L'IMPACT DES REGROUPEMENTS MUNICIPAUX SUR LE FARDEAU FISCAL ET LA VALEUR DES PROPRIÉTÉS RÉSIDENTIELLES AU QUÉBEC, 1992-1999 *

Guy Lacroix † et Gino Santarossa ‡

Juin 2003

Résumé

Nous étudions l'impact des regroupements municipaux survenus au Québec entre 1992 et 1999 sur les taux de taxation effectifs et la valeur marchande des propriétés résidentielles. Nous montrons que l'effet d'un regroupement sur ces deux volets de la vie municipale est indéterminé *a priori*. L'évaluation s'appuie sur deux méthodes économétriques récentes abondamment utilisées dans la littérature sur l'évaluation des politiques publiques: (1) L'estimateur différence de différences et (2) l'estimateur par appariement.

Les deux méthodes économétriques donnent des résultats qualitativement cohérents et robustes. Dans l'ensemble, les regroupements observés entre 1992 et 1999 ont eu pour effet de diminuer globalement les taux de taxation effectifs d'environ 15%. Une analyse plus fine des résultats montre toutefois que seuls les villes et les villages qui se sont regroupés ont bénéficié d'une baisse de leur taux de taxation. Enfin, la valeur marchande des propriétés résidentielles ne semble pas avoir été affectée par les regroupements.

* Les idées ou opinions émises dans cette étude sont attribuables aux auteurs et ne reflètent pas nécessairement celles du ministère des Affaires municipales et de la Métropole ou du Gouvernement du Québec. Les auteurs sont très reconnaissants envers Nicole Lemieux, Suzanne Lévesque et Pierre Blais pour leur précieux commentaires. Ils remercient également Ghislain Dumas pour sa participation à la construction des bases de données, et Ernest B. Roy pour sa collaboration à la gestion documentaire.

† Département d'économique, Université Laval, CIRPÉE et CIRANO (guy.lacroix@ecn.ulaval.ca).

‡ Ministère des Affaires municipales, du Sport et du Loisir (gsan@megaquebec.net).

Table des matières

1 Les regroupements municipaux **1**

2 Cadre théorique **9**

2.1 Modèle de détermination du fardeau fiscal et de la valeur des propriétés résidentielles 9

3 Méthodologie et modèles statistiques **13**

3.1 Problème d'évaluation 14

3.2 Estimateur avec données longitudinales 16

3.2.1 Estimateur «différence de différences» 16

3.3 Estimateur par appariement sur les caractéristiques X («Matching Estimator») 17

3.3.1 Estimateur différence de différences par la méthode d'appariement . . 19

4 Les données **20**

5 Résultats **23**

5.1 Estimateur différence de différences 24

5.1.1 Résultats du fardeau fiscal 25

5.2 Résultats du modèle par appariement 30

5.2.1 Taux effectifs de taxation 31

5.2.2 Valeur marchande des propriétés 32

6 Conclusion **33**

Liste des tableaux

1 Nombre de municipalités regroupées par désignation municipale, 1987–1998 3

2 Ventilation des cas de regroupements,par désignation municipale, 1984–1999 4

3 Évolution du taux effectif* et des dépenses** par habitant, par désignation municipale, 1991-1999 5

4 Ventilation du nombre de regroupements selon le niveau moyen du taux effectif, des dépenses moyennes et de la valeur moyenne des propriétés résidentielles avant regroupement 6

5 Ventilation du nombre de regroupements selon la croissance relative (+ ou -) avant-après regroupement du taux effectif de taxation, des dépenses moyennes et la valeur moyenne des propriétés résidentielles 8

6 Analyse descriptive de plusieurs facteurs observables, avant et après regroupement 23

7 Résultats des régressions portant sur le taux effectif de taxation, Modèle économétrique différence de différence, MCO, 1991–1999, données annuelles . . 27

8 Résultats des régressions portant sur la valeur marchande des propriétés, Modèle économétrique différence de différence, MCO, 1991–1999, données annuelles 29

9 Résultats des régressions, Taux effectifs de taxation et Valeur marchande des propriétés résidentielles, Modèle économétrique par appariement 32

10 Probit, probabilité de regroupement, par période 43

Table des figures

1 Années de regroupement 1992, 1993, et 1994 38
2 Années de regroupement 1995, 1996, et 1997 38
3 Années de regroupement 1998 et 1999 39
4 Années de regroupement 1992, 1993, et 1994 40
5 Années de regroupement 1995, 1996, et 1997 40
6 Années de regroupement 1998 et 1999 41
7 Évolution du revenu médian d'emploi ($) par type de municipalité 42
8 Score de propension, par regroupement 44

1 Les regroupements municipaux

LES REGROUPEMENTS municipaux ne sont pas un phénomène nouveau au Québec. Les gouvernements qui se sont succédé au cours des quarante dernières années sont intervenus dans ce domaine à l'aide de mesures d'encouragement ou coercitives. Avant 1965, les lois générales ne permettaient que les annexions, les regroupements étant l'objet de lois spéciales. Par la suite, diverses lois ont été adoptées pour favoriser et systématiser les procédures de regroupements. Ainsi, en 1965 la Loi de la fusion volontaire des municipalités a été votée afin d'encourager les regroupements municipaux[1]. À la suite de cette loi, 39 regroupements ont eut lieu touchant 91 municipalités. Jugée peu efficace, cette loi a été suivie, en 1971, de la Loi favorisant le regroupement des municipalités, laquelle a probablement contribué à réduire de 212 le nombre de municipalités.

En 1973, le gouvernement a créé un groupe de travail sur l'urbanisation qui devait déposer son rapport en 1976 (Groupe de travail sur l'urbanisation (1976)). On insiste alors sur les fusions municipales comme une solution à l'organisation efficace des services municipaux, à l'aménagement cohérent du territoire ainsi qu'au partage des coûts des biens et services publics (Tellier (1977), p. 57). Le rapport met toutefois en garde contre la tentation de voir dans les regroupements une façon de réduire les coûts à court terme, le nivellement par le haut des services pouvant donner lieu à une hausse consécutive des dépenses. Les bénéfices devaient se faire sentir à plus long terme (Groupe de travail sur l'urbanisation (1976), p. 140). Au cours de cette période, des regroupements ont aussi été réalisés en vertu des lois générales et de lois spéciales.

En 1989, la Loi sur l'organisation territoriale des municipalités uniformise les modalités de regroupements en respectant le principe de son caractère volontaire. Des mesures d'encouragement s'ajoutent en 1993 pour bonifier le programme d'aide financière aux regroupement de municipalités, notamment en accordant une subvention additionnelle de base de 10 000 $ et en instaurant le programme de neutralité financière pour compenser les pertes monétaires encourues à la suite d'un regroupement. D'après un sondage mené en 1995 auprès de municipalités regroupées entre le 1er janvier 1990 et le 29 mars 1995, la subvention accordée a constitué un motif important de regroupement (Beaumier (1995), p.12).

Le renforcement des institutions municipales est à nouveau à l'ordre du jour en 1996 alors qu'est rendue publique la politique de consolidation des communautés locales (Gouvernement du Québec(1996a, 1996b)). Révisée en 1997, la politique comprend trois volets qui visent l'ensemble des municipalités du Québec. Le premier volet cible 411 municipalités de

1. Cette politique des regroupements volontaires n'a pas exclu certains regroupements forcés d'ex-municipalités dont celles de l'actuelle ville de Laval en 1966 (Fischler et Wolfe (2000)), de Rouyn-Noranda et de Baie-Comeau-Hauterive. On note également les fusions obligatoires des municipalités rurales de la région de Mirabel au cours de la période 1972-79 ainsi que la municipalité de Jonquière (Saint-Pierre (1994), p.116).

villages-paroisses et de communautés naturelles ainsi que les petites agglomérations de 10 000 habitants et moins. Le gouvernement bonifie plusieurs programmes d'aide financière accessibles aux municipalités ciblées qui publient une demande commune de regroupement avant le 1er janvier 1999, notamment le programme d'aide financière au regroupement municipal (PAFREM) dont la subvention est doublée. Le deuxième volet touche les six agglomérations urbaines de plus de 100 000 habitants (Montréal, Québec, Hull, Chicoutimi, Sherbrooke et Trois-Rivières) et 21 agglomérations de 10 000 habitants et plus. Le troisième volet visait le renforcement des municipalités régionales de comté (MRC) comprenant de petites communautés. Ces deux derniers volets connaîtront leur aboutissement avec la récente réorganisation municipale.

La réforme municipale a donné lieu à l'adoption de plusieurs projets de loi, à compter de l'année 2000, notamment les projets de loi 124 (Loi modifiant la Loi sur l'organisation territoriale et d'autres dispositions législatives, sanctionné le 16 juin 2000), 170 (Loi portant sur la réforme de l'organisation territoriale municipale des régions métropolitaines de Montréal, de Québec et de l'Outaouais, sanctionné le 20 décembre 2000) et 29 (Loi modifiant diverses dispositions législatives en matière municipale, sanctionné le 21 juin 2001), pour favoriser les regroupements municipaux [2]. La réorganisation municipale a donné lieu, entre janvier 2001 et le 18 février 2002, au regroupement de 159 municipalités pour en former 23 nouvelles et à la création des Communautés métropolitaines de Montréal et de Québec. Toutefois, il n'en est pas question dans cette étude en raison des données non accessibles à ce jour.

Le Tableau 1 présente pour la période 1987 à 1998 le nombre de municipalités regroupées par désignation municipale [3]. Il donne également le nombre moyen de municipalités par sous-période d'observation. Les chiffres indiquent des diminutions successives du nombre de municipalités depuis 1993-95 (-1,4%) et 1996-1998 (-3,4%) dues essentiellement à une forte augmentation des regroupements municipaux au cours de ces périodes. Par ailleurs, on peut noter que les hausses de regroupements coïncident avec l'instauration de politiques ou de programmes visant à favoriser le processus des fusions municipales. C'est le cas du programme de neutralité financière à la suite duquel on observe une augmentation de plus de 196% du nombre de municipalités regroupées entre 1993 et 1995 par rapport à la période 1990-1992. De la même façon, 108 municipalités ont opté pour la voie du regroupement au cours des

2. Voir notamment Soucy (2002).

3. Au Québec, les municipalités locales sont constituées par décret depuis l'entrée en vigueur de la *Loi sur l'organisation territoriale municipale en 1989*. Plusieurs désignations ont été historiquement assignées à ces municipalités: cité, ville, village, canton, cantons-unis, paroisse, municipalité, village nordique, village cri et village naskapi. Les municipalités de type cité et ville sont régies par la *Loi sur les cités et villes* tandis que le code municipal régit les autres types de municipalités. Cette distinction tend toutefois à disparaître et le code municipal confère en pratique les mêmes pouvoirs que la *Loi sur les cités et villes*. Par ailleurs, les différentes désignations visent simplement à distinguer les municipalités homonymes (Répertoire des municipalités du Québec, 2001).

TABLEAU 1 – *Nombre de municipalités regroupées par désignation municipale, 1987–1998*

	1987–89	1990–92	1993–95	1996–1998	Total
Municipalité					
Canton	1	3	5	12	**21**
Paroisse	13	8	18	25	**64**
Sans désignation	6	4	16	23	**49**
Village	14	8	31	35	**88**
Ville	5	5	13	13	**36**
Total	**39**	**28**	**83**	**108**	**258**
(Var %)		**-28,2**	**196,4**	**30,1**	
Nombre moyen de municipalités(*)	**1557**	**1536**	**1514**	**1462**	
(Var %)		-1,3	-1,4	-3,4	
Programme ou politique instauré		Loi orga. municipale (1989)	Neutralité financière (1993)	Politique de consolidation (1996)	

Source: Ministère des Affaires municipales et de la Métropole.

*: Le nombre de municipalités est déterminé selon le mois de constitution ou de dissolution d'une municipalité au cours d'une année. Une nouvelle municipalité issue d'un regroupement au cours des six derniers mois d'une année n'est pas comptabilisée dans le nombre total des municipalités. Les ex- municipalités regroupées au cours de la même période sont pour leur part dénombrées. Le raisonnement inverse s'applique dans le cas des regroupements réalisés au cours des six premiers mois d'une année.

trois années qui ont suivi la mise en œuvre de la politique de consolidation des communautés locales en 1996.

La très grande majorité des regroupements (voir Tableau 2) implique des municipalités locales dont la désignation municipale diffère. Par exemple, de tous les regroupements réalisés depuis 1984, 37% se caractérisent par la fusion de villages et de paroisses. La nature de ces regroupements s'explique en outre par le contexte historique des municipalités québécoises. Chung, Achour et Lapointe (1981) décrivent bien la séparation historique entre les municipalités de village et les municipalités périphériques (canton, paroisse, *etc.*). À l'origine, les résidants des villages souhaitaient partager le financement de nouveaux services publics «urbains» (éclairage public, service d'incendie, système d'égout, etc.) avec ceux des régions campagnardes, mais sans grand succès. Cela a favorisé l'émergence de «communautés différentes qui mettent en commun des biens collectifs différents et qui les financent à des niveaux différents» (Chung et al. (1981), p.222). Cette configuration régionale des municipalités a tôt fait d'attirer les nouveaux résidants tout près des limites des villages dans le but de bénéficier

TABLEAU 2 – *Ventilation des cas de regroupements,par désignation municipale, 1984–1999*

Municipalité	**Nombre**	**%**
Village- Paroisse	53	36,8
Village-Sans désignation	19	13,2
Village-Canton	9	6,3
Village-Village	2	1,4
Sans désignation-Sans désignation	7	4,9
Sans désignation-Paroisse	3	2,1
Sans désignation-Canton	2	1,4
Total	**95**	**66,0**
Ville-Sans désignation	13	9,0
Ville-Ville	6	4,2
Ville-(Village, Paroisse)	18	12,5
Total	**37**	**25,7**
Autres	12	8,3
Total	**144**	**100,0**

Source: Ministère des Affaires municipales et de la Métropole.

d'un faible taux de taxation et de la proximité des services publics villageois [4]. L'accroissement subséquent de la densité démographique à la périphérie des villages a favorisé l'installation de nouveaux services (aqueducs, égouts, collecte des ordures, *etc*.) et une hausse conséquente du niveau de la taxe foncière. Le rapprochement de cette taxe de celle du village incite alors les municipalités à se regrouper pour mettre en commun leurs équipements et diminuer ainsi les coûts moyens qui leur sont associés.

D'autres raisons sont cependant évoquées afi n de justifi er le regroupement naturel des municipalités. Les services offerts par une municipalité peuvent profi ter aux municipalités avoisinantes sans que celles-ci défraient les justes coûts de leur utilisation. On note alors la présence d'externalités associées à l'iniquité des débordements juridictionnels, ce qui s'explique autrement par un comportement resquilleur («free-rider») des municipalités et le sous-fi nancement de services publics (Hanes (2003)). Le regroupement vise alors à internaliser les externalités de ces débordements juridictionnels.

