| 16,0 % à 36,0 % | 37 | 67 | 69 | 104 | 277 |

Source : Gouvernement du Québec, MAMSL-dpre. $\chi^2(9) = 89,51$; valeur p < 0,0001

2.2 Les variations avant et après regroupement de la masse salariale par habitant

Le nombre de municipalités qui ont participé à un regroupement entre 1992 et 2000 s'élève à 302 (tableau 6). On observe des regroupements dans toutes les catégories de municipalités mais en nombre plus restreint dans les municipalités de canton (24). En revanche, les villages ont été plus nombreux (91) à participer à des regroupements. Au cours de cette même période, 817 municipalités n'ont jamais été regroupées depuis 1984.

Tableau 6 : Nombre de municipalités regroupées ou non regroupées selon la désignation municipale

| Désignations Municipales | Nombre de municipalités selon le statut de regroupement | | Total (N=1119) |
|--------------------------|---|------------------|----------------|
| | Non regroupé (N=817) | Regroupé (N=302) | |
| Canton | 57 | 24 | 81 |
| Paroisse | 216 | 67 | 283 |
| Sans désignation | 382 | 66 | 448 |
| Village | 55 | 91 | 146 |
| Ville | 107 | 54 | 161 |

Source : Gouvernement du Québec, MAMSL-dpre.

Parmi l'ensemble des municipalités qui se sont regroupées entre 1992 et 2000, on observe que 184 ont connu des hausses moyennes de 118,8 % de leur masse salariale par habitant à la suite de leur regroupement. En revanche, les baisses observées chez un nombre plus faible (118) de municipalités ont été moins importantes en terme absolu (8,4 %).

Les cantons, les paroisses et les municipalités sans désignation ont en majorité (119) un accroissement important de leur masse salariale par habitant à la suite d'un regroupement (Tableau 7). Notons particulièrement la hausse moyenne de 266,6 % dans les municipalités sans désignation. Les villages « bénéficient » en plus grand nombre (53) d'une réduction de leur coût afférent à la masse salariale par habitant.

Tableau 7 -- Ventilation du nombre de municipalités selon les variations avant-après regroupement de la masse salariale par habitant et les désignations municipales

| Désignations municipales | Nombre de municipalités selon les variations avant-après regroupement | | Total (N=302) |
|--------------------------|---|-------------------------|---------------|
| | | | |
| | Baisse du ratio (N=118) | Hausse du ratio (N=184) | |
| Canton | 8 (-24,1)* | 16 (48,2)* | 24 |
| Paroisse | 12 (-11,0)* | 55 (89,9)* | 67 |
| Sans désignation | 18 (-19,9)* | 48 (266,6)* | 66 |
| Village | 53 (-21,0)* | 38 (44,3)* | 91 |
| Ville | 27 (-14,0)* | 27 (61,7)* | 54 |

Source : Gouvernement du Québec, MAMSL-dpre. $\chi^2(4) = 33,55$; valeur $p < 0,0001$

* Variation moyenne en pourcentage de la masse salariale avant et après regroupement.

Ces baisses sont néanmoins plus modérées en terme absolu (21,0 %) en comparaison des hausses observées dans ce même groupe de municipalités (44,3 %). Les villes sont pour leur part assujetties en nombre égal à des hausses et à des baisses de leur masse salariale moyenne. Les augmentations demeurent par contre plus importantes en valeur absolue (61,7 %).

Par ailleurs, la richesse des municipalités mesurée à l'aide de la valeur marchande moyenne des propriétés résidentielles semble peu associée aux variations de la masse salariale par habitant. On retrouve au tableau 8 une répartition relativement uniforme du nombre de municipalités à travers les différents niveaux de richesse. L'analyse économétrique permettra d'infirmer ou de confirmer cette observation.

Tableau 8 -- Ventilation du nombre de municipalités selon les variations avant-après regroupement de la masse salariale par habitant et la valeur marchande moyenne des propriétés résidentielles

| Valeur marchande moyenne des propriétés résidentielles (\$) | Nombre de municipalités selon les variations avant-après regroupement | | Total (N=302) |
|---|---|-------------------------|---------------|
| | | | |
| | Baisse du ratio (N=118) | Hausse du ratio (N=184) | |
| 19 649 à 43 804 | 35 (-19,37)* | 40 (95,50)* | 75 |
| 43805 à 57139 | 21 (-19,89)* | 55 (166,27)* | 76 |
| 57140 à 71424 | 29 (-17,22)* | 46 (81,40)* | 75 |
| 71425 à 139273 | 33 (-17,36)* | 43 (119,77)* | 76 |

Source : Gouvernement du Québec, MAMSL-dpre. $\chi^2(3) = 6,60$; valeur $p = 0,086$

* Variation moyenne en pourcentage de la masse salariale avant et après regroupement.

La taille des municipalités est également peu corrélée avec les variations observées de la masse salariale par habitant. Les chiffres du tableau 9 montrent un nombre plus important de municipalités assujetties à des hausses après regroupement de leur masse salariale indépendamment de leur taille.

Tableau 9 -- Ventilation du nombre de municipalités selon les variations avant-après regroupement de la masse salariale par habitant et la taille de la population municipale

| Population municipale | Nombre de municipalités selon les variations avant-après regroupement | | Total (N=301) |
|-----------------------|---|-------------------------|---------------|
| | | | |
| | Baisse du ratio (N=117) | Hausse du ratio (N=184) | |
| 158 à 957 | 36 (-21,68)* | 39 (88,71)* | 75 |
| 958 à 1728 | 27 (-15,75)* | 49 (153,86)* | 76 |
| 1729 à 3166 | 28 (-19,46)* | 48 (106,32)* | 76 |
| 3167 à 43090 | 26 (-15,77)* | 48 (119,93)* | 74 |

Source : Gouvernement du Québec, MAMSL-dpre. $\chi^2(3) = 3,55$; valeur p = 0,314.

* Variation moyenne en pourcentage de la masse salariale avant et après regroupement.

3 Cadre théorique

Dans cette étude, les méthodologies d'évaluation de l'impact des regroupements requièrent une définition du processus de participation à un regroupement et l'identification des déterminants fondamentaux de la masse salariale des municipalités. Cette approche économique vise principalement à contrer les biais statistiques issus d'une participation sélective probable à un regroupement ou des hypothèses non respectées de certains estimateurs. Cette section présente donc un modèle en forme réduite de la masse salariale d'une municipalité sous ses contraintes d'équilibre budgétaire et de syndicalisation des employés. La propension des municipalités à se regrouper est également étudiée selon les concepts généraux de la théorie d'unification et de désunification des économies locales ou nationales dans un contexte de bénéfices nets attendus. L'étude de cette propension nous permet en outre d'appréhender la participation sélective de certains groupes de municipalités (Heckman et Smith [2003]).

3.1 Modèle implicite de détermination de la masse salariale

L'approche classique de détermination du salaire (w) et de l'emploi (n) suppose une situation d'équilibre entre l'offre et la demande de travail. Soit le modèle suivant :

$$n^d = n^d(w, s_d(X_{s_d}), s_o(X_{s_o}))$$

$$n^s = n^s(w, w_A)$$

$$n^d = n^s$$

sous contrainte de : *syndicalisation*

où n^d et n^s représentent la demande et l'offre de travail d'une municipalité, respectivement. Dans ce modèle inspiré d'Ehrenberg (1975), le salaire et la demande de services municipaux ($s_d(X_{s_d})$) déterminent la quantité d'emplois demandée (n^d) par

une municipalit . Nous y incorporons  galement l'offre des services publics ($s_o(X_{s_o})$) comme d terminant de la demande de travail. L'offre de travail est fonction du salaire et de celui offert dans le secteur priv  (w_A) (Valletta [1993]). Les modalit s et l'intensit  de la syndicalisation des employ s d'une municipalit  modifient l' tat d' quilibre entre l'offre et la demande de travail, d'o  la pr sence d'une contrainte   cet effet.   l' quilibre, le mod le pr c dent s' crit :

$$\begin{aligned} n^* &= n^*(X_{s_d}, X_{s_o}, w_A, I_S) \\ w^* &= w^*(X_{s_d}, X_{s_o}, w_A, I_S) \end{aligned} \quad (1)$$

n^* et w^* repr sentent l'emploi et le salaire d' quilibre et I_S est une variable indicatrice des caract ristiques de syndicalisation des employ s municipaux. Il suffit d'appliquer le produit de ces deux variables et d'exprimer le r sultat sous une forme fonctionnelle r duite afin d'obtenir l' quation g n rale de la masse salariale d' quilibre :

$$MS^* = w^*(X_{s_d}, X_{s_o}, w_A, I_S) \times n^*(X_{s_d}, X_{s_o}, w_A, I_S) = MS^*(X_{s_d}, X_{s_o}, w_A, I_S) \quad (2)$$

Cette  quation indique que les d terminants de la demande et de l'offre des services municipaux (X_{s_d} et X_{s_o} respectivement), les salaires dans le secteur priv  ainsi que le niveau de syndicalisation ont une incidence sur la masse salariale de long terme.

Par ailleurs, il importe d'ajouter au mod le pr c dent une contrainte d' quilibre budg taire. La possibilit  qu'une municipalit  puisse accro tre les salaires ou le nombre de ses employ s est fonction de sa capacit    g n rer des revenus (Stein [1984]). En r alit , c'est tout le processus budg taire qui d termine la masse salariale de mani re endog ne au moyen du taux effectif de taxation, de l'assiette fiscale et du niveau des services publics locaux (Gyourko et Tracy [1989], Inman [1981]). En s'inspirant des travaux de Lacroix et Santarossa (2003), nous pouvons  crire cette contrainte budg taire comme suit^{7,8} :

$$\tau(B(X_B)) * B(X_B, \tau(B(X_B))) = MS(X_{s_d}, X_{s_o}, w_A, I_S) + ST + AD(r) \quad (3)$$

o  le membre gauche de cette  quation repr sente les revenus de la municipalit , soit le produit du taux effectif de taxation ($\tau(B(X_B))$) et de l'assiette fiscale ($B(X_B, \tau(B(X_B)))$). Ces variables d pendent chacune d'un vecteur X_B des facteurs fondamentaux de l'assiette fiscale. Dans cette  quation, le taux effectif de taxation et l'assiette fiscale ont des incidences r ciproques. Cette formulation consid re ainsi les

⁷ Afin d'all ger la notation, nous ne consid rons qu'un seul taux effectif de taxation et l'ensemble de l'assiette fiscale (r sidentielle et non r sidentielle). En pratique, plusieurs municipalit s au Qu bec n'appliquent qu'un seul taux de taxation   leur assiette fiscale r sidentielle et non r sidentielle.

