Les Cahiers Scientifiques du Transport
pp. 37-70 N° 27/1993
Richard LAFERRIÈRE
Les élasticités-prix de la demande de transport interurbain des personnes

Les élasticités-prix de la demande de transport interurbain des personnes

Richard LAFERRIÈRE
Centre de recherche sur les transports
Université de Montréal

1.INTRODUCTION

On conçoit[1] facilement que la demande de transport aérien entre Montréal et Toronto dépende du prix d'un tel déplacement en avion, mais aussi du prix des autres modes de transport, du niveau de revenu des personnes, du nombre de personnes qui habitent Montréal et Toronto et de biens d'autres facteurs encore. Pris séparément, il est relativement facile de montrer que chacun de ces facteurs affecte le nombre de passagers en avion. Des schémas ou des corrélations simples pourraient montrer que les variations du nombre de voyageurs et des revenus vont de pair, ou encore que l'achalandage et le prix du transport par avion sont inversement proportionnels.

Cependant, si le but visé par l'analyse consiste à isoler l'influence du prix sur le nombre de déplacements, il est alors nécessaire d'utiliser un outil d'analyse qui tienne compte de tous les autres facteurs qui affectent aussi la demande de transport aérien. Pour cette raison, des diverses façons d'étudier le rapport entre la demande de transport et les prix, seuls les modèles économétriques qui mesurent l'incidence de différents facteurs explicatifs sur l'utilisation des modes de transport retiendront notre attention.

Cette approche multidimensionnelle permet de poser la question suivante: *ceteris paribus*, quel serait l'effet d'une hausse du prix sur la demande de transport? L'analyse mathématique multivariée permet de répondre à cette question, car elle isole l'incidence de chaque facteur explicatif.

L'examen des différents modèles économétriques de la demande interurbaine de transport portera surtout sur la sensibilité des demandes modales de transport des passagers par rapport aux prix. Cependant, il faut garder à l'esprit que ces modèles, tel qu'indiqué à la deuxième section, tiennent compte de considérations autres que les prix.

Une mesure utile de la sensibilité de la demande par rapport au prix est l'élasticité-prix qui peut être définie comme un changement de pourcentage de la demande résultant d'une variation de 1% du prix. Habituellement, l'élasticité-prix de la demande de transport est négative: une hausse de prix de 1% diminue la demande de x%. Dans la présente étude toutefois, nous ferons abstraction du signe et utiliserons la valeur absolue de l'élasticité: ainsi dirons-nous qu'une élasticité-prix de -3 est plus élevée qu'une élasticité-prix de -1.

L'étude compare, pour la première fois, différentes estimations de l'effet des prix sur les déplacements interurbains. Plus précisément, la sensibilité de la demande de chacun de modes de transport (auto, air, train, autocar) sera évaluée par rapport au prix de chacun des modes. Par le passé, plusieurs modèles de la demande de transport interurbain des passagers ont été calibrés, ayant pour résultat une évaluation des élasticités-prix propres à chacun de ces modèles. Ces estimations des élasticités-prix demeurent difficilement comparables car elles sont basées sur des prix et des demandes différentes.

Cet examne des élasticités-prix des demandes de transport pour les personnes permettra de répondre à différentes questions: est-ce que les modèles calibrés il y a plus de 10 ans permettent toujours de mesurer la sensibilité de la demande de transport d'aujourd'hui? Quels sont les modèles qui peuvent ou non s'appliquer selon le type de marché analysé? Est-ce que les élasticités-prix provenant de différents modèles sont suffisamment homogènes pour permettre un <<consensus>>? Quels sont les modes de transport dont la demande est élastique? Pour quels modes de transport est-ce que la demande est sensible aux prix des autres modes?

Les réponses à ces questions sont données dans la section 3 qui contient une analyse des élasticités-prix pour quatre marchés canadiens. Ces élasticités sont calculées à partir de neuf modèles économétriques de la demande de transport interurbain des personnes. La méthode suivie pour la comparaison de ces modèles de demande est exposée à la section 2. Cette méthode repose sur certaines hypothèses dont la validité est vérifiée à la section 4. On retrouve la formulation détaillée des neuf modèles de demande à la section 5.