À cet effet, on peut noter au Tableau 3 que les municipalités de paroisse ont un taux de taxation et un niveau de dépenses par habitant en tout temps inférieurs à ceux des villes et

4. Ce comportement est en outre prédit par la théorie bien connue du «vote par les pieds» de Tiebout.

TABLEAU 3 – *Évolution du taux effectif* et des dépenses** par habitant, par désignation municipale, 1991-1999*

Municipalité		1991	1993	1996
		1992	1995	1999
Canton	Taux effectif*	0,85	0,91	1,02
	Dépenses/hab	491	667	783
Paroisse	Taux effectif*	0,98	1,08	1,18
	Dépenses/hab	401	506	605
Village	Taux effectif*	1,49	1,53	1,61
	Dépenses/hab	551	618	734
Sans désignation	Taux effectif*	1,16	1,23	1,32
	Dépenses/hab	576	714	794
Ville	Taux effectif*	1,90	1,93	1,99
	Dépenses/hab	1160	1335	1493

Source: Ministère des Affaires municipales et de la Métropole.

Le découpage des périodes a été réalisé en fonction de la disponibilité des données et l'instauration des programmes de regroupement.

* Le taux est exprimé en dollar par cent dollars d'évaluation.

** En dollars courants.

des villages. Plus particulièrement, le taux de taxation des paroisses, qui s'élève à environ 0,98$ par 100$ d'évaluation au cours de la période 1991–92, est nettement inférieur à celui des villages (1,49$). Un écart de 0,43$ est maintenu au cours de la période 1996–1999, soulignant les différences structurelles de taux entre ces types de municipalités. Sur le plan des dépenses par habitant, les villages déboursent en moyenne 150$ de plus que les paroisses au cours de la période 1991-92 ; cet écart diminue légèrement à 129$ durant la dernière période observée. Cette distinction des taux et des dépenses entre les municipalités-centre (village, ville) et les municipalités périphériques pourrait corroborer la thèse précédente de l'iniquité des débordements juridictionnels et du processus naturel des regroupements.

Le Tableau 4 analyse sous un angle différent la propension des municipalités au regroupement. On y ventile le nombre de regroupements présentés au Tableau 2 selon le niveau relatif plus faible (-) ou plus élevé (+) du taux effectif de taxation, des dépenses moyennes ainsi que de la valeur moyenne des propriétés résidentielles entre les municipalités regroupées au cours de la période qui précède un regroupement. Ainsi, parmi 50 regroupements impliquant un village et une paroisse, 48 villages ont un taux effectif en moyenne plus élevé que celui des paroisses au cours de la période qui précède un regroupement. Le taux de taxation «pré-regroupement» des villages est également plus élevé lorsque ces municipalités se regroupent

à des cantons ou des municipalités sans désignation. On observe un phénomène identique à l'égard des villes regroupées aux autres types de municipalités.

TABLEAU 4 – *Ventilation du nombre de regroupements selon le niveau moyen du taux effectif, des dépenses moyennes et de la valeur moyenne des propriétés résidentielles avant regroupement*

	Taux effectif		Dépenses par habitant		Valeur moyenne propriété résidentielle	
	-	+	-	+	-	+
Village	2	48	11	23	4	30
Paroisse	48	2	23	11	30	4
Village	1	18	9	8	6	11
Sans désignation	18	1	8	9	11	6
Village	0	11	4	5	1	7
Canton	11	0	5	4	7	1
Ville	2	11	2	8	1	9
Sans désignation	12	2	9	2	10	1
Ville	1	4	3	2	2	3
Village	5	1	3	3	4	2
Ville	0	11	2	7	2	7
Paroisse	11	0	7	2	7	2

1. Source: Ministère des Affaires municipales et de la Métropole.
2. Le nombre de regroupements diffère entre les variables en raison des données disponibles.
3. Certains regroupements impliquent plus de deux municipalités. En conséquence, les résultats peuvent être asymétriques.

Sur le plan des dépenses, un nombre plus élevé de villages et de villes ont des dépenses moyennes supérieures à celles des paroisses au cours de la période qui précède leur regroupement. Ces dépenses sont par ailleurs plus élevées pour les municipalités sans désignation et les cantons dans la moitié des cas de regroupement à des villages.

Les observations précédentes semblent cohérentes avec la thèse de l'iniquité des débordements juridictionnels. Il faut toutefois prendre en considération le fait que la valeur moyenne des propriétés résidentielles des paroisses, par exemple, est en général inférieure à celle des villages au cours de la période avant regroupement (voir Tableau 4). En supposant que la

valeur des propriétés résidentielles constitue un indicateur du revenu des ménages [5], il est possible que les citoyens des ex-municipalités de paroisse consacrent une part relativement plus importante de leur revenu au financement des services publics. Par conséquent, le regroupement des villages et des paroisses ne garantit pas nécessairement l'élimination des iniquités. Il peut à tout le moins les internaliser dans les nouvelles limites géographiques définies par le regroupement lui-même. Autrement dit, à revenu inchangé, les ménages des ex-municipalités de paroisse «héritent» d'un taux de taxation plus élevé afin de défrayer les dépenses de la nouvelle municipalité. Pour leur part, les ménages des ex-municipalités de village perçoivent une situation plus équitable en raison du partage du financement des services publics avec leurs nouveaux concitoyens.

Un portrait sommaire de la situation fiscale et économique des municipalités après regroupement est présenté au Tableau 5. On y retrouve le nombre de municipalités regroupées, ventilées selon les variations avant-après regroupement du taux effectif de taxation, des dépenses par habitant et de la valeur moyenne des propriétés résidentielles. Les colonnes identifiées par le symbole «+» («-») indiquent le nombre de municipalités dont la variation «avant-après» regroupement des variables analysées est positive (négative). De la même manière, les colonnes identifiées par le symbole «inf» («sup») nous renseignent sur le nombre de municipalités dont la variation «avant-après» est moins élevée (plus élevée) eu égard aux municipalités tierces visées par les regroupements.

On observe que les villages bénéficient généralement d'une réduction de leur fardeau fiscal après un regroupement à une municipalité paroisse, sans désignation ou canton. Sur un total de 50 regroupements à des paroisses, 40 villages ont bénéficié d'une baisse de leur taux effectif tandis que des hausses ont été observées pour la totalité ou presque (49) des paroisses regroupées. Les municipalités de canton et sans désignation ont également connu des hausses de taux dans tous les cas de regroupement à des villages.

De manière générale, les effets du regroupement sur le fardeau fiscal semblent avantager les municipalités de village. En dépit des hausses de taux auxquelles sont confrontés quelques villages après regroupement, on observe en effet que ces variations de taux demeurent en général inférieures à celles des autres municipalités regroupées (voir colonnes «inf» et «sup» du tableau). Les regroupements favoriseraient également la réduction du fardeau fiscal des contribuables localisés dans les villes lorsque celles-ci se regroupent à des paroisses, des villages ou des municipalités sans désignation. À l'instar des villages, les hausses observées du

5. Le facteur de corrélation entre la valeur marchande moyenne des propriétés résidentielles et le revenu médian d'emploi est égal à 0,6. Ce facteur est calculé sur l'ensemble des observations disponibles au cours de la période 1990 à 1999. Par ailleurs, l'Annexe C à la page 42 illustre l'évolution du revenu médian selon la désignation des municipalités. À partir des conditions rattachées à la construction de cette variable, on observe des écarts structuraux dans le revenu des ménages selon la désignation municipale.

TABLEAU 5 – *Ventilation du nombre de regroupements selon la croissance relative (+ ou -) avant-après regroupement du taux effectif de taxation, des dépenses moyennes et la valeur moyenne des propriétés résidentielles*

	Taux effectif				Dépenses/hab				Val. Moy. Prop. Rés.			
	-	+	Inf	Sup	-	+	Inf	Sup	-	+	Inf	Sup
Village	40	10	48	2	10	24	24	10	12	22	30	4
Paroisse	1	49	2	48	3	31	11	23	0	34	4	30
Village	13	7	19	1	4	13	8	9	8	9	12	5
Sans dés.	0	20	3	17	4	13	9	8	2	15	6	11
Village	9	2	11	0	4	5	5	4	5	3	7	1
Canton	1	10	1	10	2	7	5	4	0	8	1	7
Ville	7	7	12	2	3	7	8	2	3	7	10	0
Sans dés.	2	13	4	11	0	11	3	8	0	11	1	10
Ville	3	2	4	1	2	3	2	3	2	3	3	2
Village	0	6	2	4	2	4	4	2	3	3	3	3
Ville	9	2	11	0	1	8	8	1	3	6	7	2
Paroisse	0	11	0	11	0	9	2	7	0	9	2	7

1. Source: Ministère des Affaires municipales et de la Métropole.
2. Le nombre de regroupements diffère entre les variables en raison des données disponibles.
3. Certains regroupements impliquent plus de deux municipalités. En conséquence, les résultats peuvent être asymétriques.

taux effectif des villes regroupées sont généralement inférieures aux augmentations de taux observées en regard des autres municipalités.

En résumé, les regroupements semblent plutôt favoriser les citoyens des municipalités dont le fardeau fiscal est en moyenne plus élevé au cours des périodes pré-regroupements. Par ailleurs, les résultats du tableau semblent cohérents avec l'hypothèse du nivellement par le haut des services publics locaux (Vojnovic (2000), p.388), mais également avec celle de déséconomie d'échelle. En effet, on peut observer un accroissement *ex post* des dépenses par habitant pour une majorité de municipalités regroupées au cours de la période analysée. En outre, sur un total de 34 regroupements, 24 villages et 31 paroisses ont connu une hausse de leurs dépenses moyennes. De tels accroissements de dépenses peuvent toutefois être valorisés

par les contribuables des nouvelles municipalités regroupées. La théorie de l'économie urbaine nous enseigne que l'accroissement des dépenses est susceptible d'être capitalisé dans la valeur des propriétés résidentielles. Le Tableau 5 montre effectivement que la valeur moyenne *ex post* des propriétés résidentielles des municipalités regroupées s'est accrue. C'est le cas notamment des regroupements de type «village-paroisse», «ville-municipalité» ou encore «ville-paroisse». Nous chercherons à vérifier l'hypothèse de la capitalisation des dépenses par le regroupement de façon empirique à la Section 5.

2 Cadre théorique

LA DÉTERMINATION des taux de taxation, des dépenses municipales et de la valeur des propriétés résidentielles résulte d'interactions complexes entre de nombreuses variables. De la même manière, de nombreux facteurs sous-tendent la décision de deux ou plusieurs municipalités de se regrouper. Il importe donc de se doter d'un cadre d'analyse rigoureux pour faciliter la spécification d'un modèle empirique qui permette de prendre en considération la nature endogène des regroupements municipaux et ainsi d'appréhender les biais statistiques issus de la sélection conditionnelle aux variables observables. Le processus de détermination du fardeau et de la valeur des propriétés en milieu municipal est défini dans la présente section. Il s'agit en outre d'identifier les déterminants fondamentaux des variables endogènes et leurs effets attendus sur celles-ci.

2.1 Modèle de détermination du fardeau fiscal et de la valeur des propriétés résidentielles

EN NOUS appuyant sur les travaux de Brueckner (1979) et Ladd et Bradbury (1988), nous définissons d'abord le processus de détermination de l'assiette fiscale[6]. Soit

$$B_r = B_r(X_{B_r}, \tau_r) \quad (1)$$

$$B_{nr} = B_{nr}(X_{B_{nr}}, \tau_{nr}) \quad (2)$$

où B_r et B_{nr} représentent la valeur marchande totale des propriétés résidentielles et non-résidentielles, respectivement. Celles-ci dépendent des taux effectifs de taxation dans leur secteur respectif (τ_r, τ_{nr}), de même que d'un vecteur de variables explicatives ($X_{B_r}, X_{B_{nr}}$).

Les municipalités font face à une contrainte budgétaire que nous écrivons:

$$\tau_r \times B_r(X_{B_r}, \tau_r) + \tau_{nr} \times B_{nr}(X_{B_{nr}}, \tau_{nr}) = D(X_D) \quad (3)$$

6. Seule la part résidentielle de l'assiette fiscale est analysée empiriquement. Le fardeau fiscal est exprimé toutefois en fonction de l'assiette globale de la municipalité (résidentielle et affaire).

Les revenus sont exprimés à la gauche de l'égalité. Les dépenses apparaissent à la droite de cette même égalité et dépendent d'un vecteur de facteurs exogènes, $D(X_D)$. Les revenus provenant du secteur résidentiel sont décrits par la première opérande, *i.e* $\tau_r \times B_r(X_{B_r})$. Le produit du taux de taxation non-résidentiel, τ_{nr}, par l'assiette fiscale non-résidentielle, B_{nr}, décrit les revenus générés par le milieu d'affaire. Ces revenus dépendent également d'un vecteur de variables explicatives, $X_{B_{nr}}$, et du taux de taxation non-résidentiel, τ_{nr}.[7]

L'équation (3) nous est particulièrement utile puisqu'elle décrit une relation implicite entre les taux de taxation résidentiel (τ_r) et non-résidentiels (τ_{nr}), et les autres variables de l'équation:

$$\tau_r = \tau_r(X_{B_r}, X_{B_{nr}}, \tau_{nr}, X_D) \quad (4)$$

$$\tau_{nr} = \tau_{nr}(X_{B_r}, X_{B_{nr}}, \tau_r, X_D) \quad (5)$$

Nous pouvons résoudre le système d'équations (4) et (5) pour ensuite substituer τ_r et τ_{nr} dans (1). La valeur marchande résidentielle se définit maintenant comme:

$$B_r = B_r(X_{B_r}, \tau_r(X_{B_r}, X_{B_{nr}}, \tau_{nr}, X_D)) = B_r(X_{B_r}, X_{B_{nr}}, X_D) \quad (6)$$

Puisque nous nous intéressons plus particulièrement à l'impact des regroupements sur le fardeau et l'assiette fiscale résidentielle, et que la simultanéité entre ces deux variables doit être considérée, nous pouvons réécrire le processus décrit par l'équation (6) en deux étapes:

$$\tau_r = \tau_r(X_{B_r}, X_{B_{nr}}, X_D) \quad (7)$$

$$B_r = B_r(X_{B_r}, \tau_r') \quad (8)$$

où τ_r' représente le taux de taxation ajusté des effets directs de l'assiette fiscale et des effets indirects de la contrainte d'équilibre budgétaire. Les équations (7) et (8) décrivent le modèle général de détermination du fardeau et de l'assiette fiscale en milieu municipal. Nous définissons maintenant de façon plus précise les variables endogènes et explicatives de ce modèle.