⁸ Le membre droit de la contrainte budg taire d crit la d pense municipale selon une approche par objet des d penses.

effets reconnus de simultanéité entre ces deux variables (Lacroix et Santarossa [2003], Ladd et Bradbury [1988]). Le membre droit de l'équation définit la dépense municipale comme la somme des dépenses relatives à la masse salariale, à la sous-traitance (ST) et aux autres dépenses ($AD(r)$). Cette dernière composante est reliée principalement au taux d'intérêt sur les obligations (r) puisque le service de la dette municipale y représente une part non négligeable.

Il est possible de réécrire l'équation (3) de telle sorte que la masse salariale soit définie strictement en fonction des facteurs exogènes :

$$MS = MS(X_{s_d}, X_{s_o}, w_A, X_B, r, X_{ST}, I_S) \quad (4)$$

où X_{ST} est une variable associée à l'intensité de la sous-traitance exercée par une municipalité. L'équation (4) représente la forme fonctionnelle générale du processus de détermination de la masse salariale. Cette forme réduite ne permet pas de déterminer les effets attendus des variables de contrôle qui ne constituent pas l'objet principal de cette étude. Elle nous assure plutôt de neutraliser leur incidence sur le calcul de l'impact des regroupements lors des estimations empiriques. Les composantes des vecteurs observables seront définies à la section 4.

3.2 La propension au regroupement des municipalités

Il est possible d'analyser la propension au regroupement des municipalités sous l'angle de l'économie politique, du votant-médian et des modèles récents d'unification et de désunification des économies locales ou nationales⁹. Bolton (1996a, 1996b, 1997) a contribué substantiellement à l'élaboration de ces modèles tandis que Brink (2001) s'y réfère dans une analyse récente de la désunification des municipalités en Suède.

Selon cette théorie, une municipalité se regroupe si les gains économiques (ex. : réduction du coût des services publics) sont supérieurs aux coûts politiques du regroupement (ex. : éloignement du pouvoir décisionnel). L'écart entre les bénéfices et les coûts doit être suffisamment élevé en l'absence de mobilité du votant-médian et du capital, et peut être marginal en présence de mobilité parfaite. De plus, la décision de se regrouper dépend aussi bien des préférences à l'égard de la quantité que de la composition de l'offre des services publics.

Sous l'hypothèse de non-mobilité du votant-médian, la propension au regroupement d'une municipalité varie inversement au transfert de ses revenus de taxation vers les municipalités tierces regroupées. Par ailleurs, les coûts politiques d'un regroupement sont toujours positifs et s'ajoutent aux effets précédents. On résistera au regroupement dans les municipalités les plus riches en raison d'une redistribution accrue de la richesse,

⁹ Cette théorie semble avoir été peu vérifiée empiriquement. Elle est utilisée principalement comme guide dans l'élaboration d'un processus de participation au regroupement municipal.

mais également dans les municipalités relativement moins nanties afin de préserver les politiques établies de redistribution de la richesse. Le regroupement a lieu dans le seul cas où les gains économiques sont supérieurs à l'ensemble des coûts précédents.

Les coûts politiques s'estompent toutefois en présence de mobilité parfaite, c.-à-d. où le revenu du votant-médian demeure inchangé indépendamment de la municipalité où il réside. En effet, cette mobilité élimine la diversité des politiques fiscales entre les municipalités et conséquemment le coût politique des regroupements. Des gains économiques moins élevés sont ainsi exigés afin d'adhérer au regroupement.

L'analyse précédente suppose que l'intensité des préférences du votant-médian à l'égard des services publics offerts varie entre les municipalités alors que sont identiques les préférences par rapport à la composition des services. Si celles-ci varient et que la mobilité est parfaite, Bolton (1996b) conclut que le regroupement est toujours rejeté en raison de la perte prévue de certains services pour une municipalité donnée avant un regroupement.

En résumé, la théorie de Bolton nous indique que la mobilité du contribuable, l'intensité et la composition de l'offre des services publics ainsi que la richesse des municipalités contribuent au choix des municipalités de se regrouper. Il est utile d'intégrer cette information à la règle de décision par maximisation des gains nets actualisés. Considérons deux municipalités représentées par les lettres A et B ¹⁰. Leur regroupement est effectif si leur gain net respectif est positif ou que l'une ou l'autre est contrainte au regroupement¹¹, ce qui peut s'écrire autrement comme¹² :

$$D = \begin{cases} 1 & \text{si } d_A * d_B = 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (5)$$

où :

$$d_A = \begin{cases} 1 & \text{si } (Y_A^1 - Y_A^0) - C_A > 0 \text{ ou } P(d_A = 1) = 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (6)$$

$$d_B = \begin{cases} 1 & \text{si } (Y_B^1 - Y_B^0) - C_B > 0 \text{ ou } P(d_B = 1) = 1 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

¹⁰ Nous limitons à deux le nombre de municipalités impliquées dans un regroupement afin de faciliter la compréhension du problème. La démarche se généralise aisément à trois municipalités ou plus.

¹¹ Cette situation est possible dans la mesure où la loi sur l'organisation municipale prévoit un processus de contestation pour une municipalité qui s'oppose au regroupement à ses municipalités tierces. Il revient au gouvernement du Québec d'accepter ou non une contestation.

¹² Cette formulation à critères multiples de sélection est tirée de Maddala (1987).

Dans ces équations, Y_j^1 ($j = A, B$) représente le résultat attendu et actualisé d'une variable d'intérêt économique¹³,¹⁴ pour une municipalité qui vise un regroupement ($d_j = 1$) tandis que Y_j^0 désigne son coût d'opportunité actualisé. En se référant à la théorie d'unification décrite précédemment, ces variables sont en outre déterminées par l'offre des services publics et le revenu du votant-médian. L'écart $Y_j^1 - Y_j^0$ diminué des autres coûts de participation à un regroupement C_j (ex. : coûts politique, de transition, de redistribution de la richesse, etc.) détermine ainsi les gains économiques nets attendus. Le regroupement a lieu ($D = 1$) dans le cas d'un gain net positif pour les deux municipalités ou celui de l'obligation pour l'une d'elle de se regrouper ($P(d_j = 1) = 1$). Ce modèle de participation peut être réduit à plusieurs formes fonctionnelles lors des estimations en fonction des renseignements disponibles.

4 Méthodologies et modèles statistiques

Afin d'évaluer l'impact des regroupements municipaux sur la masse salariale des municipalités, nous avons eu recours à la documentation sur les effets de traitement et à la définition formelle du problème d'évaluation qui s'y rattache. Lacroix et Santarossa (2003) ont formulé ce problème par rapport à la problématique des regroupements municipaux. Dans cette étude, nous reprenons cette problématique d'évaluation en fonction de la nature dynamique et historique des regroupements municipaux et des problèmes particuliers que cela peut poser aux différentes méthodologies d'évaluation couramment utilisées. À l'exception de l'approche d'Heckman (2001), nous réutilisons essentiellement les méthodologies exploitées par Lacroix et Santarossa (2003). Une attention particulière est portée aux effets hétérogènes des regroupements municipaux suggérés par les sections précédentes.

4.1 Problème d'évaluation

Rappelons que, dans le cadre de cette étude, les regroupements municipaux ne sont pas associés à une politique officielle du gouvernement. Historiquement, les municipalités ont été plutôt incitées ou encouragées, par une série de programmes et de lois et des conditions économiques et financières particulières, à participer à un

¹³ Nous supposons ici que tous les intervenants municipaux (contribuables, administrateurs, promoteurs, etc.) partagent les mêmes intérêts économiques. Par exemple, l'un des critères économiques sur lequel est fondé le choix de participation à un regroupement peut être celui du fardeau fiscal ou de la masse salariale dans le cas qui nous occupe actuellement.

¹⁴ Cette évaluation du résultat attendu peut ou non être conforme au « vrai » résultat attendu avant regroupement et dépend de l'information dont l'intervenant dispose à ce moment. Dans le contexte des regroupements par exemple, cette information provient en outre des études sur les analyses comptables des effets attendus des regroupements.

regroupement¹⁵. Cette participation a la propriété de survenir à tout moment au cours d'une période d'observation donnée. Dans ce problème, la variable de traitement dynamique d_{it} est égale à un si la municipalité est regroupée à l'année t , et à zéro sinon. L'effet de traitement individuel δ_{it} est la différence entre la masse salariale à l'état regroupé (y_{it}^1) et à l'état non regroupé (y_{it}^0) pour la municipalité i au temps t , $\delta_{it} = y_{it}^1 - y_{it}^0$ (Moffitt [1991]). Il est possible d'incorporer l'ensemble de ces paramètres dans une équation à « résultats potentiels » :

$$\begin{aligned} y_{it} &= d_{it}y_{it}^1 + (1-d_{it})y_{it}^0 \\ &= d_{it}\delta_{it} + y_{it}^0 \end{aligned} \quad (7)$$

où y_{it} est la masse salariale observée à l'état de regroupement ou de non-regroupement. Le problème d'évaluation se définit par l'impossibilité d'estimer le paramètre δ_{it} puisque seul y_{it}^1 ou y_{it}^0 est observable. Les solutions préconisées visent généralement à substituer des valeurs attendues aux valeurs individuelles non observables. Si les hypothèses d'identification sont respectées, il est possible d'estimer plusieurs paramètres de traitement dont le plus connu est celui de l'impact moyen du traitement sur les participants¹⁶.