[1] L'auteur tient à remercier de leurs commentaires Marc Gaudry, Sophie Mahseredjian et John Sargent.

2.MÉTHODE DE COMPARAISON DES MODÈLES ET DESCRIPTION DES MARCHES

Comme nous venons d'y faire allusion, l'élasticité-prix de la demande de transport varie généralement d'un marché à un autre: on s'attend que les élasticités-prix pour le marché Montréal-Toronto soient différentes de celles du marché Toronto-Vancouver, car les prix des modes diffèrent, le niveau des déplacements est inégal, etc.

Dans la documentation empirique de la demande de transport, il est pratique courante de présenter des élasticités-prix calculées avec l'échantillon qui a servi à la calibration du modèle économétrique; les élasticités-prix ainsi calculées ne peuvent être comparées à celles d'autres études si elles sont basées sur des prix différents.

2.1 QUATRE MARCHÉS REPRÉSENTATIFS

En vue de pallier ces difficultés, l'étude présente d'une façon homogène les élasticités-prix provenant de différents modèles mathématiques. En effet, l'analyse comparative des élasticités-prix s'effectue à partir de quatre marchés canadiens: un marché représentatif canadien, Montréal-Ottawa, Montréal-Toronto et Toronto-Vancouver. Pour chacun de ces quatre marchés, le tableau 2-1 donne le nombre de déplacements par mode (T_m), la part de chaque mode (S_m), les coûts d'utilisation de chacun des modes (C_m), la distance (*DIST*) et le revenu *per capita* de la zone d'origine (Y) en 1976. Le marché représentatif correspond aux valeurs moyennes de la banque de données de Transports Canada sur les déplacements des personnes pour 155 paires de villes canadiennes durant l'année 1976.

Les modèles de demande de transport qui font l'objet de cette étude se regroupent en trois grandes catégories: les modèles probabilistes, les modèles de la répartition modale ou de parts de marché, et les modèles de génération-distribution. Un modèle probabiliste explique la probabilité qu'une personne choisisse un mode de transport pour un déplacement interurbain. Un modèle de la répartition modale vise à rendre compte de la proportion des déplacements par mode. Le nombre total de déplacements dans un marché fait l'objet d'un modèle de génération-distribution.

Tableau 2.1 Information par marché (1976) [2]

	marché représentatif	Montréal-Ottawa	Montréal-Toronto	Toronto-Vancouver
déplacements par mode:				
T_{auto}	106 650	1 710 000	899 630	1 366
T_{air}	12 812	26 224	343 800	110 420
T_{train}	6 257	83 561	219 530	9 271
T_{bus}	5 633	307 740	58 500	1 144
parts modales:				
S_{auto}	0,81	0,80	0,59	0,01
S_{air}	0,10	0,01	0,23	0,90
S_{train}	0,05	0,04	0,14	0,08
S_{bus}	0,04	0,15	0,04	0,01
coûts d'un aller par mode (1/100 $ canadien, 1976):				
C_{auto}	5 115,5	605,0	1 662,0	14 998,0
C_{air}	8 335,6	3 027,0	5 133,0	16 475,0
C_{train}	4 233,5	942,0	2 366,0	10 419,0
C_{bus}	4 042,6	867,0	2 000,0	8 983,0
distance (mille):				
DIST	930,2	110,0	302,0	2 727,0
coût d'un aller par mille parcouru (cents/mille):				
$C_{auto}/DIST$	5,50	5,50	5,50	5,50
$C_{train}/DIST$	8,96	27,52	17,00	6,04
$C_{bus}/DIST$	4,55	8,56	7,83	3,82
$C_{auto}/DIST$	4,35	7,88	6,62	3,29
revenu *per capita* de la ville d'origine ($ canadien, 1976):				
Y	4 241,0	4 270,4	4 270,4	4 508,8

[2] Pour faciliter la lecture des indices le terme <<autocar>> est remplacé par <<bus>>.