La valeur marchande des propriétés résidentielles reflète le choix des ménages face à l'emplacement de leur résidence et au prix qu'ils sont disposés à payer afin d'investir dans une municipalité plutôt qu'une autre. L'équation (8) capte les effets de ces choix en supposant que ceux-ci maximisent la satisfaction des ménages. Selon Brueckner (1979), les principaux facteurs, outre le taux de taxation, qui affectent les décisions des ménages sont principalement le revenu (y), le niveau et la qualité de l'offre des services publics locaux (g), les coûts associés

7. Il importe de considérer la contrainte budgétaire puisque le taux de la taxe nominale (ou taux de la taxe foncière générale) réagit directement avec les variations de l'assiette fiscale. À un niveau donné de dépenses, le taux de taxation nécessaire pour générer des revenus équivalents sera d'autant plus faible que l'assiette fiscale est élevée. Autrement dit, si cette assiette varie à la suite d'une variation dans l'offre des services publics, par exemple, le taux de taxation s'ajuste automatiquement afin de respecter l'équilibre budgétaire.

au déplacement domicile-travail (t), ainsi que le niveau de consommation de services résidentiels (h). Ces facteurs sont précisément les composantes du vecteur X_{B_r} des équations (7) et (8) précédentes.

De façon générale, la théorie économique prédit l'existence d'une relation négative entre le taux de taxation et la valeur des propriétés (Oates (1969), Brueckner (1979), Ladd et Bradbury (1988), Haughwout, Robert, Steven et Thomas (2000)). Cette hausse du taux effectif peut se répercuter de deux façons: par une capitalisation négative de la taxe dans la valeur des propriétés et/ou une réduction de l'activité économique. Une capitalisation positive de la taxe dans la valeur marchande est toutefois concevable (Brasington (2001)).

A priori, le revenu des ménages a un effet indéterminé sur la valeur des propriétés résidentielles. Une hausse du revenu accroît la demande de services résidentiels (rénovation et construction) mais augmente également la demande pour les biens et services de consommation. Selon les préférences du ménage pour l'une ou l'autre de ces demandes, la valeur de la propriété augmente ou diminue. Autrement dit, une proportion plus importante de l'augmentation du revenu consacrée à l'achat, la construction ou la rénovation des propriétés résidentielles implique moins de ce revenu consacré à la consommation de biens et services. Si ce comportement est généralisé à travers le temps et la communauté, l'assiette fiscale résidentielle variera en relation directe au revenu des ménages (Ladd et Bradbury (1988), Rosen et Fullerton (1977), Carruthers et Ulfarsson (2002)).

Puisque l'effet d'un changement du revenu sur la valeur des propriétés est ambigu, l'effet de ce même facteur sur le fardeau fiscal l'est également. Il semble néanmoins plus probable d'escompter un effet négatif du revenu sur le taux effectif. Brueckner et Saavedra (2001) estiment en outre un impact négatif du revenu dans leur analyse de l'effet de la concurrence intermunicipale sur le fardeau fiscal des contribuables locaux. Ladd et Bradbury (1988) obtiennent le même résultat cette fois-ci sur les revenus de la municipalité.

Une hausse de l'offre des services publics locaux, g, a un effet direct et positif sur la valeur des propriétés (Brueckner (1979)). Oates (1969) suppose en effet que les ménages n'hésiteront pas à payer un prix un peu plus élevé pour leur propriété si la quantité et la qualité des services publics municipaux offerts sont importants pour eux. Cet effet devient néanmoins incertain dans un cadre d'équilibre budgétaire puisque le taux de taxation s'ajuste en réaction à l'accroissement des services publics locaux. Une augmentation des dépenses en services publics locaux hausse la valeur des propriétés et conséquemment les revenus de taxation (Brueckner (1979)). Dans le cas d'un accroissement de la valeur des propriétés plus important que celui des dépenses, le taux de taxation diminue ; il augmente si les variations des dépenses sont supérieures à celles des revenus générées par l'accroissement de la valeur des propriétés.

Aux États-Unis, le taux de criminalité des municipalités et la qualité des écoles sont fréquemment utilisés comme instruments de mesure de l'offre des services publics locaux (Ne-

chyba et Strauss (1996), Brasington (2001)). Dans la plupart des cas, on observe un lien positif entre le niveau des services offerts et la valeur des propriétés.

Les coûts associés aux déplacements domicile-travail ont aussi une incidence sur la valeur des propriétés résidentielles. Le modèle monocentrique de formation des municipalités prédit en outre une diminution de la valeur des propriétés en fonction de la distance accrue par rapport aux villes-centres (Bogart (1998)). En bref, les coûts de déplacements plus importants dûs à l'éloignement aux villes centres sont autant de revenus en moins pour la consommation d'autres biens et services, ce qui affecte directement le prix que les ménages sont disposés à payer afin de respecter leur équilibre budgétaire (Nechyba et Strauss (1996), Brasington (2001), Rosen et Fullerton (1977)). Par ailleurs, on peut escompter une hausse du fardeau fiscal des ménages due à cette diminution de l'assiette fiscale.

Les dépenses des municipalités sont déterminées principalement par l'offre et la demande des services publics municipaux. La demande de services sera notamment plus importante dans les municipalités où la population est caractérisée par la présence d'enfants d'âge scolaire ou par une population plus âgée. Les premiers requièrent des centres de loisir et des parcs tandis que les seconds nécessitent une assistance accrue ou des services particuliers. Dans plusieurs cas, on observe des dépenses municipales en moyenne plus élevées en présence d'une population d'aînés plus importante (Kushner, Masse, Peters et Soroka (1996), Bergstrom et Goodman (1973), Sjoquist (1985)). Il s'ensuit une hausse probable du fardeau fiscal afin de générer les revenus nécessaires à ces dépenses additionnelles.

L'offre des services publics et le taux de taxation sont également affectés par la concurrence entre les municipalités d'une même région (Schneider (1989)). Brueckner et Saavedra (2001) ont trouvé que le taux de taxation d'une municipalité réagit positivement aux taux des municipalités avoisinantes afin de préserver une assiette fiscale mobile (Oakland (1994)). Cette baisse de taux signifie par le fait même le sous-financement possible des services locaux, phénomène abondamment étudié en économie urbaine. À l'inverse, un environnement peu concurrentiel inciterait l'administration publique locale à adopter un comportement monopolistique en choisissant des taux de taxation et des niveaux de dépenses plus élevés (Gonzalez et Mehay (1987)).

Enfin, une densité démographique élevée favorise la diminution des coûts unitaires liés à certains services publics tels les réseaux d'aqueduc, l'enlèvement des ordures ou l'entretien hivernal des routes. En revanche, elle peut occasionner des coûts de congestion accrue ou nécessiter des dépenses supplémentaires eu égard aux services additionnels de protection publique, par exemple. Les effets attendus de cette variable sont donc incertains (Kushner et al. (1996), Liner (1994), Sjoquist (1985)).

En somme, la discussion qui précède indique que les variables contenues dans X_{B_r}, $X_{B_{nr}}$ et X_D ont pour la plupart des effets indéterminés sur τ_r et B_r. Il faut donc se tourner vers l'analyse empirique pour lever les ambiguïtés théoriques.

3 Méthodologie et modèles statistiques

LES VARIATIONS du fardeau fiscal et de la valeur des propriétés résidentielles des municipalités regroupées peuvent être le résultat de deux effets: l'effet du regroupement lui-même et/ou l'effet de tous les autres déterminants évoqués à la section précédente. Cette étude s'intéresse essentiellement à évaluer si le premier de ces effets joue un rôle significatif dans l'évolution de ces variables sans négliger l'impact probable des autres facteurs.

Comment évaluer et quantifier l'impact moyen de ces regroupements? La Section 1 a mis en évidence l'impact «brut» des regroupements municipaux. L'analyse portait alors sur les variations avant-après regroupement sans tenir compte de l'incidence d'un ensemble d'autres facteurs susceptibles de jouer un rôle déterminant. Elle a également porté à notre attention l'impact comptable ou l'incidence à très court terme des fusions municipales. Lors de son premier exercice budgétaire, il est possible qu'une municipalité nouvellement constituée ne se limite qu'à sommer les assiettes fiscales et les dépenses de chacune des municipalités regroupées afin de générer un taux de taxation lui permettant d'obtenir des revenus suffisants pour rencontrer ses obligations de court terme. Dans ce cas, l'impact «comptable» du regroupement est l'augmentation inévitable du taux de taxation de la municipalité dont le taux était relativement le moins élevé par rapport aux taux des municipalités tierces impliquées dans le regroupement. Ce résultat s'explique par une simple arithmétique où le nouveau taux est équivalent à une somme pondérée des taux de taxation respectifs à chacune des municipalités fusionnées.[8]

Cette arithmétique est toutefois valable dans un contexte où aucun changement des paramètres fiscaux n'est survenu. Cette hypothèse est peu vraisemblable toutefois. Par exemple, le regroupement de municipalités peut mener à une rationalisation immédiate de l'offre de certains services publics afin d'en diminuer les dépenses. Inversement, celles-ci peuvent s'accroître en raison d'une demande accrue de services publics. En fait, plusieurs aspects de l'environnement fiscal et socio-économique des municipalités sont alors affectés: réduction de la concurrence inter-municipale, hausse de la population, changement dans la part résidentielle et non résidentielle de l'assiette fiscale, *etc*. Cependant, de tels changements peuvent également

8. Supposons une municipalité C issue du regroupement des municipalités A et B. Les variables τ_i, R_i, B_i et D_i dénotent successivement le taux effectif de taxation, les revenus, les dépenses et l'assiette fiscale des municipalités. Alors, $\tau_C = \frac{D_C}{B_C} = \frac{D_A+D_B}{B_A+B_B} = \frac{R_A+R_B}{B_A+B_B}$. Cette expression peut aussi s'écrire comme: $\tau_C = \frac{B_A}{B_A+B_B} \times \tau_A + \frac{B_B}{B_A+B_B} \times \tau_B$. Les pondérations représentent le rapport entre l'assiette fiscale d'une municipalité et le total des assiettes pour l'ensemble des municipalités fusionnées.

survenir au niveau des municipalités non regroupées. Dans les deux cas, ils auront pour effet de modifier les préférences et le comportement des intervenants municipaux (contribuables, gestionnaires, promoteurs, *etc.*), lesquels auront à leur tour une incidence sur le fardeau fiscal et la valeur des propriétés. Isoler par une approche comptable les effets du regroupement sur les variations de ces variables devient alors hasardeux.

3.1 Problème d'évaluation

POUR MESURER les effets nets de la politique des regroupements, nous devons répondre à la question suivante: quel aurait été le fardeau fiscal des contribuables municipaux et la valeur marchande des propriétés des municipalités fusionnées en l'absence de regroupements ? Dans la littérature sur l'évaluation, cette situation fictive inobservable porte le nom consacré de «contrefactuel», un emprunt à la terminologie anglophone. L'impossibilité d'observer le «contrefactuel» constitue le problème fondamental de l'évaluation.

En pratique, le «contrefactuel» est approché par la sélection de municipalités comparables n'ayant jamais été regroupées. Un tel choix peut ou non être problématique. [9] Pour bien comprendre les enjeux liés à l'évaluation des politiques publiques, il convient de présenter le problème de façon formelle (voir Moffitt (1991) ou Heckman (1997)). Nous désignons par Y_i le taux de taxation ou la valeur marchande moyenne des propriétés résidentielles de la municipalité i. Le résultat observé, Y_i, est soit Y_i^1 si la municipalité est regroupée, soit Y_i^0 autrement. De façon formelle on peut écrire:

$$Y_i^1 = Y_i^0 + \alpha, \tag{9}$$

où α mesure l'impact du regroupement (positif, négatif ou nul). C'est ce paramètre que nous cherchons à estimer. Le problème de l'absence d'un «contrefactuel» provient du fait que l'on ne peut observer simultanément Y_i^1 et Y_i^0 pour une même municipalité i. En revanche, on connaît Y_i pour chacune des municipalités regroupées et non-regroupées. Soit

$$D_i = \begin{cases} 1, & \text{si la municipalité } i \text{ est regroupée}, \\ 0, & \text{autrement} \end{cases} \tag{10}$$

9. Par exemple, nous savons que le fardeau fiscal des ménages est inversement lié à leur revenu. L'hypothèse de Tiebout stipule par ailleurs que ces ménages, sous certaines conditions d'équilibre, tendent à se regrouper selon des caractéristiques communes (*ex*: la richesse) et forment ainsi des communautés homogènes (Epple, Filimon et Romer (1984), Epple et Platt (1998), Oakland (1994)). En revanche, le degré d'hétérogénéité entre les communautés locales s'accroît. Or, les municipalités moins fortunées auraient une propension plus élevée à se regrouper que les municipalités dont la situation des ménages est plus prospère (Ellickson (1971) et Brink (2001)). Dans ce contexte, le groupe des municipalités regroupées est caractérisé par une richesse en moyenne peu élevée par rapport au groupe des municipalités non regroupées. L'incidence de cette stratification par la richesse sur le fardeau fiscal invalide probablement l'hypothèse précédente, ce qui peut avoir pour effet de biaiser l'impact des regroupements.

Un estimateur de α peut alors être obtenu en différenciant la valeur attendue de Y_i conditionnellement au fait d'être regroupé ou non:

$$\tilde{\alpha} = E(Y_i^1|D_i = 1) - E(Y_i^0|D_i = 0), \tag{11}$$

où $E(Y_i^1|D_i = 1)$ est la valeur attendue de Y_i pour les municipalités regroupées et $E(Y_i^0|D_i = 0)$ est la valeur attendue de Y_i pour les municipalités non regroupées. L'estimateur de l'équation (11) est adéquat seulement dans des circonstances très particulières. L'estimateur recherché est plutôt:

$$\hat{\alpha} = E(Y_i^1|D_i = 1) - E(Y_i^0|D_i = 1), \tag{12}$$

Cet estimateur correspond à la différence dans la valeur attendue de Y_i des municipalités regroupées dans l'éventualité où elles sont effectivement regroupées ou non regroupées. Les estimateurs des équations (11) et (12) seront équivalent seulement sous l'hypothèse où

$$E(Y_i^0|D_i = 1) = E(Y_i^0|D_i = 0). \tag{13}$$

Cette expression stipule que la valeur attendue de Y_i des villes regroupées aurait été la même que celle des villes non-regroupées si elles n'avaient pas procédé à un regroupement. Cette hypothèse est peu plausible compte tenu que le regroupement de municipalités n'est probablement pas un évènement aléatoire. En effet, il existe de nombreux facteurs qui peuvent inciter des municipalités à se regrouper qui ne sont pas observables pour les analystes. En présence de tels facteurs, l'équation (13) risque d'être fausse et l'estimateur $\hat{\alpha}$ souffrir d'un biais de sélection traditionnel.