L'équation (7) peut se réécrire sous la forme plus familière du modèle de régression à variable muette :

$$Y_{it} = X_{it}\beta + d_{it}\delta + U_{it} \quad (8)$$

où l'impact du traitement (δ) est restreint à travers le temps et les caractéristiques observables des municipalités. X_{it} est un vecteur de déterminants observables. Ce modèle est aussi connu sous le nom de modèle de traitement à données longitudinales (Chib et Hamilton [2002]). L'ensemble des stratégies longitudinales d'estimation porte sur cette spécification et vise à prendre en considération la corrélation entre la variable de participation d_{it} et les facteurs non observables U_{it} communément désignée comme biais de sélection.

Nous rappelons que l'une des préoccupations de cette étude est d'estimer les paramètres de traitement couramment analysés dans la documentation sur les effets de traitement. L'impact du traitement sur les participants (TTE¹⁷) ou l'effet de traitement localisé (LATE) sont quelques-uns de ces paramètres. Or, à notre connaissance, les travaux qui ont visé à conjuguer les méthodologies économétriques conventionnelles

¹⁵ Voir Lacroix et Santarossa (2003) pour une revue de l'histoire des regroupements municipaux.

¹⁶ Voir Heckman (1999) pour une description détaillée du problème d'évaluation.

¹⁷ TTE et LATE sont des acronymes anglicisés qui désignent *Treatment on the Treated Effect* et *Local Average Treatment Effect*, respectivement.

d'estimation à la documentation sur les effets de traitement sont très récents en ce qui concerne les modèles de traitement longitudinal. Vella et Verbeek (1998) se réfèrent directement à l'équation (8) afin d'estimer l'impact sur les salaires d'une participation sélective à un organisme syndical. Les paramètres de traitement n'y sont toutefois pas analysés. Vella et Verbeek (1999) présentent une approche d'estimation en deux étapes du modèle précédent mais dans un contexte de sélection échantillonnale. Miquel (2002, 2003) bonifie les estimateurs de différence de différences et de variables instrumentales en présence de traitement dynamique et estime ainsi les paramètres d'intérêt TTE et LATE. Toutefois, les résultats entre l'estimateur non paramétrique proposé et la forme fonctionnelle d'un modèle à effet fixe ne concordent pas dans notre étude et aucune démonstration à ce sujet n'a été présentée dans l'étude de Miquel. Enfin, Chib et Hamilton (2002) proposent un nouvel estimateur basé sur l'analyse Bayesian et la simulation Monte Carlo des chaînes de Markov afin d'estimer l'impact d'un traitement sur les participants. Nous écartons cette approche pour l'instant.

Afin d'estimer sans biais le paramètre δ de l'équation (8), nous ferons appel aux méthodologies économétriques d'évaluation appliquées dans le cadre d'expérience quasi naturelle ou de traitement statique. Cette approche requiert toutefois des hypothèses additionnelles que nous précisons au besoin.

4.2 Estimateurs

Les estimateurs et les modèles économétriques d'évaluation se distinguent tant par les hypothèses que les données nécessaires à leur utilisation. Les données longitudinales de cette étude permettent d'exploiter une série d'estimateurs qui prennent en considération les phénomènes d'hétérogénéité et de participation sélective. Il nous apparaît essentiel d'appuyer la démarche d'évaluation d'une politique publique sur plus d'un estimateur afin de tester la robustesse des résultats. Nous retenons trois estimateurs et résumons leurs propriétés.

4.2.1 *Modèle à effet fixe*

Les modèles économétriques à effet fixe supposent que le terme U_{it} de l'équation (8) associé aux effets des facteurs non observables sur la masse salariale Y_{it} est fonction d'une composante temporelle commune à l'ensemble des municipalités (λ_t), d'un effet individuel permanent (η_i) et de facteurs non observables v_{it} d'espérance mathématique nulle (Baltagi [2003], Hsiao [1986]). En supposant l'addition linéaire de ces termes, l'équation (8) peut s'écrire :

$$Y_{it} = \mu + X_{it}\beta + d_{it}\delta + \lambda_t + \eta_i + v_{it} \quad (9)$$

où μ est une constante et $E(v_{it} | X_{it}, d_{it}, \lambda_t, \eta_t) = 0$. Cette condition stipule, en outre, que la variable de traitement d_{it} est indépendante des facteurs transitoires et non observables v_{it} . Dans un cadre d'expérience quasi naturelle, cette condition suppose que la variable de traitement ne dépend pas des chocs contemporains. Dans un contexte de participation sélective à un programme, elle présume que seuls les effets fixes individuels non observables peuvent déterminer cette participation. Le paramètre de traitement δ est estimé sans biais dans les deux cas. Par ailleurs, ce paramètre est désigné estimateur « différence de différences » généralisé dans la documentation sur les effets de traitement (Meyer [1994]).

L'équation (9) peut être réécrite différemment afin de faciliter le processus d'estimation. Cette réécriture est sans incidence sur le calcul du paramètre de traitement. Nous choisissons d'abord de regrouper les effets fixes individuels en deux sous-ensembles de municipalités regroupées et non regroupées. Les effets temporels sont contraints pour leur part à ne varier qu'en fonction des périodes avant-après regroupement. De cette façon, on peut écrire les composantes non observables comme :

$$\begin{aligned}\eta_i &= \eta * d_T \\ \lambda_t &= \lambda * d_p\end{aligned}\quad (10)$$

où d_T est une variable dichotomique égale à un si une municipalité i est regroupée et à zéro, sinon. Le paramètre η mesure l'effet relatif sur la masse salariale des municipalités regroupées des déterminants fixes non observables. La variable dichotomique d_p est égale à un si l'observation appartient à une période de regroupement et à zéro, sinon. λ mesure ainsi les effets des facteurs communs aux municipalités regroupées et non regroupées qui ont pu évoluer différemment entre les périodes avant-après regroupement. En substituant les composantes non observables par leur expression algébrique respective, l'équation (9) s'écrit :

$$Y_{it} = \mu + X_{it}\beta + (d_p * d_T)\delta + \lambda * d_p + \tau * d_T + v_{it} \quad (11)$$

où la variable à traitement dynamique d_{it} a été substituée par le produit des variables d_p et d_T . Le paramètre δ de cette équation correspond exactement à celui de l'équation (9) en autant que ces équations sont estimées par période t de regroupement. Or, cette approche n'est pas envisageable pour plusieurs raisons. D'abord, le nombre de municipalités regroupées à chaque année est insuffisant afin d'estimer efficacement l'impact des regroupements municipaux. Ensuite, cette approche n'est pas efficace sur le plan méthodologique puisque nous obtenons autant de paramètres de traitement à estimer que nous avons d'années d'observation.

Pour remédier à cette difficulté, nous utilisons l'approche de Lacroix et Santarossa (2003) où les dates de regroupements au cours de la période d'observation ont été agrégées en trois intervalles de regroupement¹⁸. Cette approche possède cependant l'inconvénient de « perturber » la construction de la variable dichotomique d_p dans la mesure où les périodes avant-après regroupement varient à l'intérieur d'un intervalle donné de regroupement. Dans le contexte de l'estimateur différence de différences, certaines observations interviennent à tort dans le calcul des moyennes des observations avant-après regroupement. Pour en minimiser les conséquences, nous posons l'hypothèse que les conditions socioéconomiques dans ce très court laps de temps demeurent stables. Nous supposons de plus que le nombre limité de ces observations n'ont pas d'incidence majeure sur les moyennes empiriques des observations.

L'équation (11) est estimée par la méthode des moindres carrés généralisés estimés (MCGE) en forme logarithmique. Cet estimateur considère le problème d'autocorrélation des erreurs dans le contexte des modèles à effet fixe avec données de panel (Bertrand, Duflo et Mullainathan [2002]). Nous supposons que les erreurs sont générées par un processus autorégressif d'ordre un (AR(1)). Nous estimerons le paramètre de nuisance avec les résidus des moindres carrés ordinaires (MCO) et corrigerons le modèle à l'aide de la transformation Prais-Winsten (Greene [2000]).

Le vecteur X_{it} réunit l'ensemble des variables explicatives de la section 3. Une attention particulière sera portée aux variables de taux d'intérêt sur les obligations de long terme et de la rémunération hebdomadaire moyenne dans le secteur manufacturier (salaire du secteur privé). Leur effet pourrait ne pas être identifiable à cause de leur faible variabilité sur la période d'observation. Dans un tel cas, nous les retirerons du modèle et présumerons que leurs effets sont captés par les groupes « contrôles » des municipalités non regroupées. Par ailleurs, lorsque les variables dépendantes et indépendantes dans une régression sont exprimées en forme logarithmique, les coefficients des variables dichotomiques sont biaisés. Nous utilisons la correction de Garderen et Shah (2001) afin de corriger les biais sur les coefficients et leur variance :

$$\hat{p} = 100(\exp\{\hat{c} - 0.5Var(\hat{c})\} - 1) \quad (12)$$

$$Var(\hat{p}) = 100^2 \exp\{2\hat{c}\}[\exp\{-Var(\hat{c})\} - \exp\{-2Var(\hat{c})\}] \quad (13)$$

où \hat{c} est le coefficient d'une variable dichotomique estimé par la méthode des moindres carrés généralisés et \hat{p} est son vis-à-vis corrigé. $Var(\hat{p})$ définit la variance du coefficient corrigé des biais d'estimation.

¹⁸ Nous invitons le lecteur à consulter cette étude pour de plus amples détails.