En ce qui concerne les modèles de répartition modale et de génération-distribution, les élasticités pour un marché particulier tirées à partir d'une information agrégée telle que contenue dans le tableau 2.1 ne présente pas de difficultés méthodologiques particulières. Il en va autrement pour les modèles probabilistes. En vue de comprendre la méthode de calcul des élasticités utilisée dans la présente étude, il est important de discuter brièvement de la méthode habituellement utilisée pour le calcul des élasticités des modèles probabilistes.

2.2 MODÈLES PROBABILISTES: MESURES EXACTES ET APPROXIMÉES DES ÉLASTICITÉS

Tout d'abord, la calibration ou l'estimation d'un modèle probabiliste nécessite un échantillon constitué de l'information concernant les choix modaux pour un ensemble d'individus. Ainsi, pour chaque individu, on connaît le mode choisi, les prix et les temps de transport pour les modes qui lui sont disponibles, différentes caractéristiques socio-économiques (par ex., sexe, emploi, âge, revenu, etc.).

Une fois le modèle estimé, on peut calculer pour chaque individu k de l'échantillon l'élasticité ($\eta^m_{C_m}$(k)) de la demande de transport du mode m par rapport à son prix (C_m). Dès lors, il est facile de connaître l'élasticité-prix d'un marché particulier ($\eta^m_{C_m}$(marché)), par exemple Montréal-Toronto; il suffit de tenir compte des élasticités individuelles et de la représentativité (f_k) des individus de l'échantillon,

$$\eta^m_{C_m}(\text{marché}) \quad = \quad \sum_k \eta^m_{C_m}(\text{k}) \cdot f_k \qquad (2.1).$$

Habituellement, le calcul de l'élasticité-prix pour l'individu k requiert trois informations: un paramètre (β), le prix du mode pour cet individu (C_m(k)) et la probabilité que l'individu k ne choisisse pas le mode m ($1 - prob_m$(k)). Plus précisément on écrit[3]:

$$\eta^m_{C_m}(\text{k}) \quad = \quad \beta \cdot C_m(\text{k}) \cdot (1 - prob_m(\text{k})) \qquad (2.2).$$

L'élasticité agrégée résulte donc d'une somme pondérée d'élasticités individuelles. Cette <<méthode d'énumération>> pour calculer les élasticités agrégées nécessite l'échantillon qui a servi à la calibration du modèle. La comparaison des élasticités de modèles avec différents échantillons devient alors très fastidieuse et exclut, à toutes fins utiles, le genre d'analyse envisagée. Une autre solution doit être recherchée.

En vue d'obtenir des élasticités agrégées pour un marché, par exemple Montréal-Toronto, sans utiliser l'échantillon qui a servi à la calibration, nous nous proposons d'utiliser une approximation de l'élasticité-prix agrégée ($\eta^m_{C_m}$(approx.)). Pour ce faire, on applique la formule (2.2) d'élasticité-prix d'un individu en remplaçant le prix pour l'individu k (C_m(k)) par un prix représentatif du marché ($\overline{C_m}$) et on substitue la part de marché des autres modes, c'est à dire ($1 - S_m$), à ($1 - prob_m$(k)), la probabilité de ne pas choisir le mode m:

$$\eta^m_{C_m}(\text{approx.}) \quad = \quad \beta \cdot \overline{C_m} \cdot (1 - S_m) \qquad (2.3).$$

En comparant (2.3) aux deux formules précédentes, on s'aperçoit que cette approximation simplifie beaucoup le calcul des élasticités-prix puisque:

1) l'élasticité-prix avec l'équation (2.3) requiert uniquement une seule valeur de prix pour chaque mode ($\overline{C_m}$);

2) l'approximation de l'élasticité-prix agrégée ($\eta^m_{C_m}$(approx.)) est basée sur la part de marché observée (S_m) plutôt que sur la part calculée ($prob_m$(k)).