Nous supposons que la décision peut être paramétrée de la façon suivante: pour chaque municipalité i, il existe une fonction latente, D_i^*, qui dépend linéairement d'un vecteur de variables, W_i. Les facteurs non observables qui influencent la décision sont inclus dans un terme d'erreur ν_i. Formellement, nous écrivons:

$$D_i^* = W_i\gamma + \nu_i \tag{14}$$

où γ est un vecteur de paramètres inconnus, et où

$$D_i = \begin{cases} 1, \text{ si } D_i^* > 0, \\ 0, \text{ autrement} \end{cases} \tag{15}$$

De la même manière, nous écrivons:

$$Y_i = X_i\beta + D_i\alpha + u_i, \tag{16}$$

où X_i est un vecteur de déterminants de Y_i, et β est un vecteur de paramètres inconnus. Dans la mesure où les regroupements municipaux dépendent de ν_i, on peut montrer que l'estimateur du paramètre α de (16) sera biaisé car

$$E(u_i|D_i, X_i) \neq 0. \tag{17}$$

Autrement dit, $E(Y_i|D_i, X_i) \neq X_i\beta + D_i\alpha$. En conséquence, l'estimateur par les moindres carrés ordinaires de Y_i sur X_i et D_i donnera un estimateur biaisé de α. Heureusement, il existe plusieurs estimateurs qui permettent de contourner ces difficultés. Les estimateurs se distinguent tant par les hypothèses statistiques devant être postulées que par la nature des données nécessaires à leur implémentation.

3.2 Estimateur avec données longitudinales

LES DONNÉES longitudinales permettent la prise en compte des propriétés temporelles des variables endogènes et de leurs relations avec l'équation de regroupement. De nombreux estimateurs ont été dérivés ces dernières années pour exploiter la richesse de ces données. Dans ce travail, nous avons retenu les deux estimateurs les plus fréquemment utilisés dans la littérature sur l'évaluation de programme.

3.2.1 Estimateur «différence de différences»

Soit Y_{it} le taux de taxation ou la valeur marchande moyenne des propriétés résidentielles d'une municipalité i au temps t, où t peut être inférieur ou supérieur à la date de regroupement, k. L'estimateur «différence de différences» s'écrit:

$$Y_{it} = \delta_t + \alpha \cdot D_{it} + \eta_i + \nu_{it}. \tag{18}$$

Le paramètre δ_t capte un effet temporel commun à toutes les municipalités. Par ailleurs, la variable dichotomique D_{it} identifie les municipalités regroupées et est définie comme:

$$D_{it} = \begin{cases} 1, & \text{si la municipalité est regroupée à } t > k \\ 0, & \text{autrement,} \end{cases} \tag{19}$$

L'impact des regroupements est donc mesuré par l'entremise du paramètre α. Enfin, la variable η_i est un effet individuel permanent, et ν_{it} est un effet individuel transitoire dont l'espérance est nulle à chaque période.

Au niveau empirique, seules Y_{it} et D_{it} sont observables. Tel qu'il est écrit, le modèle (18) n'est pas identifiable sans imposer de contraintes sur le processus de regroupement. On peut montrer (voir Ashenfelter et Card (1985) et Abadie (2002)) qu'une hypothèse suffisante pour identifier le modèle est que le processus de regroupement est indépendant de ν_{it}, *i.e.* $P(D_{it_{|t>k}} = 1|\nu_{it}) = P(D_{it_{|t>k}} = 1)\,\forall t$. Autrement dit, les regroupements municipaux sont supposés dépendre uniquement des composantes permanentes individuelles, η_i. Sous cette hypothèse, on peut montrer (voir Abadie (2002)) que le modèle peut se réécrire:

$$Y_{it} = \mu + \lambda \cdot P_{it} + \alpha \cdot D_{it} + \tau \cdot T_{it} + \varepsilon_{it}, \tag{20}$$

où μ est une constante, et ε_{it} est un terme d'erreur d'espérance nulle indépendant de toutes les variables apparaissant à la droite du signe d'égalité. Les variables dichotomiques P_{it} et T_{it} sont défi nies comme:

$$P_{it} = \begin{cases} 1, \text{ si } \quad t > k \\ 0, \text{ autrement,} \end{cases} \tag{21}$$

$$T_{it} = \begin{cases} 1, \text{ s'il s'agit d'une municipalité regroupée} \\ 0, \text{ autrement,} \end{cases} \tag{22}$$

Ce modèle est dit «différence de différences» car on peut montrer formellement que l'estimateur des moindres carrés ordinaires du paramètre α de l'équation (20) est l'équivalent empirique de:

$$\begin{aligned} \alpha = & \Big\{E(Y_{it_{|t>k}}|D_{it_{|t>k}} = 1) - E(Y_{it_{|t>k}}|D_{it_{|t>k}} = 0)\Big\} - \\ & \Big\{E(Y_{it_{|t<k}}|D_{it_{|t>k}} = 1) - E(Y_{it_{|t<k}}|D_{it_{|t>k}} = 0)\Big\} \end{aligned}$$

Le modèle de l'équation (20) est relativement contraignant puisqu'il suppose que les effets relatifs des caractéristiques observables sur Y_{it} sont les mêmes pour les municipalités regroupées et non regroupées. Pour lever cette contrainte, il est courant dans la littérature d'introduire des caractéristiques observables de façon linéaire dans ce type de modèle. Le modèle s'écrit alors:

$$Y_{it} = \mu + X'_{it}\pi + \lambda \cdot P_{it} + \alpha \cdot D_{it} + \tau \cdot T_{it} + \varepsilon_{it}, \tag{23}$$

où π est un vecteur de paramètres à estimer. Enfi n, nous réécrivons le modèle afi n de mettre en évidence le fait que l'impact des regroupements varient en fonction des groupes de municipalités et des périodes considérées. Le modèle estimé est donc:

$$Y_{it} = \mu + X'_{it}\pi + \lambda \cdot P_{it} + \alpha \cdot D_{it} + \tau \cdot T_{it} + \phi \cdot D_{it} \cdot \tilde{X}_{it} + \varepsilon_{it}, \tag{24}$$

où $\tilde{X}_i$ contient des variables dichotomiques permettant d'identifi er les groupes et les périodes.

3.3 Estimateur par appariement sur les caractéristiques X («Matching Estimator»)

LA MÉTHODE par appariement s'utilise aussi bien dans le contexte de données longitudinales que dans le contexte de données en coupe transversale. Son principal objectif est de faire en sorte que les fusions municipales puissent présenter les caractéristiques d'une expérience aléatoire classique. Autrement dit, la méthode propose de redresser les données de sorte que les fusions ne soient pas entachées de biais de sélection. Le redressement consiste à trouver le bon échantillon de contrôle à partir duquel les municipalités fusionnées puissent

être comparées. Cet échantillon de contrôle dispose en principe de caractéristiques qu'auraient eu les municipalités fusionnées si elles ne s'étaient pas regroupées.

Cette méthode possède deux avantages par rapport à la méthode «différence de différences». Tout d'abord, elle évite de devoir recourir à des formes paramétriques sur les termes d'erreurs. Elle constitue donc une méthode dite non-paramétrique. Deuxièmement, elle évite d'avoir à supposer l'additivité des termes d'erreurs comme le fait l'équation (24). La méthode repose toutefois sur deux hypothèses fondamentales assez restrictives:

1. *L'hypothèse d'indépendance conditionnelle à des observables (ICO)*
   Le vecteur de variables observables, X, est tel que Y^0 est indépendant de la fusion. Formellement,
   $$Y^0 \perp D|X \tag{25}$$
   L'équation (25) stipule que, pour un vecteur X donné, la moyenne de la variable Y des municipalités non fusionnées correspond à la moyenne qui aurait été observée pour les municipalités regroupées si celles-ci n'avaient pas fusionné. Autrement dit, l'endogénéité de la fusion repose entièrement sur les variables observables. Ainsi, pour chaque municipalité regroupée (Y^1) on doit repérer au moins une municipalité non regroupée (Y^0) ayant les mêmes réalisations X. Ces municipalités constituent un groupe de comparaison adéquat pour quantifi er l'impact des fusions.
2. *Existence d'un groupe de comparaison*
   Cette hypothèse garantit que pour chaque ville regroupée il existe au moins une ville non regroupée qui lui soit comparable. En termes techniques, cette hypothèse s'écrit:
   $$0 < P(D = 1|X) < 1 \tag{26}$$
   Cette équation traduit le fait que chaque ville a une probabilité non-nulle de fusionner.

La propriété d'indépendance conditionnelle nécessite l'introduction d'un nombre important de variables de conditionnement ($= \text{Dim}(X)$). Il faut alors apparier les municipalités sur un grand nombre de caractéristiques. Cela peut en soi être problématique. En effet, si le vecteur X contient des variables continues, l'appariement devient impraticable ou arbitraire. Heureusement, le problème de dimensionalité est fortement réduit si l'on évoque une propriété statistique due à Rosenbaum et Rubin (1983). Ceux-ci ont en effet montré que la propriété d'indépendance conditionnellement à des observables implique celle d'indépendance conditionnellement à un résumé de dimension 1 de celles-ci, soit le score $P(X) = P(D = 1|X)$. Ce score est simplement la probabilité de fusionner. Cette hypothèse s'écrit:

$$Y^0 \perp D|X \Rightarrow Y^0 \perp D|P(X) \tag{27}$$

Cette propriété permet d'apparier les municipalités sur la base du score, lequel constitue un résumé unidimensionnel de l'ensemble des variables X. Les travaux récents de Heckman, Ichimura et Todd (1997, 1998a) ont permis de montrer que les estimateurs reposant sur les scores possédaient les propriétés de convergence et de normalité asymptotique. La constitution d'un groupe de comparaison pour chaque municipalité regroupée repose sur la proximité des scores entre celle-ci et celles qui ne sont pas regroupées. Comme le score est une variable continue, il existe plusieurs concepts de distance qui peuvent être invoqués pour effectuer la sélection. Le plus usuel est celui proposé par Heckman, Ichimura et Todd (1998a). Ces derniers proposent d'utiliser des estimateurs à noyau dont l'expression générale est:

$$\hat{E}(Y^0|P(X) = P(X_i)) = \sum_{j \in I_0} \left(\frac{K_h[P(X_j) - P(X_i)]}{\sum_{j \in I_0} K_h[P(X_j) - P(X_i)]} \right) Y_j, \tag{28}$$

où I_0 est l'ensemble des municipalités non regroupées, *i.e.* $I_0 = i|D_i = 0$. Enfi n,

$$K_h[P(X_j) - P(X_i)] = K \left[\frac{P(X_j) - P(X_i)}{h} \right], \tag{29}$$

avec K le noyau et h la fenêtre. Chaque municipalité non regroupée participe à la construction du contrefactuel pour la municipalité i avec une importance qui varie selon la distance entre son score et celui de la municipalité considérée. L'estimateur fi nal de l'effet de la fusion conditionnellement au fait d'avoir fusionné est:

$$\hat{\alpha}_{\text{TTE}} = \frac{1}{N_1} \sum_{i \in I_1} \left[Y_i - \sum_{j \in I_0} \left(\frac{K_h[P(X_j) - P(X_i)]}{\sum_{j \in I_0} K_h[P(X_j) - P(X_i)]} \right) Y_j \right], \tag{30}$$

où N_1 est le nombre de municipalités regroupées.

3.3.1 Estimateur différence de différences par la méthode d'appariement

L'hypothèse d'indépendance conditionnellement à X présentée à l'équation (25) est une hypothèse forte susceptible d'être invalide dans plusieurs circonstances. Cela sera le cas, par exemple, en présence d'effets fi xes inobservables, γ, qui affectent à la fois l'impact des regroupements et la probabilité de fusionner. La présence d'effets fi xes inobservables ne pose pas de problèmes particuliers dès lors que l'on peut éliminer leurs effets sur la performance des regroupements municipaux. En fait on peut montrer que l'hypothèse (25) peut se généraliser au modèle avec effets fi xes. On peut réécrire l'hypothèse (25) ainsi (voir Heckman et al. (1998a)):

$$Y^0 \perp D|X, \gamma \text{ et } g(Y^0, X) \perp \gamma|X \Rightarrow g(Y^0, X) \perp D|X, \tag{31}$$

où $g(\cdot)$ est une transformation affine quelconque de Y^0. Cette hypothèse postule que si Y^0 est indépendant de D (regroupement) conditionnellement à X et γ, et que la transformation $g(\cdot)$ est indépendante de γ conditionnellement à X, alors $g(\cdot)$ est indépendante de D étant donné X. L'hypothèse ICO sera donc valide en autant que les effets γ peuvent être éliminer de Y^0. Pour éliminer γ de ces équations, il suffit d'avoir de l'information sur Y_{it}^1 et Y_{it}^0 avant et après les regroupements. Ainsi, la simple différenciation temporelle permet d'éliminer les effets fixes individuels. L'estimateur proposé par Heckman et al. (1998a) est une généralisation de l'estimateur de différence de différences (voir équation (24)) dans le contexte des modèles d'appariement. L'estimateur s'écrit alors:

$$\hat{\alpha} = \frac{1}{N_1} \sum_{i \in I_1} \left[\Delta Y_i - \sum_{j \in I_0} \left(\frac{K_h[P(X_j) - P(X_i)]}{\sum_{j \in I_0} K_h[P(X_j) - P(X_i)]} \right) \Delta Y_j \right], \tag{32}$$

où $\Delta Y_i = Y_{it} - Y_{it'}$, et où $t' < k$. Cet estimateur est maintenant courant dans la littérature sur l'évaluation de programme (voir Eichler et Lechner (2002) pour une application récente).

4 Les données

LA PREMIÈRE VARIABLE dépendante que nous cherchons à expliquer est le taux effectif de taxation (ou le fardeau fiscal), soit le rapport entre les recettes de taxation et la valeur marchande de l'ensemble des propriétés résidentielles et non résidentielles d'une municipalité [10]. La seconde variable à analyser est la valeur marchande moyenne des propriétés résidentielles.

Les observations des variables dépendantes sont obtenues à partir des fichiers administratifs du ministère des Affaires municipales et de la Métropole. Le taux effectif de taxation est obtenu à partir des données relatives aux rapports financiers des municipalités colligés depuis 1991. [11]

10. Les recettes de taxation incorporent les revenus des programmes incitatifs au regroupement (PAFREM, neutralité financière) et tient compte également des variations des revenus de péréquation. Par conséquent, l'impact des regroupements calculé à la section 5 n'est pas net des effets de ces programmes.