4.2.2 Estimateur différence de différences par la méthode d'appariement sur les scores de propension¹⁹

Cet estimateur appartient à la classe des estimateurs semi ou non paramétriques²⁰ et comporte principalement deux étapes. La première consiste à comparer des municipalités regroupées et non regroupées à partir du seul critère de proximité de leur propension au regroupement. L'écart entre la masse salariale de ces municipalités estime alors l'impact des regroupements sous les hypothèses d'indépendance conditionnelle aux facteurs observables (ICO) et au score de propension (Lechner [1999]). Cette hypothèse est néanmoins très restrictive puisqu'elle suppose qu'aucun facteur non observable n'affecte conjointement la propension au regroupement et la masse salariale. La deuxième étape vise ainsi à neutraliser les effets de ces facteurs en supposant qu'ils sont invariants dans le temps. Cette hypothèse se traduit en pratique par la différenciation des écarts de la masse salariale avant et après un regroupement.

Cette approche comporte certains avantages par rapport aux modèles à effet fixe. Elle force en outre la comparaison entre participants et non participants comparables (Heckman, Lalonde et Smith [1999]) et minimise ainsi les problèmes associés au « support commun » des observables dans les approches par régression. En revanche, l'hypothèse d'ICO requiert que toutes les variables qui déterminent la participation à un regroupement et la masse salariale en l'absence de regroupement soient considérées (Smith [2000]). Pour y parvenir, la démarche est en partie guidée par la théorie économique. Par ailleurs, l'estimation de la probabilité d'un regroupement peut poser des difficultés additionnelles en l'absence d'information suffisante.

Afin de guider notre calcul des propensions des municipalités à se regrouper, nous réduisons le modèle des équations (5) et (6) à la forme fonctionnelle suivante :

$$D_i = \begin{cases} 1, & \text{si } Z_i\gamma + v_i > 0 \\ 0, & \text{sinon} \end{cases} \quad (14)$$

où Z_i est un vecteur des déterminants de la masse salariale et des regroupements présentés à la section 3. Dans ce modèle, on suppose que les probabilités des municipalités tierces de se regrouper n'ont aucune incidence sur la propension à un regroupement de la municipalité i . Le vecteur Z_i exclut donc les déterminants des municipalités tierces. L'équation (13) sera estimée par la méthode probit, ce qui suppose une distribution normale du terme d'erreur v_i .

¹⁹ Nous référons le lecteur à l'étude de Lacroix et Santarossa pour une description détaillée de cet estimateur dans le contexte des regroupements municipaux.

²⁰ L'approche de différence de différences par appariement sur les scores de propension est souvent qualifiée de non paramétrique. Or, selon les méthodologies utilisées dans l'estimation des scores de propension (ex. : probit), la distribution des erreurs peut être paramétrée.

L'estimation de l'impact des regroupements porte sur chacun des intervalles de regroupement abordés à la section précédente. Le problème de variation des périodes avant-après regroupement à l'intérieur d'un intervalle de regroupement se présente également avec cet estimateur. Nous nous appuyons sur les mêmes hypothèses décrites précédemment et testons la robustesse des résultats selon différentes définitions de périodes avant-après regroupement.

4.2.3 Estimateur d'Heckman en coupe transversale

Dans une étude récente (Heckman *et al.* [2001]), on propose de simples expressions mathématiques des quatre paramètres couramment utilisés afin d'évaluer l'efficacité d'un programme : l'impact moyen d'un traitement sur un individu tiré au hasard de sa population (ATE), l'impact moyen d'un traitement sur les participants de cette population (TTE), l'impact moyen d'un traitement pour les individus dont la participation devient effective à la suite d'un changement significatif d'un ou des déterminants de cette participation (LATE) et l'impact d'un traitement pour les individus à la marge d'une participation (MTE).

Les expressions de ces paramètres ont été élaborées à partir de la documentation classique des modèles de sélection échantillonnale. L'avantage principal de cette approche est qu'il est possible d'obtenir des estimations non biaisées de ces paramètres en utilisant une approche d'estimation en deux étapes. En revanche, l'hypothèse de normalité des erreurs fréquemment critiquée doit être respectée sans quoi les estimations produites peuvent être affectées de biais sévères²¹. Les auteurs ont dérivé les expressions suivantes pour chacun des paramètres précédents²² :

$$\begin{aligned}
 \text{ATE} &= \bar{x}(\beta_1 - \beta_0) \\
 \text{TTE}(D(z) = 1) &= \frac{1}{n_1} \sum_{i=1}^{n_1} \left[x(\beta_1 - \beta_0) + (\rho_1 \sigma_1 - \rho_0 \sigma_0) \frac{\phi(z\gamma)}{\Theta(z\gamma)} \right] \\
 \text{LATE}(D(z) = 0, D(z') = 1) &= \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left[x(\beta_1 - \beta_0) + (\rho_1 \sigma_1 - \rho_0 \sigma_0) \frac{\phi(z'\gamma) - \phi(z\gamma)}{\Theta(z'\gamma) - \Theta(z\gamma)} \right] \\
 \text{MTE}(u^D) &= x(\beta_1 - \beta_0) + (\rho_1 \sigma_1 - \rho_0 \sigma_0) u^D
 \end{aligned} \tag{15}$$

Les indices 1 et 0 de ces expressions désignent l'appartenance des paramètres à l'une ou l'autre des équations de la masse salariale des municipalités regroupées (1) et non

²¹ Mentionnons qu'Heckman, Tobias et Vytlačil (2000) ont néanmoins développé des estimateurs similaires dans le cas où la distribution des erreurs ne suit pas une loi normale.

²² Nous référons le lecteur à l'étude d'Heckman *et al.* (2001) afin d'obtenir les renseignements par rapport à l'élaboration de ces expressions.

regroupées (0). x_i est un vecteur de variables explicatives qui intervient dans les équations de la masse salariale. β_1 et β_0 mesurent l'impact de ces variables sur la masse salariale des municipalités regroupées et non regroupées, respectivement. La composante $\frac{\phi(z\gamma)}{\Theta(z\gamma)}$ définit l'inverse du ratio de Mills qui tient compte des biais possibles de sélection. Le paramètre $(\rho_1\sigma_1 - \rho_0\sigma_0)$ détermine l'écart entre les coefficients de l'inverse du ratio de Mills des équations respectives aux municipalités regroupées et non regroupées. Un simple test de la présence de biais de sélection consiste à évaluer si cet écart est significativement différent de 0. Le vecteur z , défini précédemment, réunit les variables déterminantes de la participation ($D = 1$) ou non ($D = 0$) à un regroupement et γ est le vecteur des coefficients associés à ces variables. Signalons finalement que z' est supérieur à z au niveau de l'expression algébrique du paramètre LATE. Le lecteur est invité à consulter l'étude citée précédemment au sujet de la procédure d'estimation en deux étapes de chacun des paramètres précédents.

Pour exploiter ces estimateurs, nous utilisons la moyenne des observations de chacune des municipalités observées au cours de la période 1991 à 2000. Nous obtenons ainsi une coupe transversale de municipalités regroupées et non regroupées. Précisons que les observations sur les municipalités en voie de regroupement sont exclues de cette base de données. En bref, nous nous retrouvons à « comparer » strictement les municipalités issues d'un regroupement à celles jamais regroupées. Cette approche diffère donc des estimateurs des sections précédentes avec données de panel où les municipalités d'origine sont également considérées. Chacun de ces estimateurs est affecté de ses contraintes respectives permettant ainsi de valider la robustesse des résultats à l'égard de l'impact des regroupements.

Il importe de souligner que le calcul des probabilités de regroupement s'appuie sur le modèle de la section 3 au même titre que l'estimation des scores de propension décrite à la section précédente. Par contre, l'approche en coupe transversale contraint les probabilités de regroupement à être identiques pour toutes les municipalités d'un regroupement donné. De plus, la procédure d'estimation ne dispose que d'information obtenue après regroupement sur les déterminants à la participation.

5 Données

La variable dépendante que nous cherchons à expliquer est la masse salariale en dollar constant par habitant soit le rapport entre la masse salariale d'une municipalité et le produit de sa population par l'indice des prix à la consommation du Québec. On peut également interpréter cet indicateur comme le produit du salaire réel des employés municipaux par le nombre moyen d'emplois d'une municipalité. Les observations sur la masse salariale sont obtenues à partir des données administratives du ministère des Affaires municipales, du Sport et du Loisir (MAMSL). On compte au total 11 131

observations sur 1 119 municipalités non regroupées et regroupées entre 1992 et 2000. La période d'observation débute en 1991 et se termine en 2000.

La section 3 a fait état du salaire dans le secteur privé comme déterminant fondamental de la masse salariale. Nous avons recours à la rémunération hebdomadaire moyenne réelle dans le secteur manufacturier afin de donner une valeur approximative à cette variable. Le statut et les modalités de syndicalisation des employés municipaux déterminent également la masse salariale. Malheureusement, l'information recueillie est partielle et aurait nécessité davantage de traitement par le MAMSL afin d'être opérationnelle pour cette étude. Cette variable est donc exclue de la base de données. Nous posons l'hypothèse que le groupe de comparaison des municipalités non regroupées capte ses effets non observables et que ceux-ci sont identiques auprès des municipalités regroupées. Par ailleurs, le poste comptable intitulé « services professionnels, administratifs et autres » des rapports financiers des municipalités mesurent les dépenses de sous-traitance d'une municipalité. Enfin, les variables de contrôle de l'équilibre budgétaire des municipalités sont également considérées²³.

6 Résultats

Nous présentons d'abord les résultats de l'impact des regroupements municipaux issus des estimations du modèle à effet fixe de l'équation (11) et de la méthode de différence de différences par appariement sur les scores de propension. La section 6.2 donne des résultats basés sur l'estimateur d'Heckman en coupe transversale et la section 6.3, des résultats complémentaires sur la propension au regroupement des municipalités et l'impact des facteurs observables sur la masse salariale.

6.1 Modèle à effet fixe et différence de différences par appariement sur les scores de propension

Le tableau 10 rapporte les estimations de l'impact des regroupements municipaux sur la masse salariale par habitant selon le modèle à effet fixe et la méthode par appariement sur les scores de propension. Les estimations ont été réalisées selon trois périodes de regroupement (1992-1994, 1995-1997 et 1998-2000) pour les raisons évoquées à la section 4.2. Les résultats sont également ventilés selon la désignation de la municipalité et le niveau de richesse médian des municipalités regroupées au cours de la période analysée. Seule la méthode par appariement fournit l'impact moyen pour une période de regroupement donnée.