11. Le taux effectif de taxation est calculé de la façon suivante: on utilise au numérateur les recettes d'imposition admissibles. Les recettes associées au milieu d'affaire sont notamment exclues du numérateur. Les détails des ajustements des recettes admissibles pour les fins de calcul du taux global de taxation uniformisé (TGTU) sont présentés dans les rapports financiers 1999 et 2000 du ministère des Affaires municipales et de la Métropole. Les recettes admissibles sont ensuite divisées par l'évaluation des immeubles (résidentiels et non résidentiels) imposables de la municipalité. Nous obtenons un taux global de taxation provisoire. Ce taux tient compte des modalités variables d'imposition des contribuables (taxe, tarification, droits, *etc*.) entre les municipalités. La dernière étape consiste à multiplier le dénominateur du taux précédent par un facteur comparatif qui correspond à l'inverse de la proportion médiane. Cette dernière est un estimateur du ratio de l'évaluation foncière des propriétés sur leur valeur marchande. Plus précisément, le facteur comparatif ajuste la précédente valeur en fonction d'un estimé des conditions de vente du marché immobilier au cours de l'année observée. On obtient ainsi la

La valeur marchande moyenne des propriétés résidentielles est le ratio de la valeur totale des immeubles résidentielles de la municipalité sur le nombre de ces immeubles multiplié par le facteur comparatif. Les données proviennent des fichiers du sommaire de rôle d'évaluation des municipalités et sont disponibles depuis 1991.

Les données de chaque municipalité active ou inactive depuis 1984 ont été disposées sous forme d'un regroupement en série chronologique et en coupe transversale. Cette base de données contient 25 973 observations financières et fiscales sur les municipalités locales. L'analyse empirique incorpore toutefois des données socio-économiques et démographiques, lesquelles sont disponibles dans leur ensemble seulement pour la période de 1991 à 1999. Le nombre d'observations est ainsi réduit à 12 882.

La Section 2 a fait état d'un certain nombre de facteurs fondamentaux observables qui expliquent l'évolution du fardeau fiscal et de la valeur des propriétés résidentielles. Parmi ces facteurs, on identifie d'abord le revenu d'emploi médian des ménages comme indicateur du revenu de ces ménages. Les données de cette variable sont tirées de la banque de données sur les familles de la division des données régionales et administratives de Statistique Canada. Cette banque est établie à partir de renseignements tirés des déclarations de revenus des particuliers. L'information fournie est disponible au niveau des régions postales, ce qui exige l'appariement aux municipalités à l'aide du fichier de conversion des codes postaux de Poste Canada[12] et bonifié par l'Institut de la Statistique du Québec.

La qualité et la quantité des services publics locaux offerts sont mesurés par la somme du nombre de centres culturelles, récréatifs et de loisirs et du nombre de parcs et terrains de jeu d'une municipalité, divisée par la population de cette municipalité[13]. Les données utilisées pour construire cette variable sont tirées de la banque de renseignement sur le sommaire de rôle. Par ailleurs, la distance des municipalités à la ville «centre» mesure les coûts de déplacement «domicile-travail». La ville-centre est définie comme la municipalité la plus populeuse à l'intérieur de la municipalité régionale de comté[14] (MRC). La distance linéaire des municipalités au ville-centre est calculée grâce aux données de longitudes et latitudes tirées des fichiers «géosuite» de Statistique Canada.

---

valeur réelle (marchande) la plus probable des immeubles imposables au cours de cette même année. En résumé, nous avons $T = t_n \times EV$ et $EV = r \times VM$ où T sont les recettes ajustées, t_n est le taux nominal de la taxe (taxe foncière générale), EV est l'évaluation foncière des immeubles imposables, VM est la valeur marchande et r est le ratio d'évaluation des immeubles. Aussi, nous avons $t_e = T/VM$ où t_e est le taux effectif de taxation. On obtient $t_e = t_n \times r$.

12. Cet appariement est soumis à plusieurs contraintes, notamment celle d'exclure les régions avec moins de 100 déclarants. De plus, l'appariement a exigé d'autres opérations informatiques qui demeurent incomplètes toutefois afin d'obtenir des données de revenu pour chaque municipalité. Néanmoins, nous obtenons suffisamment de variabilité dans cette variable pour les fins de l'analyse économétrique.

13. On suppose ainsi qu'une municipalité caractérisée par un ratio élevé vise à satisfaire davantage les préférences générales de ses citoyens sur le plan de la quantité et de la qualité des services municipaux.

14. La municipalité régionale de comté est la première instance supramunicipale des municipalités.

Un second groupe de variables affecte l'équilibre budgétaire de la municipalité. Il détermine plus particulièrement l'offre et la demande des services publics locaux, et conséquemment le niveau des dépenses municipales. Les taux de population par catégorie d'âge et par municipalité (taux de population 18 ans et moins et taux de population 65 ans et plus) sont calculés à partir des fichiers de Statistique Canada[15]. La densité démographique exprime le ratio de la population totale de la municipalité sur sa superficie en kilomètre carré. Le nombre de municipalité par MRC mesure l'effet de la concurrence entre les municipalités[16]. L'effet du secteur non résidentiel sur les variables dépendantes est capté à l'aide d'une variable indicatrice égale à la valeur unitaire si la municipalité impose une surtaxe sur le milieu d'affaire et 0 sinon.[17] Enfin, huit variables indicatrices des années sont incluses pour tenir compte des effets annuels non observables communs à l'ensemble des municipalités.

Les Graphiques 1–6 de l'Annexe A (pages 38 et 39) illustrent l'évolution du fardeau fiscal moyen par municipalités regroupées et non regroupées[18] et par période de regroupement. Les graphiques montrent l'existence d'écarts structurels de taux entre ces deux groupes de municipalités. De plus, ces écarts diffèrent selon la période de regroupement. Les municipalités regroupées entre 1992 et 1994 ont des taux supérieurs aux taux moyens des municipalités non regroupées avant et après regroupement. La désignation municipale pourrait expliquer ces écarts[19]. À l'inverse, les municipalités regroupées au cours de la période 1995–97 sont caractérisées par des taux inférieurs à ceux des municipalités non regroupées. Les municipalités regroupées au cours de 1998 et 1999 affichent quant à elles une ressemblance remarquable de leur taux à l'égard des taux des municipalités non regroupées. Dans tous les cas, seule une approche économétrique permet d'établir l'impact net des regroupements. Par ailleurs, les estimations prendront en considération la hausse marquée des taux pour l'ensemble des municipalités à compter de 1996, possiblement induite par la hausse maximale de 25% du fardeau fiscal exigée par la réforme Ryan de 1992 et abandonnée en 1995.

15. La construction de ces variables a nécessité des opérations informatiques particulières puisque chacun des fichiers de population est basé sur les municipalités actives au cours de la réalisation des recensements de Statistique Canada. Par exemple, une municipalité issue d'un regroupement de deux municipalités après 1996 est absente du fichier de population basé sur le recensement de 1996. Par conséquent, nous additionnons les populations respectives aux deux anciennes municipalités afin d'obtenir une population «estimée» de la nouvelle municipalité.

16. Schneider (1989) fait état d'indicateurs de concurrence inter-municipale dont le nombre de municipalités dans une région donnée.

17. Très peu de municipalités imposent une surtaxe sur le milieu d'affaire. Au cours de la période 1992-1999, moins de 3,5% y ont eu recours. À aucune année la proportion n'a dépassé 6,4% (1993).

18. Les municipalités non regroupées sont définies comme l'ensemble des municipalités jamais regroupées entre 1984 et 1999. Ce groupe de municipalités ne constitue pas un groupe de comparaison valide. Les graphiques ont pour but d'illustrer globalement l'évolution de la variable.

19. Voir Tableau 3, page 5.

L'évolution de la valeur marchande moyenne des propriétés résidentielles est illustrée aux Graphiques 4–6 (pages 40 et 41). On observe peu de différence dans l'évolution de la valeur moyenne des propriétés résidentielles pouvant être reliée aux regroupements municipaux. L'approche économétrique permettra à nouveau d'infirmer ou confirmer cette observation.

Le Tableau 4 présente quelques statistiques portant sur les variables explicatives selon les périodes avant et après regroupement, et le statut de regroupement des municipalités pour quelques années de regroupement.

TABLEAU 6 – *Analyse descriptive de plusieurs facteurs observables, avant et après regroupement*

		1995			1998		
Variable		**Avant**	**Après**	**Var.%**	**Avant**	**Après**	**Var. %**
Revenu	Reg.	35 533	33 100	-6,8	29 622	36 450	23,1
	Non Reg.	31 347	27 030	-13,8	33 930	29 097	-14,2
Taux Pop. 0–18 ans	Reg.	0,27	0,24	-11,1	0,28	0,27	-3,6
	Non Reg.	0,26	0,28	7,7	0,25	0,28	12,0
Taux Pop. 65 ans +	Reg.	0,12	0,16	33,3	0,12	0,12	0,0
	Non Reg.	0,13	0,11	-15,4	0,13	0,12	-7,7
Densité Démographique	Reg.	825,7	178,2	-78,4	199,6	200,6	0,5
	Non Reg.	98,7	95,7	-3,0	99,4	97,5	-1,9

En général, les chiffres du tableau indiquent que les facteurs observables ne sont pas stables entre les périodes pré et post-regroupement. De plus, ces variations diffèrent selon que les municipalités sont regroupées ou non. Par exemple, le revenu médian des familles s'accroît (23,1%) au cours de la période post-regroupement des municipalités regroupées en 1998. Il diminue toutefois dans les municipalités non regroupées au cours de la même période (-14,2%). Les taux de population de 0 à 18 ans et 65 ans et plus et la densité démographique des municipalités regroupées et non regroupées varient également en direction opposée.

5 Résultats

NOUS PRÉSENTONS et analysons d'abord les résultats relatifs au fardeau fiscal et ensuite à la valeur marchande des propriétés résidentielles. La Section 5.1 présente les résultats découlant de l'estimateur «différence de différences» (équation (24)). La Section 5.2, elle, présente les estimations issues de la méthode par appariement (équation (32)).

5.1 Estimateur différence de différences

IL IMPORTE dans un premier temps de s'interroger sur les catégories de municipalités qui peuvent être légitimement comparées entre elles. L'analyse de la Section 2 a montré que les municipalités de types ville et village et les municipalités de types paroisses, canton et sans désignation forment deux groupes distincts de municipalités. Également, il apparaît souhaitable de distinguer trois périodes différentes d'observation (1992–1994, 1995–1997 et 1998–2002). Ce découpage vise à capter le plus fidèlement possible l'effet de l'instauration de certaines politiques dont la réforme Ryan de 1992 et l'abandon du programme de compensation transitoire en 1995. De plus, il permet de recueillir suffisamment d'observations sur les municipalités regroupées afin d'inférer adéquatement l'impact des regroupements. Cela implique la constitution de six groupes de municipalités distincts.

Le recours à des données longitudinales exige d'être prudent au niveau de la catégorisation des municipalités entre «regroupées» et «non regroupées». En effet, il faut s'interroger sur la pertinence de considérer une municipalité regroupée au cours de la période 1992–1994 comme municipalité non regroupée au cours de la période 1995–1997 ou 1998–1999. En effet, les effets d'un regroupement antérieur peuvent ne pas avoir terminé de se manifester. Également, les caractéristiques non observables des municipalités regroupées en 1992-1994 peuvent avoir davantage en commun avec celles qui se regroupent en 1995–1997 que celles qui ne se sont pas encore regroupées. Cette problématique, bien connue dans la littérature sur l'évaluation des politiques publiques, porte habituellement le nom de biais de contamination (Heckman et Hotz (1989)). Pour en minimiser l'impact, seules les municipalités n'ayant participé à aucun regroupement entre 1984 et 2002 sont admises à des fins de comparaison. Enfin, nous ignorons les effets d'équilibre général de telle sorte que le statut (regroupée ou non) d'une municipalité est présumé n'avoir aucune incidence sur les résultats des autres municipalités. [20]

Les estimations sont basées sur l'équation (24) que nous rappelons ci-dessous:

$$Y_{it} = \mu + X'_{it}\pi + \lambda \cdot P_{it} + \alpha \cdot D_{it} + \tau \cdot T_{it} + \phi \cdot D_{it} \cdot \tilde{X}_{it} + \varepsilon_{it}.$$

Le vecteur X_{it} réunit un ensemble de variables explicatives découlant du modèle théorique (revenu des ménages, indicateur d'offre de services publics, taux de population, *etc*.). Notons que la variable indicatrice T_{it} capte un ensemble varié d'effets non observables. Le sentiment d'appartenance des ménages à une municipalité et le type de gestion des administrations publiques locales sont un exemple de facteurs à effet fixe[21] qui peuvent varier considérablement d'une municipalité à l'autre. La variable T_{it} permet de distinguer l'effet moyen de tous ces facteurs entre municipalités regroupées et non regroupées. Pour sa part, la variable P_{it} capte

20. Cette hypothèse est rarement considérée dans les analyses d'impact mais est non moins importante. Heckman, Lochner et Taber (1998b) discutent des écarts de résultats entre une approche d'équilibre générale et une approche par expérience naturelle.

21. Nous considérons qu'ils demeurent fixes pour la période d'observation 1991 à 1999 de cette étude.

l'effet moyen d'un ensemble de facteurs qui peuvent avoir affecté de manière identique la croissance moyenne du fardeau fiscal et des valeurs foncières de toutes les municipalités au Québec. Cette variable considère en outre les diverses réformes de la politique municipale au Québec dont la loi de 1992 sur le partage des responsabilités entre le gouvernement et les municipalités («réforme Ryan») et l'abolition, en 1995, du programme de compensation transitoire limitant à 25% la hausse de l'effort fiscal prévu par cette réforme.

Signalons également que le modèle incorpore les effets fixes annuels dans le calcul de l'impact des regroupements à l'aide d'une série de variables indicatrices. Ces effets sont associés à tout facteur chronologique, par exemple la conjoncture économique, qui affectent l'ensemble des municipalités pour une année donnée. Ces variables sont incluses dans X_{it}. Enfin, le modèle permet à l'impact des regroupements de différer entre les groupes de municipalités et les périodes considérées. Des variables indicatrices pour les groupes et les périodes sont contenues dans le vecteur $\tilde{X}_{it}$.

L'équation du taux effectif de taxation (équation (4)) est estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO). L'équation des valeurs marchandes est estimée par deux approches différentes. La première applique les MCO à la forme réduite de l'équation des valeurs marchandes (voir équation (6)) tandis que la seconde approche estime par variable instrumentale la forme structurelle (voir équation (8)). Les déterminants des dépenses et ceux de l'assiette non-résidentielle décrits à la Section 2 sont potentiellement tous des instruments.

Les méthodes d'estimation précédente supposent que les termes d'erreur u_{it} ont une variance identique. Il est cependant vraisemblable de supposer qu'ils peuvent varier en fonction des groupes de municipalités et de la période considérée. De plus, le problème d'autocorrélation dans les erreurs peut s'avérer important dans le calcul de l'estimateur différence de différences (Bertrand, Dufb et Mullainathan (2002)). Nous utiliserons la matrice variance-covariance des erreurs proposée par Arellano (1987) afin de corriger le calcul de la matrice variance-covariance des paramètres.

5.1.1 Résultats du fardeau fiscal

Le Tableau 7 présente les résultats d'estimation de l'équation du fardeau fiscal. On y retrouve une série d'estimations (colonnes (A) à (C)) dans lesquelles des variables explicatives sont introduites de manière séquentielle. Cette approche vise à relâcher progressivement certaines hypothèses imposées par l'estimateur différence de différences simple et à en observer les effets sur le calcul de l'impact des regroupements.

La colonne (A) présente les résultats de l'impact des regroupements en recourant d'abord à l'estimateur différence de différences simple, ce qui équivaut à estimer l'équation (24) en imposant $\pi = \lambda = 0$. Le paramètre μ est normalisé à 0, ce qui permet d'estimer un effet fixe

pour chacun des deux sous-groupes considérés. Enfi n, le tableau ne présente pas les résultats portant sur τ par souci de concision. Les estimateurs de la colonne (A) sont donc obtenus sous l'hypothèse selon laquelle les variations des déterminants observables sont identiques pour les municipalités regroupées et non regroupées. Comme mentionné précédemment, les estimations sont ventilées selon la période de regroupement (1992–1994, 1995–1997 et 1998–99) et le groupe de municipalités. Les variables Période1, Période2 et Période3 correspondent respectivement aux années 1992–1994, 1995–1997, et 1998–1999. Les variables Groupe1 et Groupe2 correspondent, quant à elles, aux désignations municipales canton-paroisse-autres et ville-village, respectivement.

Les estimations des coeffi cients associés aux effets post (Effet Post – Période i, groupe j) représentent la variation moyenne avant-après regroupement de toutes les municipalités. Selon ces estimations, le fardeau fi scal moyen a augmenté entre la période pré- et la période post-regroupement pour des raisons qui excluent les effets de la politique des regroupements municipaux. Ce résultat était attendu si on se réfère à nouveau aux graphiques 1–6 dans lesquels on observe une croissance soutenue du fardeau fi scal des municipalités non-regroupées depuis 1990.

Après avoir neutralisé les effets précédents, on note un effet signifi catif des regroupements municipaux sur la croissance du fardeau fi scal. Les coeffi cients estimés relatifs à l'impact des regroupements (Effet Regroup, Période i, Groupe j) indiquent qu'en moyenne le fardeau fi scal s'accroît pour les cantons et les paroisses alors qu'ils diminuent pour les villes et les villages. Cela est vrai pour chacune des périodes considérées. Ainsi, les cantons et les paroisses regroupés en 1992–1994 et 1995–1997 ont vu leur taux effectif augmenter d'environ 12,5%. Les regroupements ayant eu lieu au cours de la période 1998–1999 se sont traduits par une hausse de plus de 17,4%. En revanche, les villes et villages regroupés ont vu leur taux de taxation effectif diminuer de 21,0%, 24,6% et 30,9% pour les trois mêmes périodes.

La colonne (B) introduit des variables indicatrices annuelles de façon à tenir compte de facteurs qui affecteraient différemment l'évolution annuelle du fardeau fi scal des municipalités. Bien que les paramètres estimés n'apparaissent pas dans le tableau, les variables sont conjointement signifi catives (statistique Fisher = 18,189). Dans l'ensemble, l'impact des regroupements sont presque identiques à ceux de la colonne (A). L'ajout d'effets fi xes annuels ne change en rien l'impact des regroupements.

La colonne (C) ajoute au modèle les déterminants fondamentaux du fardeau fi scal discutés précédemment afi n de considérer les facteurs qui ont influencé différemment les variations du fardeau fi scal des municipalités regroupées et non regroupées. Du point de vue de l'équation (24), cela revient à estimer π. Les variables explicatives ont des effets signifi catifs autant conjointement (F =60,942) qu'individuellement. Avant de discuter de l'impact de chacune d'elles sur le fardeau fi scal, il est intéressant de noter que leur présence modifi e considérablement les estimations de l'impact des regroupements. En effet, les regroupements semblent

TABLEAU 7 – *Résultats des régressions portant sur le taux effectif de taxation, Modèle économétrique différence de différence, MCO, 1991–1999, données annuelles*

	(A)			**(B)**			**(C)**		
Effet fixe par groupe de municipalité et période de regroupement	**Oui**			**Oui**			**Oui**		
Effets annuels	**Non**			**Oui**			**Oui**		
Variables explicatives	**Non**			**Non**			**Oui**		
Test Fisher (Niveau de confiance= 5%). Chaque test est séquentiel: (B) par rapport à (A), (C) par rapport à (B), *etc.*				18,189 †			60,942 ‡		
	Coeff	t-ols	z-asy (**)	Coeff	t-ols	z-asy (**)	Coeff	t-ols	z-asy (**)
Effet post-Période1Groupe1	0,130	4,646	5,287	0,015	0,486	0,531	-0,016	-0,567	-0,591
Effet post-Période1Groupe2	0,009	0,098	0,180	-0,103	-1,074	-1,960	-0,166	-1,816	-2,769
Effet post-Période2Groupe1	0,098	4,670	4,511	-0,021	-0,883	-0,871	-0,024	-1,040	-1,040
Effet post-Période2Groupe2	0,091	2,290	2,016	-0,027	-0,654	-0,581	-0,010	-0,256	-0,241
Effet post-Période3Groupe1	0,124	4,623	4,477	-0,019	-0,629	-0,626	-0,012	-0,415	-0,404
Effet post-Période3Groupe2	0,147	2,102	2,104	0,007	0,095	0,094	-0,003	-0,038	-0,039
Effet Regroup-Période1Groupe1	0,125	2,110	2,297	0,125	2,138	2,342	0,014	0,244	0,271
Effet Regroup-Période1Groupe2	-0,210	-1,883	-3,032	-0,213	-1,936	-3,147	-0,067	-0,639	-0,928
Effet Regroup-Période2Groupe1	0,128	3,323	3,227	0,128	3,378	3,337	0,057	1,564	1,620
Effet Regroup-Période2Groupe2	-0,246	-4,854	-4,613	-0,247	-4,938	-4,704	-0,192	-3,972	-4,023
Effet Regroup-Période3Groupe1	0,174	3,686	3,719	0,174	3,730	3,730	0,085	1,923	1,899
Effet Regroup-Période3Groupe2	-0,305	-3,729	-3,855	-0,307	-3,804	-3,863	-0,218	-2,823	-2,977
Revenu							-0,220	-9,659	-9,616
Offre services publics							0,016	8,452	7,983
Distance-centre							-0,013	-10,513	-14,705
Taux Pop. 0–18							0,131	3,649	3,678
Taux Pop. 65+							0,055	3,214	3,060
Nb. Municipalité par Mrc							-0,107	-7,812	-7,764
Surtaxe affaire (oui,non)							0,143	7,789	7,609
Densité démographique							0,048	11,101	11,063

** La variable z-asy représente la statistique t-student asymptotique construite à partir d'un estimateur robuste de la matrice variance-covariance des coeffi cients estimés, Cet estimateur est convergent en présence d'hétéroskédasticité, La variable z-asy donne une mesure asymptotiquement non-biaisée du test, *: Le taux est exprimé en dollar par cent dollar d'évaluation.

† Effets annuels statistiquement signifi catifs.

‡ Effets des variables observables signifi catifs.

ne pas avoir eu d'impact sur les municipalités regroupées entre 1992 et 1994. De la même manière, les villes et villages regroupés entre 1995 et 1997 ont vu leur taux effectif diminuer de plus de 19,2% sans que les cantons et les paroisses subissent de hausses statistiquement signifi catives. Enfi n, les villes et les villages regroupés entre 1998 et 1999 ont bénéfi cié d'une baisse importante de leur fardeau fi scal (21,8%), cependant que les cantons et paroisses ont vu leur fardeau augmenter de 8,5%.

Il importe d'analyser l'effet des autres facteurs puisqu'ils conditionnent de manière importante le fardeau fi scal des municipalités. Selon ces estimations, une hausse de 10% du revenu médian des familles engendre des baisses du taux effectif municipal de 2,2%. La taxation du milieu d'affaire a une incidence directe sur la charge fi scale des particuliers puisque les municipalités qui adoptent une surtaxe d'affaire augmentent cette charge de 14,3%. On peut expliquer ce résultat en outre par l'effet possible de répulsion de la surtaxe sur le choix de localisation des entreprises.

Selon les résultats de cette spécifi cation, l'offre des services publics municipaux (signifi - catif à 5%) accroît le taux effectif de taxation. Bien qu'une qualité et une quantité accrue des services publics locaux puissent être capitalisées dans la valeur des propriétés résidentielles (voir Tableau 4), il appert que les revenus budgétaires ainsi générés sont insuffi sants pour annuler la hausse des dépenses qu'elles engendrent. On note par ailleurs que l'effet estimé de l'éloignement aux villes-centre (-0,013) est à l'opposé de l'effet escompté à la Section 2. Il est possible que l'imprécision de cette variable capte l'incidence de facteurs autres que les coûts de transport sur la consommation de services résidentiels et sur le fardeau fi scal.

Certains facteurs ont un impact sur l'équilibre budgétaire des municipalités et indirectement sur le taux effectif. En outre, la proportion de jeunes de 18 ans et moins et d'aînés accroît le fardeau fi scal des contribuables (Taux pop 0-18, Taux Pop.65+). En revanche, la concurrence entre les municipalités (variable Nb. Municipalité par Mrc) d'une région réduit en moyenne le fardeau fi scal[22]. La variable «densité démographique» a un impact positif sur le taux effectif de taxation. Ce résultat peut s'expliquer notamment par des dépenses accrues des municipalités afi n de pallier les effets de congestion.

Le Tableau 8 présente les résultats d'estimation de l'impact des regroupements sur la valeur marchande des propriétés résidentielles. Les résultats des colonnes (A) et (B) montrent que seuls les paroisses et les cantons bénéfi cient d'une hausse signifi cative de la valeur moyenne de leurs propriétés suite aux regroupements réalisés entre 1995 et 1999 (Effet regroup – Période 2 Groupe1, Effet regroup – Période 3 Groupe1). En considérant les déterminants observables (colonnes (C.1) et (C.2)), l'impact des regroupements varie selon que l'on estime la

22. Une partie de la variabilité de cette variable provient en outre de la réduction du nombre de municipalité lors d'un regroupement. Des tests de spécifi cation confi rment toutefois que cette variable influence de façon structurelle le fardeau fi scal des contribuables municipaux.

TABLEAU 8 – *Résultats des régressions portant sur la valeur marchande des propriétés, Modèle économétrique différence de différence, MCO, 1991–1999, données annuelles*

	(A)			(B)			(C.1)			(C.2)		
Effet fixe par groupe de municipalité et période de regroupement	**Oui**			**Oui**			**Oui**			**Oui**		
Effets annuels	**Oui**			**Oui**			**Oui**			**Oui**		
Variables explicatives	**Non**			**Non**			**Oui**			**Oui**		
Test Fisher (Niveau de confiance= 5%). Chaque test est séquentiel: (B) par rapport à (A), (C) par rapport à (B), *etc.*				12,733 †			Non calculé			Non calculé		
	Coeff	t-ols	z-asy (**)	Coeff	t-ols	z-asy (**)	Coeff	t-ols	z-asy (**)	Coeff	t-ols	z-asy (**)
Effet post-Période1Groupe1	0,184	5,710	5,556	0,056	1,614	1,570	0,004	0,157	0,158	0,034	1,143	1,026
Effet post-Période1Groupe2	0,198	1,785	1,245	0,075	0,674	0,463	-0,143	-1,754	-2,481	-0,022	-0,237	-0,188
Effet post-Période2Groupe1	0,141	5,853	5,626	0,029	1,040	1,020	-0,003	0,153	0,141	0,006	0,244	0,220
Effet post-Période2Groupe2	0,141	3,111	2,611	0,026	0,563	0,474	-0,005	-0,149	-0,122	0,019	0,484	0,408
Effet post-Période3Groupe1	0,121	3,946	4,245	0,015	0,429	0,459	0,011	0,445	0,514	0,008	0,281	0,321
Effet post-Période3Groupe2	0,071	0,878	0,887	-0,034	-0,413	-0,416	0,051	0,856	0,678	0,028	0,411	0,390
Effet Regroup-Période1Groupe1	-0,020	-0,299	-0,312	-0,020	-0,303	-0,317	-0,031	-0,622	-0,741	-0,001	-0,014	-0,016
Effet Regroup-Période1Groupe2	-0,150	-1,171	-0,892	-0,154	-1,215	-0,909	-0,339	3,607	5,044	-0,041	-0,375	-0,328
Effet Regroup-Période2Groupe1	0,136	3,067	3,108	0,134	3,065	3,093	0,067	2,085	2,120	0,111	2,932	3,057
Effet Regroup-Période2Groupe2	-0,054	-0,934	-0,857	-0,055	-0,947	-0,855	0,136	3,144	2,862	-0,073	-1,301	-1,267
Effet Regroup-Période3Groupe1	0,091	1,684	1,967	0,091	1,694	1,976	0,003	0,085	0,107	0,046	0,994	1,232
Effet Regroup-Période3Groupe2	-0,058	-0,613	-0,634	-0,059	-0,635	-0,654	0,125	1,809	1,527	-0,122	-1,416	-1,401
Revenu							0,655	32,265	27,857	0,884	40,428	36,306
Offre services publics							0,005	2,775	2,496	0,002	0,824	0,756
Distance-centre							-0,003	-3,036	-3,157	-0,008	-3,756	-3,853
Taux Pop. 0–18							-0,345	-10,811	-8,307			
Taux Pop. 65+							-0,069	-4,546	-4,001			
Nb. Municipalité par Mrc							0,010	0,840	0,910			
Surtaxe affaire (oui,non)							0,035	2,162	2,159			
Densité démographique							0,112	29,244	24,759			
Taux effectif (instrumenté)										0,234	2,247	2,145

** La variable z-asy représente la statistique t-student asymptotique construite à partir d'un estimateur robuste de la matrice variance-covariance des coeffi cients estimés, Cet estimateur est convergent en présence d'hétéroskédasticité, La variable z-asy donne une mesure asymptotiquement non-biaisée du test.

† Effets annuels statistiquement signifi catifs.

forme réduite ou la forme structurelle par la méthode des variables instrumentales. Ainsi, la colonne (C.1) estime l'équation des valeurs marchandes en forme réduite par la méthode des MCO. Selon cette spécification, les municipalités de ville et de village observent des hausses de la valeur des propriétés entre 1992 et 1997 tandis que des augmentations ont cours entre 1995 et 1997 seulement pour les autres municipalités. Les résultats par variable instrumentale sont présentés à la colonne (C.2)[23]. Comme on peut le constater, seuls les cantons et les paroisses regroupées entre 1995 et 1997 observent une hausse significative de la valeur de leurs propriétés. Indépendemment des méthodologies utilisées, les effets des regroupements sont positifs sur les valeurs marchandes. Cependant, ces effets sont observés dans un nombre restreint de cas et s'avèrent ainsi peu concluant.