Selon les résultats des lignes 1, 2 et 3, seuls les regroupements municipaux réalisés entre 1998 et 2000 ont eu une incidence significative (18,1 %) sur la masse salariale par habitant des municipalités regroupées. Ce résultat est néanmoins peu représentatif

²³ Voir Lacroix et Santarossa (2003) pour la liste et la description détaillée de ces variables.

puisque seules les municipalités de canton et de paroisse ont été touchées par des augmentations (25,9 %; 33,7 %) de leur masse salariale par habitant au cours de cette même période.

Avant 1998, l'ensemble des résultats confirme que les regroupements des cantons et paroisses ont été sans effet sur leur masse salariale. Selon la méthode par appariement, les villes et les villages regroupés ont bénéficié pour leur part de réductions moyennes de leur masse salariale à l'exception des regroupements survenus entre 1998 et 2000. Les modèles à effet fixe ne présentent par contre aucun impact significatif des regroupements dans ces municipalités, ce qui accroît l'incertitude par rapport à ce résultat. Il est intéressant de mettre en parallèle les résultats précédents à ceux tirés de Lacroix et Santarossa (2003) où seules les villes et les villages bénéficiaient d'une réduction du fardeau fiscal de leurs contribuables.

Par ailleurs, on constate que les regroupements municipaux de 1998 à 2000 ont eu pour effet d'augmenter la masse salariale par habitant des municipalités les plus riches comme les moins nanties. Les regroupements antérieurs à cette période n'ont accru que la masse salariale des municipalités plus riches en regard du reste des municipalités regroupées. Par contre, ce résultat est peu concluant puisqu'il n'est obtenu que par la méthode à effet fixe.

Nous reviendrons sur cet aspect des résultats à la section suivante puisque certains effets plus fins des regroupements pourraient se dissimuler dans la définition des catégories de richesse. Nous tenterons également de justifier les résultats relatifs à l'accroissement de la masse salariale dû au regroupement. Autrement dit, nous nous questionnons sur les raisons qui portent une municipalité à se regrouper alors qu'elle observe un accroissement de sa masse salariale, toutes choses étant égales par ailleurs.

Tableau 10 – Impact moyen (%) des regroupements municipaux ventilé selon la désignation municipale et le niveau de richesse⁽¹⁾

| | Modèle à effet fixe | Appariement |
|-------------------------------|---------------------|-------------|
| 1. Période 1992-94 | | -2,3 |
| Désignation municipale | | |
| Canton, Paroisse, Sans dés. | 12,0 | 14,9 |
| Ville, Village | -5,9 | -16,3* |
| Richesse | | |
| < 48 950 | -7,0 | 0,6 |
| >= 48 950 | 27,1** | 2,7 |
| 2. Période 1995-97 | | -0,7 |
| Désignation municipale | | |
| Canton, Paroisse, Sans dés. | 7,9 | 10,8 |
| Ville, Village | 6,5 | -10,7** |
| Richesse | | |
| <54 033 | -4,6 | -2,7 |
| >= 54 033 | 25,2** | 5,9 |
| 3. Période 1998-2000 | | 18,1** |
| Désignation municipale | | |
| Canton, Paroisse, Sans dés. | 25,9** | 33,7** |
| Ville, Village | 5,1 | -0,9 |
| Richesse | | |
| < 55 398 | 12,2** | 13,6** |
| >= 55 398 | 10,2** | 14,3* |

(1) Le niveau de richesse diffère légèrement entre les méthodes d'évaluation.

* Significatif au seuil de confiance de 10 %.

** Significatif au seuil de confiance de 5 %.

6.2 Estimateur d'Heckman en coupe transversale

Le tableau 11 présente les résultats d'estimation avec l'estimateur d'Heckman en coupe transversale. Selon cet estimateur, les regroupements municipaux n'ont aucune incidence en moyenne sur la masse salariale des 146 municipalités issues d'un regroupement entre 1992 et 2000 (ligne A), puisque nous pouvons observer au graphique 4 de l'annexe B que la distribution des valeurs du paramètre TTE est centrée normalement autour de la valeur 0. Autrement dit, les regroupements municipaux induisent autant d'effets positifs que négatifs sur la masse salariale des municipalités qui, considérés dans leur ensemble, sont sans effet. Cette analyse demeure néanmoins insuffisante.

La ligne B du tableau ventile les effets estimés selon les quartiles de la distribution empirique des effets des regroupements²⁴. Les municipalités dont les effets estimés sont inférieurs à -9,0 % bénéficient d'une réduction moyenne de 17,4 % de leur masse

²⁴ Les deuxième et troisième quartiles ont été légèrement modifiés afin de considérer 0 comme l'une des bornes de ces quartiles. Ce qui explique le nombre d'observations différentes entre ces intervalles.

salariale par habitant. De plus, cette réduction semble profiter aux municipalités les moins riches selon les données sur la valeur moyenne des propriétés résidentielles (52 304 \$) et le revenu médian des ménages (36 531 \$). En revanche, les regroupements municipaux augmentent de 20,6 % en moyenne la masse salariale par habitant des municipalités dont les effets estimés se situent au dernier quartile de la distribution. Ces municipalités possèdent également le plus haut niveau de richesse de l'ensemble des municipalités issues d'un regroupement au cours de la période d'observation.

Par ailleurs, nous pouvons analyser l'impact des regroupements à l'égard d'autres groupes de municipalités. L'estimation du paramètre ATE nous indique qu'en moyenne les regroupements municipaux n'ont aucune incidence sur la masse salariale de l'ensemble des municipalités au Québec. Ce résultat est accueilli de nouveau avec prudence en raison des résultats précédents et des hypothèses qui lui sont associées.

Nous avons également estimé l'impact d'un regroupement pour une municipalité dont le niveau du revenu médian des ménages passerait de 30 000 \$ à 60 000 \$ et celui de la valeur marchande moyenne des propriétés résidentielles de 54 000 \$ à 73 500 \$. Une municipalité qui en raison d'un accroissement important de sa richesse participerait à un regroupement serait assujettie à une hausse d'environ 90,0 % de sa masse salariale par habitant, toutes choses étant égales par ailleurs²⁵.

*Tableau 11 -- Impact des regroupements municipaux :
estimateur d'Heckman en coupe transversale*

| Distribution TTE | Nombre de municipalités regroupées | TTE* | Facteurs observables (Moyenne) | |
|------------------------|------------------------------------|---------------------|--------------------------------|-------------------|
| | | | Richesse (\$) | Revenu médian |
| A. Impact moyen | 146 | 0,017 (0,154) | | |
| B. Quartiles | | | | |
| -0,395 <= TTE < -0,090 | 37 | -0,174** (0,088) | 52 304 (18 035) | 36 531 (6 105) |
| -0,090 <= TTE < 0 | 32 | -0,052 (0,029) | 60 751 (13 173) | 39 476 (5 115) |
| 0 <= TTE < 0,135 | 40 | 0,074 (0,038) | 67265 (19 780) | 42 277 (5 968) |
| 0,135 <= TTE | 37 | 0,206** (0,055) | 68989 (17 262) | 42 963 (5 847) |

* Les chiffres entre parenthèses représentent les écarts-types calculés par la méthode du *bootstrap*.

** Significatif au seuil de confiance de 5 %.

²⁵ L'estimation du paramètre MTE a été exclue de cette étude bien qu'il en ait été question à la section 3.3.3.

Tout comme à la section précédente, nous sommes en droit de nous questionner sur les motifs d'une municipalité de se regrouper si le coût relatif à sa masse salariale s'accroît à la suite d'un regroupement. Dans Heckman *et al.* (1999), on apporte une explication plausible à ce phénomène. En bref, la municipalité serait dotée de peu d'information à l'égard de ses propres gains attendus ou des facteurs déterminants de ces gains ou ignore simplement l'information dont elle dispose. Une fois regroupée, cette municipalité est assujettie aux impacts réels du regroupement et divergents par rapport aux effets attendus. Par ailleurs, nous avons vu à la section 3.2 qu'une municipalité pouvait être regroupée dans la mesure où elle a été fortement incitée à le faire. Elle peut donc estimer non rentable un regroupement sur le plan des coûts de sa masse salariale mais néanmoins être contrainte de se regrouper afin de respecter les dispositions en vigueur de la loi. Les renseignements que nous avons obtenus ne permettent pas toutefois de vérifier cette hypothèse.

6.3 Résultats complémentaires

Propension au regroupement des municipalités

Les estimateurs par appariement sur les scores de propension et ceux d'Heckman en coupe transversale ont nécessité chacun l'estimation de la fonction de propension au regroupement des municipalités. Il est intéressant de comparer les résultats de chacune de ces approches puisqu'elles diffèrent dans leurs données et leurs hypothèses. En ce qui concerne l'estimation du score de propension par la méthode d'appariement, nous avons retenu les résultats portant sur la période 1998 à 2000 en raison du nombre accru de municipalités regroupées au cours de cette période²⁶.

Les estimations du tableau 12 indiquent qu'une augmentation de la quantité et de la qualité de l'offre des services publics locaux réduit la propension d'une municipalité à se regrouper. Si les préférences du contribuable médian à l'égard de l'offre des services publics locaux varient entre les municipalités, ce résultat semble raisonnable selon les discussions précédentes sur la théorie d'unification et de désunification des administrations publiques locales.

²⁶ Les autres résultats peuvent être fournis sur demande.

Tableau 12 -- Résultats d'estimation : propension au regroupement des municipalités

| | Heckman | Score / appariement |
|------------------------------------|-------------|---------------------|
| Revenu médian | 0,0000307 * | -0,000025** |
| Offre services publics | -29,7* | -43,894** |
| Nb. Municipalité par Mrc | -0,012 | -0,001 |
| Variables indicatrices de richesse | | |
| dRichesse2 | 0,698** | 0,672** |
| dRichesse3 | 0,901** | 0,913** |
| dRichesse4 | 0,553** | 0,814** |

** Signification au seuil de confiance de 5 %. * Signification au seuil de confiance de 10 %.

La concurrence entre les municipalités (variable NbMunMrc) n'a aucun effet sur la probabilité d'un regroupement alors que les résultats significatifs à l'égard des variables indicatrices de richesse indiquent le rôle positif de ce facteur sur la propension au regroupement. Les résultats associés au revenu médian diffèrent toutefois selon le type de données utilisées mais sont significatifs dans les deux cas. La méthode par appariement estime la propension à partir des données avant regroupement tandis que le calcul de cette propension basé sur la méthode d'Heckman utilise les données après regroupement.

Impact des facteurs observables sur la masse salariale

Les méthodologies utilisées dans cette étude nous permettent d'analyser l'impact des facteurs observables sur la masse salariale par habitant. Ces renseignements peuvent être utiles en outre à l'élaboration ou à la révision d'autres politiques et programmes en relation avec ces facteurs. Comme prévu, une augmentation de 10 % de la sous-traitance exercée par les municipalités réduit leur masse salariale moyenne entre 0,7 % et 3,5 %²⁷. Ces résultats sont aussi corroborés par la méthode d'Heckman. Chaque hausse de 10 % du revenu des ménages permet aux municipalités d'accroître de 2,7 % à 4,0 % leur masse salariale par habitant. Les estimations issues du modèle à effet fixe indiquent cependant que ces augmentations profiteraient essentiellement aux villes et villages.

Selon l'approche d'Heckman, la densité démographique d'une municipalité n'aurait aucune incidence sur la masse salariale. Par contre, les estimations provenant des modèles à effet fixe indiquent que cette variable réduit les coûts combinés de l'emploi et des salaires des municipalités les plus riches alors qu'elle les augmente dans le cas des moins bien nanties. Nous pouvons expliquer ce résultat à l'aide de l'hypothèse suivante. Les municipalités moins favorisées financièrement sont également celles où les services

²⁷ Tous les résultats des estimations sont présentés aux tableaux 13 à 22 à l'annexe C. Dans cette étude, elles sont limitées aux bornes inférieures et supérieures des résultats obtenus.

offerts à la population sont limités. Un accroissement de cette population par kilomètre carré peut nécessiter l'ajout de services municipaux et l'embauche d'employés additionnels. En revanche, les municipalités bénéficiant d'une richesse foncière plus importante ont acquis probablement une quantité suffisante de services et une masse salariale optimale. En supposant nuls les coûts de congestion, une hausse de la densité démographique permet à ces municipalités de partager les coûts relatifs à la masse salariale parmi un plus grand nombre de contribuables.

Par ailleurs, une proportion plus importante d'individus âgés entre 0 et 18 ans réduit la masse salariale moyenne d'une municipalité, tous genres confondus. Les résultats sont indéterminés en ce qui concerne la part de population des 65 ans et plus et le facteur de concurrence intermunicipale en raison d'effets non significatifs ou variables selon les méthodologies utilisées. Finalement, la hausse de l'offre des services publics locaux accroît la masse salariale des municipalités.

7 Conclusion

Cette étude a estimé l'impact des regroupements municipaux sur la masse salariale des municipalités. Une première analyse nous a indiqué que les variations avant et après regroupement de la masse salariale présentent des écarts statistiques entre les municipalités regroupées et non regroupées. Il est reconnu dans la documentation sur les effets de traitement que ces différences peuvent être attribuables à une participation sélective des municipalités de se regrouper mais également aux effets variables entre les municipalités des déterminants observables et non observables de la masse salariale.

Afin d'appréhender correctement les biais statistiques de ces phénomènes, nous avons appuyé notre démarche d'évaluation sur deux modèles théoriques. Le premier est un modèle de participation d'une municipalité à un regroupement basé sur la théorie d'unification et de désunification d'une économie et l'appréciation des gains nets attendus. Le second modèle identifie les déterminants fondamentaux de la masse salariale selon l'approche classique de détermination de l'offre et la demande de travail.

Pour parvenir à mesurer l'impact des regroupements municipaux, nous avons eu recours conjointement à ces modèles et trois méthodologies statistiques et économétriques couramment utilisées dans les évaluations avec données non expérimentales : les modèles à effet fixe, la méthode de différence de différences par appariement sur les scores de propension et la méthode d'Heckman en coupe transversale. L'exploitation complémentaire de ces approches nous a permis d'évaluer la robustesse des résultats. En raison de la nature dynamique de la participation à un regroupement, les deux premières méthodes ont évalué l'impact des regroupements par sous-période d'observation. Pour sa part, la méthode d'Heckman a réduit les données longitudinales sur les municipalités en une coupe transversale afin de fournir une évaluation sur l'ensemble de la période d'observation.

Les résultats issus des deux premières méthodes économétriques donnent des résultats cohérents et robustes en ce qui concerne les regroupements municipaux survenus entre 1998 et 2000. Seules les municipalités de canton, paroisse et autres désignations ont été touchées par des hausses approximatives de 25,0 % à 33,0 % de leur masse salariale moyenne au cours de cette période. Avant 1998, les regroupements ont été sans incidence sur la masse salariale de ces municipalités et pourraient avoir réduit celle des villes et des villages. Par ailleurs, les résultats indiquent que l'ensemble des municipalités riches et moins nanties regroupées entre 1998 et 2000 ont été assujetties à des hausses de leur masse salariale.

La méthode d'Heckman en coupe transversale a permis d'apporter une dimension complémentaire aux résultats précédents. Selon cette approche, les regroupements municipaux sont sans effet sur l'ensemble des municipalités regroupées entre 1992 et 2000. Une analyse plus fine des résultats indique toutefois que des sous-groupes de municipalités regroupées ont été assujettis à des impacts significativement plus importants des regroupements municipaux sur leur masse salariale. Environ le quart des municipalités regroupées entre 1992 et 2000 ont bénéficié en moyenne d'une réduction de 17,4 % de leur masse salariale par habitant. En revanche, une proportion identique a été assujettie à des hausses moyennes de 21,0 %. Cette approche ainsi que les précédentes ont permis de mettre en lumière la vigilance à accorder à l'hétérogénéité des effets d'un programme ou d'une politique sur les résultats socioéconomiques.

8 Références

Baltagi B.H. (2003). *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons Ltd, New York, 2nd edition.

Bertrand M., Duflo E. et Mullainathan S. (2002). «How much should we trust differences-in-differences estimates?», document de travail, n° 8841, NBER.

Bolton P. et Roland G. (1996a). «Economics theories of the break-up and integration of nations », *European Economic Review*, 40, 697-705.

— (1996b). «Unification and separation in Europe : Distributional conflicts, factor mobility, and political integration», *American Economic Review Papers and Proceeding*, 99-104.

— (1997). «The Breakup of nations : A political economy analysis.» *Quarterly Journal of Economics* , 1057-1090.

Brink A. (2001). «The Break-Up of Municipalities : Voting behavior in local Referenda », document de travail, n° 58, Department of Economics, Göteborg University.

Chib S. et Hamilton B.H. (2002). «Semiparametric Bayes analysis of longitudinal data treatment models», *Journal of Econometrics*, 110, 67-89.

Ehrenberg R.G. et Goldstein G.S. (1975). «A Model of Public Sector Wage Determination», *Journal of Urban Economics*, 2, 223-245.

Garderen K.J. et Shah C. (2001). «Exact Interpretation of Dummy Variables in Semilogarithmic equations», *Econometrics Journal*, 5, 149-159.

Greene W. (2000). *Econometric Analysis*, Prentice-Hall Inc., New Jersey, 4th edition.

Gyourko, J. et Tracy J. (1989). «The Importance of Local Fiscal Conditions in Analyzing Local Labor Markets», *Journal of Political Economy*, 97 (5), 1208-1230.

Hanes N. (2003), «Amalgamation Impact on Local Public Expenditures in Sweden», *Mimeo*, document de travail, Département d'économie, Umeå University.

Heckman J., Lalonde R.J. et Smith J.A. (1999). «The Economics and Econometrics of Active Labor Market Programs», dans *Handbook of Labor Economics*, vol. 3, sous la dir. de Ashenfelter et Card, Elsevier Science, 1865-2096.

Heckman J., Tobias J.L., et Vytlacil E. (2000). «Simple Estimators for Treatment Parameters in a Latent Variable Framework with an application to estimating the Return To Schooling», document de travail, n° 7950, NBER.

Heckman J., Tobias J.L., Vytlacil E. (2001). «Four Parameters of Interest in the Evaluation of Social Programs», *Southern Economic Journal*, 68 (2), 210-223.

Heckman, J., et Smith J. (2003). «The Determinants of Participation in a Social Program: Evidence from a Prototypical Job Training Program», *Institute for Labour market Policy Evaluation*, document de travail, 2003:10.

Hsiao C. (1986). *Analysis of Panel Data* Cambridge, University Press, New-York

Inman R. (1981). «Wages, Pensions, and Employment in the Local Public Sector», dans *Public Sector Labor Markets*, sous la dir. de Mieszkowski P. et Peterson G.E., Urban Institute, Washington.

ISQ (1999). *La rémunération dans le secteur municipal : Portrait et comparaison de la situation des villes de 10 000 et plus de population en 1998*, Sainte-Foy, Gouvernement du Québec.

Lacroix G. et Santarossa G. (2003). «L'impact des regroupements municipaux sur le fardeau fiscal et la valeur des propriétés résidentielles au Québec, 1992-1999» document de travail, Ministère des Affaires municipales, du Sport et du Loisir.

Ladd H.F. et Bradbury K. (1988). «City taxes and property tax bases», *National tax journal*, XLI(4), 503-523.

Lechner M. (1999). «Identification and estimation of causal effects of multiple treatment under the conditional independence assumption», document de travail, Swiss Institute for International Economics and Applied Economic Research (SIAW), Universität St.Gallen.