Il est intéressant d'analyser l'impact des variables explicatives sur la valeur moyenne des propriétés. Une hausse de 10% du taux effectif augmente de 2,3% la valeur moyenne des propriétés, ce qui confirme la capitalisation positive de la taxe dans la valeur des propriétés. Les contribuables valoriseraient ainsi une hausse de leur fardeau fiscal si ce dernier est associé à tout facteur permettant de rehausser la valeur de leur propriété. Comme prévu, cette valeur est fortement influencée par le revenu des ménages. Une hausse de 10% du revenu accroît entre 6,5% et 8,8% la valeur marchande d'une propriété résidentielle. L'offre des services publics municipaux influence positivement la valeur des propriétés mais son effet est significatif dans le cas de l'estimation en forme réduite seulement.

5.2 Résultats du modèle par appariement

L'ESTIMATEUR par appariement est suffisamment flexible pour permettre d'analyser l'impact des regroupements des sous-périodes prises isolément. En revanche, il n'est pas possible d'isoler l'impact pour chaque groupe de désignation municipale, compte tenu du faible nombre de regroupements. Le Tableau 10 de l'Annexe D (page 43) présente les résultats d'estimation des régressions de type probit de forme réduite ayant servi à calculer les scores de regroupement pour les municipalités regroupées et non-regroupées (voir équation (27)). Les résultats du tableau montrent bien que la probabilité que des villes se regroupent est d'autant plus grande que la proportion d'individus âgés entre 19 et 24 ans et 55 et 64 ans est élevée. À l'inverse, l'éloignement de la ville-centre diminue la probabilité de regroupement. Enfin, la densité de la population et le nombre de municipalités par MRC sont deux facteurs qui favorisent les regroupements. La distribution des scores est présentée au Graphique 8 selon que les municipalités sont regroupées ou non. On constate tout d'abord que le mode des deux densités est sensiblement le même. Cependant, la distribution des scores associés aux municipalités regroupées est plus aplatie et accorde davantage de poids aux scores élevés. Ces distributions

23. Les instruments identifiant utilisés sont le nombre de municipalité par MRC et cette même variable au carré. Des tests de spécification démontrent que cette variable n'a aucune incidence sur les valeurs marchandes des propriétés mais déterminent indirectement le fardeau fiscal.

indiquent qu'il y a un léger biais de sélection dans les données, biais que la procédure d'estimation devrait permettre de corriger. Enfi n, la procédure d'estimation limite les comparaisons aux municipalités dont les scores se chevauchent dans le graphique, *i.e.* celles dont le score est compris entre 0 et 0,67.

Le Tableau 9 rapporte les résultats de l'estimation des regroupements sur les taux effectifs de taxation et la valeur marchande des propriétés. La première ligne du tableau utilise uniquement les données de l'année suivant les regroupements. Il s'agit en fait d'un estimateur dit «de première différence». Cet estimateur compare la situation des municipalités regroupées avec celles non-regroupées au cours de l'année suivant le regroupement. Les lignes suivantes utilisent différentes fenêtres avant et après les regroupements pour permettre de valider la robustesse des résultats. En principe, si l'hypothèse d'indépendance conditionnelle sur les observables est satisfaite (voir équation 27) les résultats de la première ligne devraient être sensiblement les mêmes que ceux des autres lignes du tableau. En revanche, s'ils sont différents, alors l'hypothèse d'indépendance conditionnelle est vraisemblablement rejetée à la faveur de l'hypothèse d'indépendance sur les observables et sur des facteurs fi xes (voir équation 31).

5.2.1 Taux effectifs de taxation

Les résultats de la première ligne sont relativement différents de ceux des lignes suivantes, à l'exception des regroupements ayant eu lieu au cours des années 1995–1997. Selon l'estimateur de première différence (ligne 1), les regroupements des périodes 1992–1994 et 1998-1999 n'ont pas eu d'effets signifi catifs sur les taux de taxation effectifs. À l'inverse, les municipalités regroupées au cours des années 1995–1997 ont vu leur taux de taxation diminuer. Ces résultats sont globalement cohérents avec ceux du tableau 7, bien qu'ils ne soient pas comparables à strictement parler. En effet, les résultats de la colonne (C) du tableau 7 montrent que l'effet des regroupements sur les taux effectifs de taxation pour chacune des périodes considérées sont globalement non signifi catifs en 1992-1994, environ égaux à -0,14 (=-0,202-0,063) en 1995–1997 et environ égaux à -0,09 en 1998–1999 (=-0,217-0,120). Ce dernier résultat tient au fait que les municipalités du Groupe 1 ont vu leurs taux de taxation augmenter alors que celles du Groupe 2 ont vu leurs taux diminuer. Comme nous ne distinguons pas entre les groupes au Tableau 9, il faut alors agréger les résultats du Tableau 7 sur la base des groupes de municipalités.

Les lignes suivantes du Tableau 9 présentent les résultats du modèle différence de différences par appariement. Ce modèle compare les changements dans le temps des taux effectifs de taxation entre les municipalités fusionnées avec ceux des villes qui leur sont le plus près sur

la base des scores.[24] Les chiffres du tableau montrent que dans l'ensemble, les regroupements ont eu pour effet de diminuer les taux de taxation effectifs. Ce résultat est très robuste puisqu'il varie très peu en fonction des fenêtres utilisées.

5.2.2 Valeur marchande des propriétés

Les résultats portant sur la valeur marchande des propriétés apparaissent dans la partie de droite du tableau. Tout comme au Tableau 8, très peu de paramètres sont statistiquement signifi catifs. En fait, seuls les regroupements ayant eu lieu au cours de la période 1992–1994 semblent être associés à une baisse de la valeur des propriétés, comme le suggérait également le Tableau 8. Les deux autres périodes sont caractérisées par une valeur marchande stable, et ce, indépendamment de la fenêtre utilisée pour calculer l'impact des regroupements, bien que la majorité des paramètres estimés soient positifs.

TABLEAU 9 – *Résultats des régressions, Taux effectifs de taxation et Valeur marchande des propriétés résidentielles, Modèle économétrique par appariement*

	Taux effectifs de taxation			**Valeur marchande des propriétés**		
	1992–1994	1995–1997	1998–1999	1992–1994	1995–1997	1998–1999
T+1	0,002	-0,127	-0,239	-0,102	0,028	0,086
	(0,119)	(0,052)	(0,221)	(0,090)	(0,047)	(0,062)
T+1,T-1	-0,194	-0,142	-0,112	-0,055	0,003	0,027
	(0,075)	(0,043)	(0,067)	(0,028)	(0,022)	(0,019)
T+1,T-2	-0,197	-0,188	-0,108		0,002	0,021
	(0,074)	(0,057)	(0,058)		(0,023)	(0,020)
T+1,T-3		-0,102	-0,041		0,025	0,004
		(0,046)	(0,067)		(0,026)	(0,024)
T+2,T-1	-0,161	-0,099	-0,050	-0,044	-0,003	0,023
	(0,078)	(0,044)	(0,076)	(0,029	(0,023)	(0,018)
T+3,T-2	-0,179	-0,131			-0,005	0,032
	(0,074)	(0,061)			(0,024)	(0,019)
T+4,T-3		-0,101			-0,011	
		(0,052)			(0,027)	

Les écarts-types apparaissant entre parenthèses sont calculés par la méthode du «bootstrap».

24. Les cellules vides du tableau sont dues à un manque de données. Ainsi, les taux de taxation effectifs sont disponibles de 1990 à 2000, alors que les données sur la valeur marchande des propriétés résidentielles sont disponibles de 1991–2000.

6 Conclusion

LE REGROUPEMENT des municipalités québécoises s'est avérée une préoccupation importante des gouvernements provinciaux qui se sont succédé au cours des quarante dernières années. Plusieurs lois ont été votées pour favoriser le regroupement de municipalités dans le but avoué de mettre en place des structures administratives plus efficaces. De nombreux programmes incitatifs ont également été mis en place dans le but d'appuyer ces lois.

Dans ce travail, nous nous sommes intéressés à l'impact des regroupements sur les taux de taxation effectifs et la valeur marchande des propriétés résidentielles. À l'aide d'un modèle simple nous avons montré que l'effet d'un regroupement sur ces deux volets de la vie municipale est indéterminé *a priori*. Cela résulte du fait que l'effet net du regroupement dépend de l'offre et de la demande pour les services municipaux d'une part, et de la relation entre le niveau de service et la valeur marchande des propriétés par ailleurs.

La majorité des regroupements observés au cours de la période 1992–1999 étaient de nature volontaire. Du point de vue méthodologique, cela soulève des problèmes d'évaluation fondamentaux. En effet, les municipalités qui se sont regroupées étaient vraisemblablement celles qui avaient le plus intérêt à mettre en commun leurs ressources, indépendamment des programmes en place ou de loi incitatives. Il est donc risqué de généraliser à l'ensemble des municipalités l'effet des regroupements observés à partir des seules municipalités effectivement regroupées. Il importe de tenir compte du fait que les municipalités regroupées sont potentiellement peu représentatives de l'ensemble des municipalités du Québec.

L'évaluation des regroupements municipaux s'est appuyée sur deux méthodes économétriques récentes, abondamment utilisées dans la littérature sur l'évaluation des politiques publiques: (1) L'estimateur différence de différences et (2) l'estimateur par appariement. Ces deux méthodes sont complémentaires en ce qu'elles font appel à des hypothèses statistiques différentes. Le recours à deux méthodes a pour but de vérifier la robustesse des résultats empiriques. L'évaluation a exigé l'élaboration d'une banque de données longitudinales inédite sur les regroupements observés entre 1992 et 1999. Cette banque de données est constituée de renseignements provenant de nombreuses sources de données différentes.

Les deux méthodes économétriques donnent des résultats qualitativement cohérents et robustes. Dans l'ensemble, les regroupements observés entre 1992 et 1999 ont eu pour effet de diminuer les taux de taxation effectifs d'environ 15%. Toutefois, l'approche économétrique différence de différences permet de désagréger ce résultat global selon la désignation municipale. Ainsi, les résultats montrent que les regroupements ont permis de diminuer les taux de taxation effectifs des villes et des villages. Par ailleurs, seuls les paroisses et les cantons qui ont participé à un regroupement en 1998–1999 ont connu une hausse de leur fardeau fiscal. Par conséquent, l'effet des regroupements sur ces municipalités est peu concluant. Enfin, les deux méthodes d'estimation concluent que la valeur marchande des propriétés résidentielles

ne semble pas avoir été affectée par les regroupements, et cela indépendamment de la désignation municipale.

Ce travail s'est attardé à deux volets particuliers de la dynamique municipale. D'autres volets sont susceptibles d'être affectés par les regroupements municipaux, en particulier la masse salariale de travailleurs à l'emploi des nouvelles municipalités. Ces autres volets seront abordés dans de futurs travaux.

Références

Abadie, Alberto (2002) 'Semiparametric difference-in-differences estimators.' mimeo, Harvard University

Arellano, M. (1987) 'Computing robust standard errors for within-groups estimators.' *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 49, 431–434

Ashenfelter, O, et D. Card (1985) 'Using longitudinal structure of earnings to estimate the effects of training programs.' *Review of Economics and Statistics* 67, 648–660

Beaumier, J.P. (1995) 'Volonté politique et ententes intermunicipales : les facteur clés d'un regroupement réussi.' *Revue Municipalité*

Bergstrom, T.C., et R.P. Goodman (1973) 'Private demands for public goods.' *American Economic Review*

Bertrand, M., E. Dufb, et S. Mullainathan (2002) 'How much should we trust differences-in-differences estimates?' NBER Working Paper 8841

Bogart, William Thomas (1998) *The Economics of Cities And Suburbs* (Upper-Saddle River, New-Jersey: Prentice Hall)

Bolton, Patrick, et Gérard Roland (1996a) 'Economic theories of the break-up and integration of nations.' *European Economic Review* 40, 697–705

— (1996b) 'Unifi cation and separation in Europe: Distributional conflicts, factor mobility, and political integration.' *American Economic Review Papers and Proceedings* pp. 99–104

— (1997) 'The breakup of nations: A political economy analysis.' *Quarterly Journal of Economics* pp. 1057–1090

Brasington, D.M. (2001) 'Capitalization and community size.' *Journal of Urban Economics* 50, 383–395

Brink, A. (2001) 'The break-up of municipalities : Voting behavior in local referenda.' Working Paper No. 58, Göteborg University

Brueckner, J. K. (1979) 'Property values, local public expendity and economic effi ciency.' *Journal of public economics* 11, 223–245

Brueckner, J.K., et L.A. Saavedra (2001) 'Do local governments engage in stratefi c property-tax competition?' *National Tax Journal* LIV(2), 203–229

Carruthers, J.I., et G.F. Ulfarsson (2002) 'Fragmentation and sprawl: Evidence from interregional analysis.' *Growth and Change*

Chung, J.H., D. Achour, et A. Lapointe (1981) *Économie urbaine* (Chicoutimi: Gaëtan morin & associées Ltée)

Eichler, M, et M. Lechner (2002) 'An evaluation of public employment programmes in the East German Sate of Sachsen-Anhalt.' *Labour Economics* 9, 143–186

Ellickson, B. (1971) 'Jurisdictional fragmentation and residential choice.' *American Economic Review* 61, 334–339

Epple, D., R. Filimon, et T. Romer (1984) 'Equlibrium among local jurisdictions: Toward an integrated treatment of voting and residential choice.' *Journal of Public Economics* 24, 281–308

Epple, Dennis, et G.J. Platt (1998) 'Equilibrium and local redistribution in an urban economy when households differ in both preferences and incomes.' *Journal of Urban Economics* 43, 23–51

Fischler, R., et J.M. Wolfe (2000) 'Regional restructuring in Montreal : An historical analysis.' *Revue Canadienne des sciences régionales* XXIII(1), 89–114

Gonzalez, R.A., et S.L. Mehay (1987) 'Municipal annexation and local monopoly power.' *Public Choice* 52, 245–255

Gouvernement du Québec (1996a) *Le renforcement des institutions municipales : La consolidation des communautés locales* La mise en œuvre de la politique (Bibliothèque nationale du Québec)

— (1996b) *Le renforcement des institutions municipales : La consolidation des communautés locales* Problématique et objectifs (Bibliothèque nationale du Québec)

Groupe de travail sur l'urbanisation (1976) 'L'urbanisation au québec: rapport du groupe de travail sur l'urbanisation.' Rapport, Ministère des affaires municipales, 347 p.