Maddala G.S. (1987). *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, New-York.

Meyer B.D. (1994). «Natural and quasi-experiments in economics», document de travail, n° 170, NBER.

Miquel R. (2002). «Identification of effects of dynamic treatments with a differences-in-differences approach», document de travail, n° 2003-06, Département d'économie, Université de St. Gallen.

___ (2003). «Identification of dynamic treatment effects by instrumental variables», document de travail, n° 2002-11, Département d'économie, Université de St. Gallen.

Moffitt R. (1991). «Program evaluation with nonexperimental data», *Evaluation Review*, 15(3), 291-314.

Smith, J. (2000). «A critical survey of empirical methods for evaluating active labor market policies», *Schweiz. Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, 136(3), 1-22.

Stein R.M. (1984). «Municipal Public Employment : An Examination of Intergovernmental Influences», *American Journal of Political Science*, 28(4), 636-653.

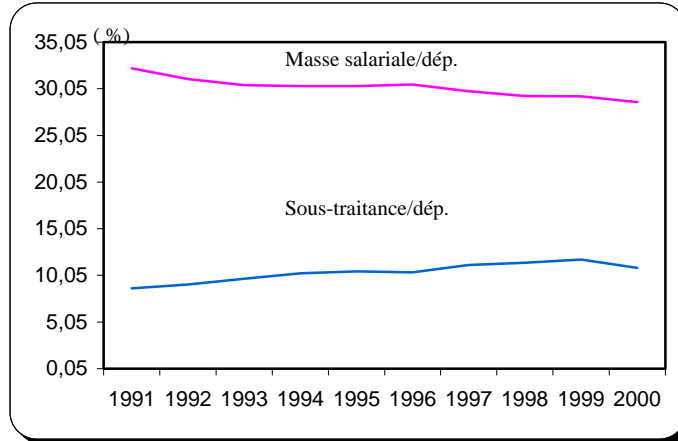
Valletta R.G. (1993). «Union Effects on Municipal Employment and Wages : A Longitudinal Approach», *Journal of Labor Economics*, 11(3), 545-574.

Vella F. et Verbeek M. (1998). «Whose Wages do Unions Raise? A Dynamic Model of Unionism and Wage Rate Determination for Young Men», *Journal of Applied Econometrics*, 13, 163-183.

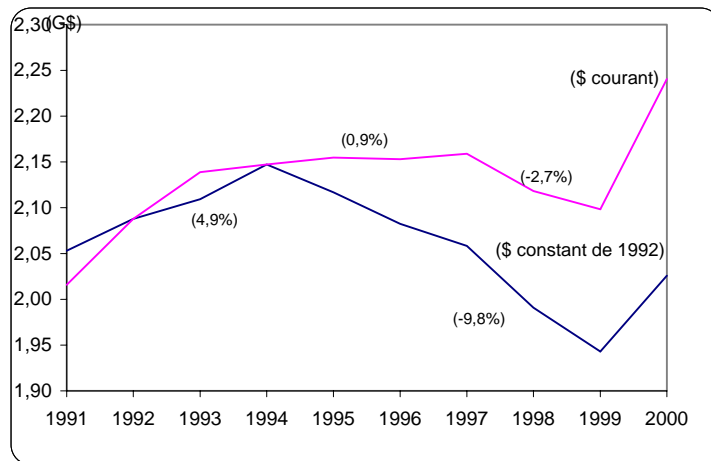
___ (1999). «Two-step estimation of panel data models with censored endogenous variables and selection bias», *Journal of Econometrics*, 90(2), 239-263.

Annexe A

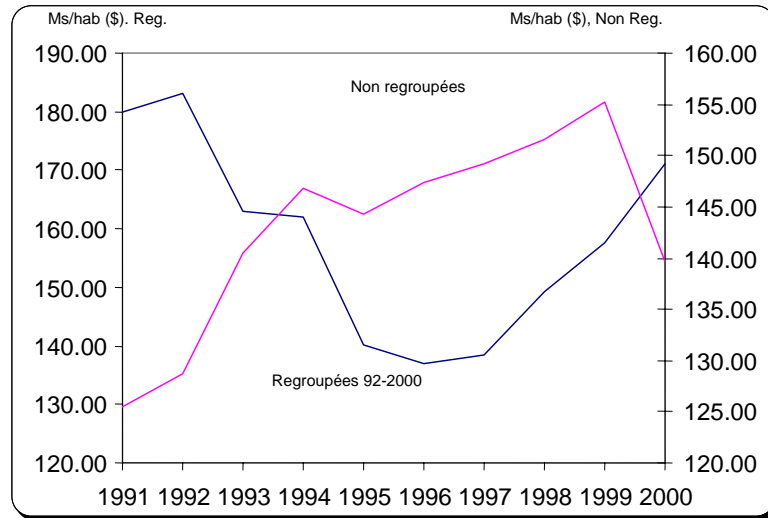
Graphique 1 : Masse salariale et services professionnels en proportion des dépenses totales, 1991-2000



Graphique 2 - Masse salariale en dollar courant et constant, 1991-2000

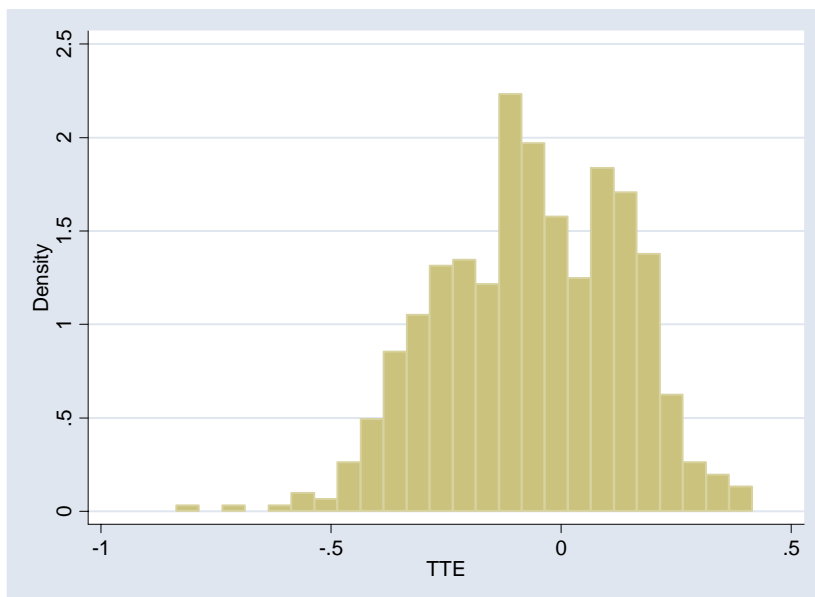


Graphique 3 - Masse salariale (en dollar constant de 1992) par habitant, municipalités regroupées (1992-2000) et non regroupées, 1991-2000



Annexe B

Graphique 4 -- Distribution empirique du paramètre TTE des municipalités regroupées, estimateur d'Heckman en coupe transversale



Annexe C - Résultats d'estimation

Tableau 13 : Résultats des régressions, masse salariale par habitant (en dollar constant) des cantons, paroisses et municipalités sans désignation, modèle à effet fixe, MCGE, 1991-2000

| Variables | Périodes | | | | | |
|---------------------------------|-------------|-------------------|-------------|-------------------|-------------|-------------------|
| | 1992-1994 | | 1995-1997 | | 1998-2000 | |
| | Coefficient | T-Student FGLS | Coefficient | T-Student FGLS | Coefficient | T-Student FGLS |
| Constante | 0,710 | 0,629 | 3,093 | 3,425* | 1,857 | 2,583* |
| Post [†] | 0,018 | 0,423 | -0,033 | -1,326 | 0,003 | 0,125 |
| Fusion [‡] | 0,041 | 0,541 | -0,079 | -2,310* | -0,090 | -4,508* |
| TTE [‡] | 0,120 | 1,425 | 0,079 | 1,614 | 0,259 | 6,594* |
| Offre de services | -0,020 | -3,019* | 0,013 | 2,139* | 0,024 | 5,641* |
| Intensité de la sous-traitance | -0,120 | -6,104* | -0,067 | -5,735* | -0,230 | - |
| Revenu constant | 0,145 | 1,424 | 0,058 | 0,676 | 0,094 | 17,808* |
| Part des 65 ans et plus | 0,097 | 1,554 | 0,148 | 3,202* | -0,086 | 1,359 |
| Part des 0 à 18 ans | -1,442 | -11,511* | -1,172 | -13,036* | -0,987 | -2,194* |
| Densité de la population | 0,086 | 5,967* | 0,080 | 5,603* | 0,100 | - |
| Nombre de municipalités par MRC | 0,128 | 3,073* | -0,128 | -3,423* | 0,062 | 13,160* |

* Paramètre statistiquement différent de zéro au seuil 5 %.

† Paramètre statistiquement différent de zéro au seuil 10 %.

‡ La méthode approximative non biaisée (Garderen K. et Shah C. [2001]).

Tableau 14 : Résultats des régressions, masse salariale par habitant (en dollar constant) des villes et villages, modèle à effet fixe, MCGE, 1991-2000

| Variables | Périodes | | | | | |
|---------------------------------|-------------|---------------------|-------------|-------------------|-------------|-------------------|
| | 1992-1994 | | 1995-1997 | | 1998-2000 | |
| | Coefficient | T-Student FGLS | Coefficient | T-Student FGLS | Coefficient | T-Student FGLS |
| Constante | -0,057 | -0,024 | -3,948 | -4,631* | -3,537 | -3,623* |
| Post [†] | -0,154 | -1,755 [†] | 0,011 | 0,318 | -0,015 | -0,432 |
| Fusion [‡] | -0,199 | -2,633* | -0,184 | -6,244* | -0,015 | -0,427 |
| TTE [‡] | -0,059 | -0,517 | 0,065 | 1,317 | 0,051 | 1,630 |
| Offre de services | 0,014 | 0,573 | 0,050 | 4,660* | 0,019 | 2,054* |
| Intensité de la sous-traitance | -0,300 | -6,172* | -0,273 | -11,909* | -0,313 | -16,818* |
| Revenu constant | 0,117 | 0,527 | 0,757 | 8,875* | 0,635 | 6,692* |
| Part des 65 ans et plus | -0,471 | -3,634* | 0,029 | 0,588 | 0,003 | 0,063 |
| Part des 0 à 18 ans | -1,915 | -6,143* | -0,420 | -3,579* | -0,875 | -9,288* |
| Densité de la population | -0,007 | -0,329 | -0,065 | -5,109* | -0,026 | -2,954* |
| Nombre de municipalités par MRC | -0,037 | -0,568 | -0,053 | -1,340 | 0,005 | 0,129 |

* Paramètre statistiquement différent de zéro au seuil 5 %.

† Paramètre statistiquement différent de zéro au seuil 10 %.

‡ La méthode approximative non biaisée (Garderen K. et Shah C. [2001]).

Tableau 15 : Résultats des régressions, masse salariale par habitant (en dollar constant) des municipalités avec niveau de richesse inférieur à la médiane de la richesse des municipalités regroupées, modèle à effet fixe, MCGE, 1991-2000

| Variables | Périodes | | | | | |
|---------------------------------|-------------|--------------------|-------------|---------------------|-------------|--------------------|
| | 1992-1994 | | 1995-1997 | | 1998-2000 | |
| | Coefficient | T-Student FGLS | Coefficient | T-Student FGLS | Coefficient | T-Student FGLS |
| Constante | 1,391 | 1,156 | -2,554 | -1,995 [†] | 2,740 | 3,051* |
| Post [‡] | -0,005 | -0,099 | -0,020 | -0,545 | -0,013 | -0,448 |
| Fusion [‡] | 0,065 | 0,867 | -0,014 | -0,294 | -0,030 | -1,129 |
| TTE [‡] | -0,070 | -1,017 | -0,046 | -0,997 | 0,122 | 2,926* |
| Offre de services | -0,023 | -3,684* | 0,010 | 1,300 | 0,027 | 5,229* |
| Intensité de la sous-traitance | -0,140 | -6,189* | -0,080 | -4,879* | -0,240 | -14,274* |
| Revenu constant | 0,212 | 1,922 [†] | 0,640 | 5,494* | 0,042 | 0,497 |
| Part des 65 ans et plus | 0,314 | 5,037* | 0,3115 | 5,974* | -0,034 | -0,715 |
| Part des 0 à 18 ans | -0,772 | -5,761* | -0,925 | -7,490* | -0,724 | -7,724* |
| Densité de la population | 0,058 | 3,409* | 0,116 | 8,466* | 0,050 | 4,663* |
| Nombre de municipalités par MRC | 0,145 | 3,352* | 0,049 | 0,984 | 0,074 | 1,919 [†] |

* Paramètre statistiquement différent de zéro au seuil 5 %.

† Paramètre statistiquement différent de zéro au seuil 10 %.

‡ La méthode approximative non biaisée (Garderen K. et Shah C. [2001]).

Tableau 16 : Résultats des régressions, masse salariale par habitant (en dollar constant) des municipalités avec niveau de richesse supérieur à la médiane de la richesse des municipalités regroupées, modèle à effet fixe, MCGE, 1991-2000

| Variables | Périodes | | | | | |
|---------------------------------|-------------|-------------------|-------------|-------------------|-------------|-------------------|
| | 1992-1994 | | 1995-1997 | | 1998-2000 | |
| | Coefficient | T-Student MCGE | Coefficient | T-Student MCGE | Coefficient | T-Student MCGE |
| Constante | -6,160 | 2,850* | -1,203 | -0,934 | 4,531 | 4,466* |
| Post [†] | -0,108 | -2,232* | -0,033 | -0,883 | -0,032 | -0,980 |
| Fusion [†] | -0,177 | -2,806* | -0,057 | -1,423 | -0,028 | -1,091 |
| TTE [‡] | 0,271 | 3,129* | 0,252 | 4,130* | 0,102 | 2,525* |
| Offre de services | -0,032 | -2,199* | 0,017 | 1,292 | 0,031 | 4,061* |
| Intensité de la sous-traitance | -0,100 | -3,368* | -0,080 | -5,352* | -0,354 | -20,375* |
| Revenu constant | 0,802 | 4,006* | 0,340 | 2,711* | -0,038 | -0,375 |
| Part des 65 ans et plus | 0,251 | 3,366* | -0,027 | -0,408 | 0,367 | 7,360* |
| Part des 0 à 18 ans | -1,333 | -5,439* | -1,187 | -7,809* | -0,794 | -8,521* |
| Densité de la population | -0,163 | -11,251* | -0,145 | -13,125* | -0,081 | -9,247* |
| Nombre de municipalités par MRC | 0,023 | 0,538 | -0,049 | -1,134 | -0,140 | -4,503* |

* Paramètre statistiquement différent de zéro au seuil 5 %.

† Paramètre statistiquement différent de zéro au seuil 10 %.

‡ La méthode approximative non biaisée (Garderen K. et Shah C. [2001]).

Tableau 17 : Résultats des régressions, masse salariale par habitant des municipalités regroupées et non regroupées, estimateur d'Heckman en coupe transversale, MCO à deux étapes

| | Regroupé | | Non Regroupé | |
|------------------------------|--------------|------------|--------------|------------|
| | Coefficients | Écart-type | Coefficients | Écart-type |
| Revenu médian | 0,405* | 0,075 | 0,267* | 0,041 |
| Offre des services publics | 0,193* | 0,055 | 0,129* | 0,026 |
| Part des 0 à 18 ans | -1,179* | 0,299 | -1,604* | 0,157 |
| Part des 65 ans et plus | -0,119 | 0,148 | -0,326* | 0,067 |
| Nombre municipalités par MRC | 0,076 | 0,090 | 0,137* | 0,050 |
| Densité démographique | -0,054 | 0,033 | -0,003 | 0,014 |
| Sous-traitance 2 | -0,232 | 0,157 | -0,221* | 0,086 |
| Sous-traitance 3 | -0,663* | 0,150 | -0,562* | 0,086 |
| Sous-traitance 4 | -0,743* | 0,156 | -0,906* | 0,086 |
| Ratio de Mills | -0,511 | 0,387 | 0,028 | 0,028 |

* Significatif au seuil de confiance de 5 %.

Tableau 18 : Résultats des régressions, masse salariale par habitant des municipalités (en dollar constant), estimateur par appariement sur les scores de propension, ensemble des municipalités

| | 1992-1994 | 1995-1997 | 1998-2000 |
|-------------------------------|-------------------|-------------------|--------------------|
| | (33) | (67) | (142) |
| T, T-1 | -0,023 (0,042) | -0,021 (0,041) | 0,082** (0,041) |
| T, T-2 | | -0,010 (0,042) | 0,093** (0,041) |
| T, T-3 | | | |
| T+1, T-2 | | | |
| $\bar{I}^{P2} - \bar{I}^{A2}$ | | -0,007 (0,042) | 0,181** (0,047) |

Tableau 19 : Résultats des régressions, masse salariale par habitant des cantons, paroisses et sans désignation (en dollar constant), estimateur par appariement sur les scores de propension

| | 1992-1994 | 1995-1997 | 1998-2000 |
|---|-----------|-----------|-----------|
| | (17) | (36) | (79) |
| T, T-1 | (0,149) | 0,099* | 0,236** |
| | (0,120) | (0,058) | (0,076) |
| T, T-2 | | 0,117* | 0,249** |
| | | (0,071) | (0,067) |
| T, T-3 | | 0,052 | 0,241** |
| | | (0,071) | (0,068) |
| T+1, T-2 | | 0,068 | |
| | | (0,075) | |
| $\underline{I}^{P2} - \underline{I}^{A2}$ | | 0,108 | 0,337** |
| | | (0,074) | (0,079) |

Tableau 20 : Résultats des régressions, masse salariale par habitant des villes et villages (en dollar constant), estimateur par appariement sur les scores de propension

| | 1992-1994 | 1995-1997 | 1998-2000 |
|---|-----------|-----------|-----------|
| | (15) | (29) | (63) |
| T, T-1 | -0,163* | -0,156** | -0,108** |
| | (0,091) | (0,049) | (0,043) |
| T, T-2 | | -0,163** | -0,095** |
| | | (0,047) | (0,047) |
| T, T-3 | | -0,122** | -0,092* |
| | | (0,045) | (0,047) |
| T+1, T-2 | | -0,184** | |
| | | (0,046) | |
| $\underline{I}^{P2} - \underline{I}^{A2}$ | | -0,107** | -0,009 |
| | | (0,047) | (0,205) |

Tableau 21 : Résultats des régressions, masse salariale par habitant des municipalités avec richesse médiane inférieure à celle de l'ensemble des municipalités regroupées (en dollar constant), estimateur par appariement sur les scores de propension

| | 1992-1994 | 1995-1997 | 1998-2000 |
|---|------------------|-------------------|--------------------|
| | (15) | (32) | (62) |
| T, T-1 | 0,006 (0,126) | | |
| T, T-2 | | | |
| T, T-3 | | | |
| T+1, T-2 | | | |
| $\underline{I}^{P2} - \underline{I}^{A2}$ | | -0,027 (0,071) | 0,136** (0,054) |

Tableau 22 : Résultats des régressions, masse salariale par habitant des municipalités avec richesse médiane supérieure à celle de l'ensemble des municipalités regroupées (en dollar constant), estimateur par appariement sur les scores de propension

| | 1992-1994 | 1995-1997 | 1998-2000 |
|---|------------------|--------------------|---------------------|
| | (15) | (32) | (68) |
| T, T-1 | 0,027 (0,122) | | |
| T, T-2 | | | |
| T, T-3 | | | |
| T+1, T-2 | | | |
| $\underline{I}^{P2} - \underline{I}^{A2}$ | | (0,059) (0,070) | (0,143)* (0,074) |