Hanes, N. (2003) 'Amalgamation impact on local public expenditures in sweden.' Mimeo, Department of Economics, Umeä University

Haughwout, A., R.I. Robert, C. Steven, et L. Thomas (2000) 'Local revenu hills: a general equilibrium specifi cation with evidence from four US cities.' NBER WP 7603

Heckman, J.J (1997) 'Instrumental variables : A study of implicit behavioral assumptions used in making program evaluation.' *The Journal of Human Resources*

Heckman, J.J., et J.V. Hotz (1989) 'Choosing among alternative nonexperimental methods for estimating the impact of social programs: The case of manpower training.' *Journal of the American Statistical Association* 84(408), 861–880

Heckman, J.J., H. Ichimura, et P. Todd (1997) 'Matching as an econometric evaluation estimator: Evidence from evalulating a job training programme.' *Review of Economic Studies* 64, 605–654

— (1998a) 'Matching as an econometric evaluation estimator.' *Review of Economic Studies* 65, 261–294

Heckman, J.J., L. Lochner, et C. Taber (1998b) 'General equilibrium treatment effect : A study of tuition policy.' NBER Working Paper No. 6426

Kushner, J., I. Masse, T. Peters, et L. Soroka (1996) 'The determinants of municipal expenditures in ontario.' *Revue fiscale canadienne* 44(2), 451–464

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

Liner, G.H. (1994) ‘Institutional constraints, annexation and municipal effi ciency in the 1960s.’ *Public Choice* 79, 305–323

Moffi tt, R. (1991) ‘Program evaluation with nonexperimental data.’ *Evaluation Review* 15(3), 291–314

Nechyba, T.J., et R.P. Strauss (1996) ‘Existence of equilibrium and stratifi cation in local and hierarchical tiebout economies with property taxes and voting.’ NBER Working Paper 190

Oakland, W.H. (1994) ‘Fiscal equalization : An empty box?’ *National Tax Journal* 47(1), 199–209

Oates, W.E. (1969) ‘The effects of property taxes and local public spending on property values: an empirical study of tax capitalization and the Tiebout hypothesis.’ *Journal of political economy* 77, 957–971

Rosen, H.S., et D.J. Fullerton (1977) ‘A note on local tax rates, public benefi t levels, and property values.’ *Journal of Political Economy*

Rosenbaum, P.R., et D.B. Rubin (1983) ‘The central role of the propensity score in observational studies for causal effects.’ *Biometrika* 70, 41–50

Saint-Pierre, Diane (1994) ‘L’évolution municipale du Québec des régions : Un bilan historique.’ UMRCQ, Sainte-Foy

Schneider, M. (1989) ‘Intercity competition and the size of the local public work force.’ *Public Choice* 63, 253–265

Sjoquist, D.L. (1985) ‘The effect of the number of local governments on central city expenditures.’ *National Tax Journal* XXXV, 79–86

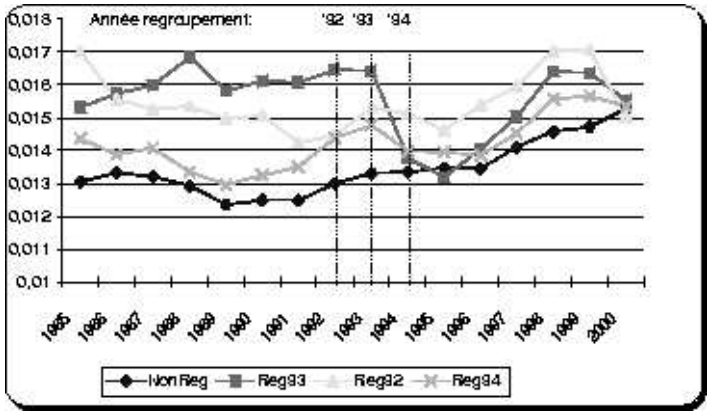
Soucy, Céline (2002) ‘La réforme de l’organisation municipale au Québec: Bilan et contexte.’ *Organisations et territoires* 11(3), 15–21

Tellier, L.-N. (1977) ‘La dimension économique des regroupements municipaux.’ *Revue Municipalité*

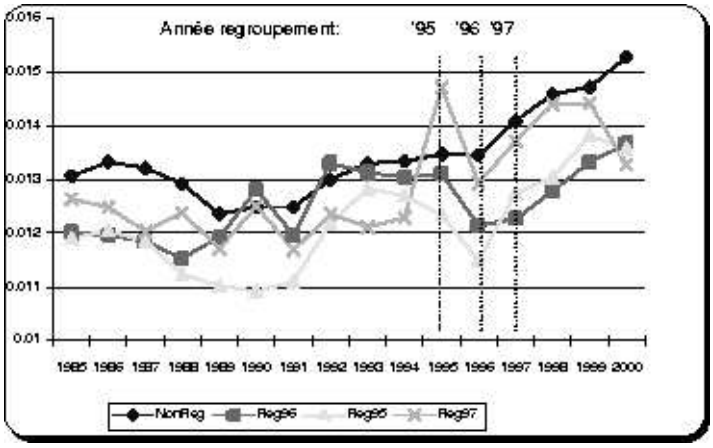
Vojnovic, I. (2000) ‘The transitional impacts of municipal consolidations.’ *Journal of Urban Affairs* 22(4), 385–417

Annexe A – Évolution des taux effectifs de taxation

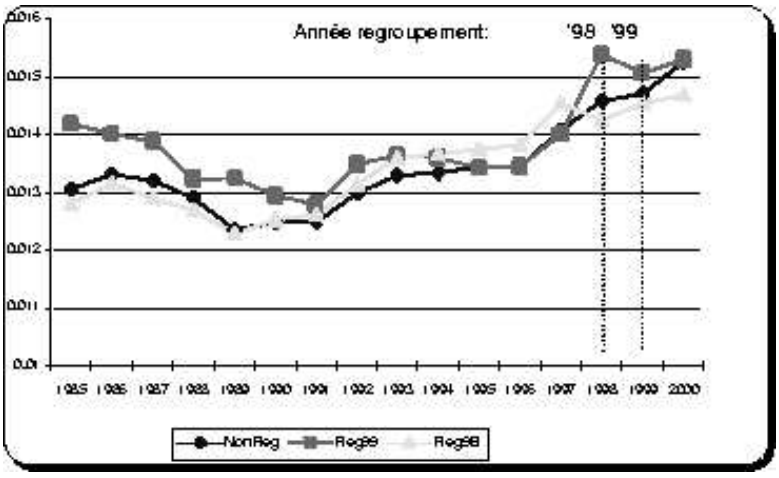
GRAPHIQUE 1 – *Années de regroupement 1992, 1993, et 1994*



GRAPHIQUE 2 – *Années de regroupement 1995, 1996, et 1997*

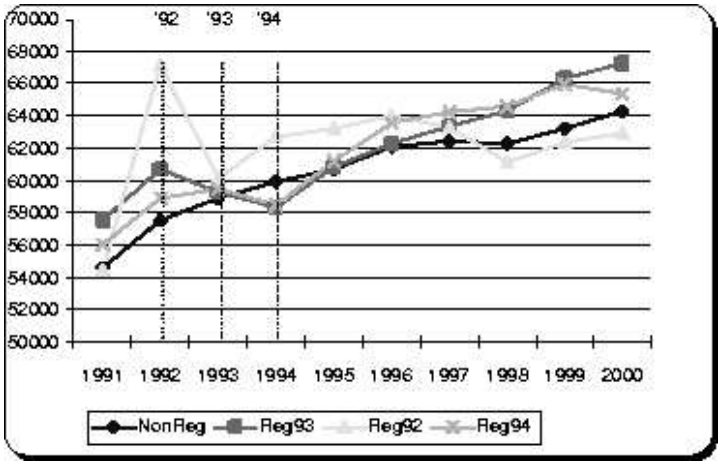


GRAPHIQUE 3 – *Années de regroupement 1998 et 1999*

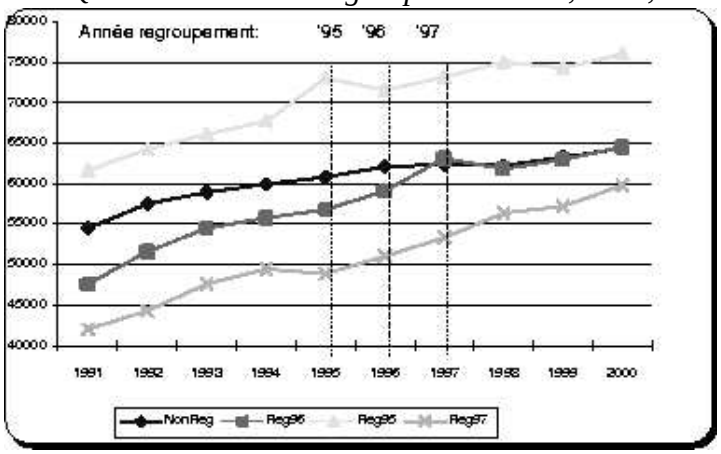


Annexe B – Évolution de la valeur marchande des propriétés

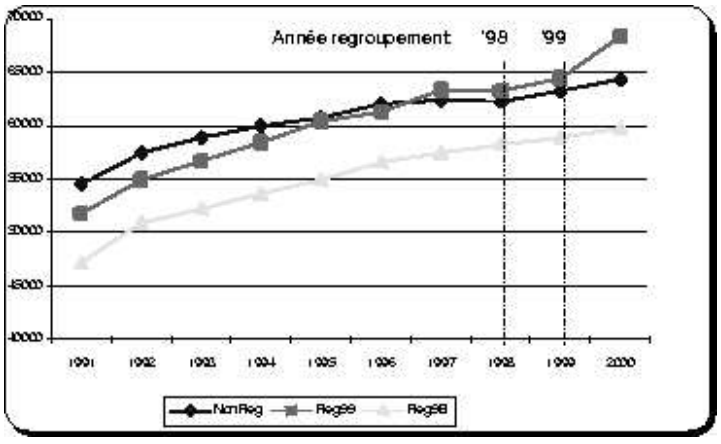
GRAPHIQUE 4 – *Années de regroupement 1992, 1993, et 1994*



GRAPHIQUE 5 – *Années de regroupement 1995, 1996, et 1997*



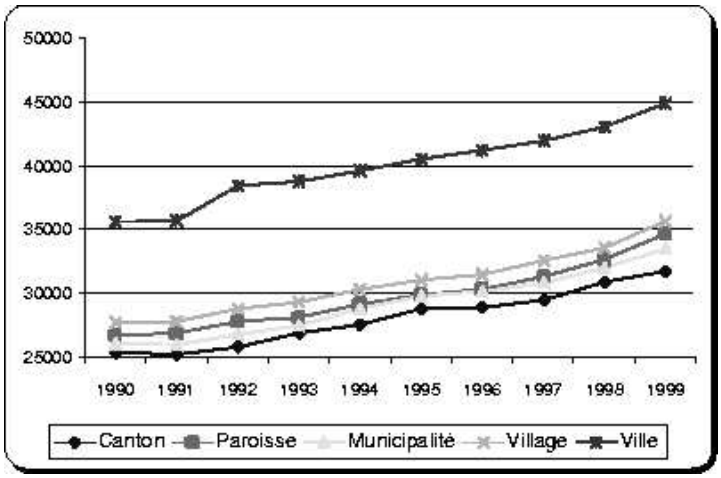
GRAPHIQUE 6 – *Années de regroupement 1998 et 1999*



Annexe C

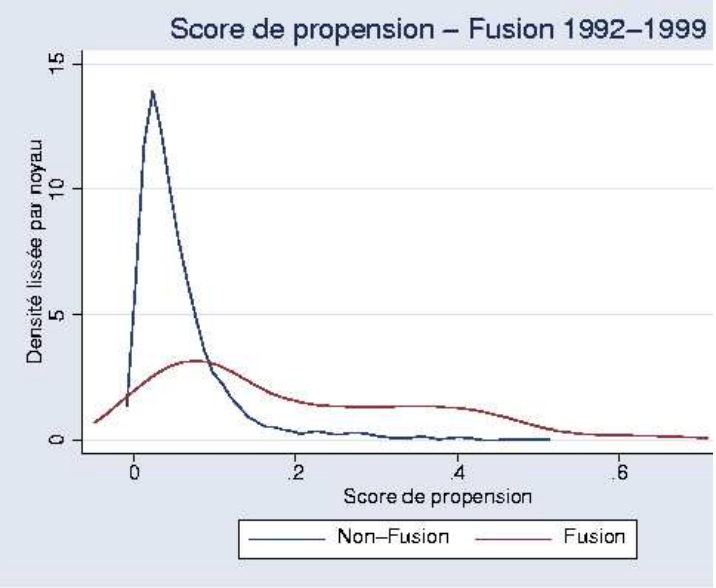
GRAPHIQUE 7 – *Évolution du revenu médian d'emploi ($) par type de municipalité*

Année	Canton	Paroisse	Municipalité	Village	Ville
1990	25423	26742	26106	27758	35648
1991	25216	26963	26044	27816	35668
1992	25861	27814	26864	28644	38484
1993	26963	28140	27524	29319	38801
1994	27622	29158	28838	30345	39673
1995	28819	29899	29880	31121	40563
1996	28963	30325	30148	31498	41182
1997	29515	31340	30834	32639	41953
1998	30941	32660	32023	33589	43080
1999	31786	34686	33487	35685	44875



Annexe D

TABLEAU 10 – *Probit, probabilité de regroupement, par période*

	1992–1994	**1995–1997**	**1998–1999**
Proportion 0–18 ans	5,698	1,633	8,426
	(4,965)	(2,914)	(2,929)
Proportion de 19–24 ans	17,906	16,100	13,377
	(8,203)	(5,817)	(5,164)
Proportion de 55–64 ans	12,138	1,138	6,331
	(5,914)	(4,176)	(4,036)
Proportion de 65 ans et +	3,112	1,936	3,691
	(2,563)	(1,841)	(1,786)
Ln(Distance centre-ville)	-0,047	-0,420	-0,119
	(0,157)	(0,109)	(0,069)
Ln(Revenu médian d'emploi)	0,895	0,595	-0,430
	(0,571)	(0,381)	(0,322)
Densité (Pop/Km^2)	0,432	0,106	0,221
	(0,113)	(0,066)	(0,063)
Nombre Municipalités/MRC	0,059	0,040	0,010
	(0,016)	(0,010)	(0,010)
Surtaxe d'affaire		-0,381	-1,260
		(0,498)	(1,032)
Cantons	1,682	0,518	0,642
	(0,639)	(0,385)	(0,320)
Paroisses	1,503	0,314	0,129
	(0,510)	(0,308)	(0,268)
Sans désignation	0,726	0,197	-0,116
	(0,510)	(0,297)	(0,270)
Villages	0,939	1,149	0,661
	(0,430)	(0,278)	(0,240)
Constante	-18,909	-9,669	-1,767
	(7,094)	(4,534)	(3,811)
Log-vraisemblance	-92.189	-214.419	-245.716

GRAPHIQUE 8 – *Score de propension, par regroupement*