Plutôt que de calculer d'abord les élasticités pour chacun des individus de l'échantillon, puis de faire ensuite une moyenne pondérée de ces élasticités, l'approximation consiste à calculer directement une élasticité agrégée avec un prix moyen et la part de marché observée. À la section quatre nous présentons deux exemples qui montrent que les écarts entre les élasticités agrégées exactes ($\eta^m_{C_m}$(marché)) et celles provenant de l'approximation ($\eta^m_{C_m}$(approx.)) sont minimes. Pour cette raison, et parce qu'elle simplifie de beaucoup les calculs, nous croyons que cette approximation est utile. Autrement, on ne pourrait comparer entre elles les élasticités provenant de modèles agrégées et désagrégées -en fait on ne pourrait même pas comparer entre elles les élasticités provenant de deux modèles désagrégés!

[3] L'équation (2.2) est la formule d'élasticité du modèle Logit avec une fonction d'utilité linéaire. Cette formule ne sert qu'à titre d'exemple pour expliciter les trois informations. Les élasticités des modèles étudiés à la section suivante ne proviennent donc pas nécessairement de l'équation (2.2).

3.LES ÉLASTICITÉS-PRIX DE LA DEMANDE DE TRANSPORT DES PASSAGERS

Dans la présente section, nous calculons les élasticités-prix des quatre marchés canadiens avec neuf modèles de demande. La situation des marchés correspond à celle de 1976. Le choix de 1976 s'explique par le fait que c'est la dernière année pour laquelle on dispose de l'information sur les déplacements interurbains de tous les modes de transport au Canada.

Les modèles de demande étudiés sont les suivants:

modèles probabilistes:	• Grayson (1981)
	• HORIZONS (1989)
	• Peat-Marwick (1990)
	• Ridout-Miller (1989)
	• Wilson-*et-al.*(1990)
	• Stopher-Prashker (1976)
modèles de la répartition modale:	• PERAM
	• SLAG (1977)
	• Gaudry-Wills (1978)
modèles de génération-distribution:	• HORIZONS (1989)
	• Peat-Marwick (1990)
	• PERAM
	• SLAG (1977)
	• Gaudry-Wills (1978)

À l'exception des modèles Grayson et Stopher-Prashker, les paramètres de tous les modèles ont été estimés avec des données canadiennes. Ces données proviennent de trois sources différentes: Transports Canada, l'*Enquête sur les voyages des canadiens* (EVC) et Via Rail. Les données de Transports Canada de l'année 1972 ont servi pour la calibration des modèles SLAG et Gaudry-Wills. Le modèle PERAM est basé sur la banque de données de Transports Canada de l'année 1976. Les modèles Ridout-Miller et Wilson-*et-al.* sont estimés avec les données EVC de 1968 et 1982, respectivement. Finalement, les modèles Peat-Marwick et HORIZONS sont basés sur les données de Via Rail de 1987.

3.1 PROPRIÉTÉS DES MODÈLES

Avant d'analyser les élasticités-prix marché par marché, il est opportun de discuter certaines propriétés des modèles économétriques utilisés dans la présente étude. Une présentation plus formelle de ces modèles se retrouve à la section 5.

3.1.1 L'influence des prix et des parts de marché sur les élasticités-prix

Le nombre de déplacements par mode de transport peut être représenté comme étant le produit du nombre total de déplacements par tous les modes de transport et de la part des déplacements du mode concerné. Dès lors, il s'ensuit que l'élasticité-prix de la demande de déplacements d'un mode m (η^m(mode)) est nécessairement égale à la somme de l'élasticité-prix de la demande totale (η(totale)) et de l'élasticité-prix de la part des déplacements du mode m (η^m(part)).[4]

$$\boxed{\eta^m(\text{mode}) \;=\; \eta(\text{totale}) \;+\; \eta^m(\text{part}) \qquad\qquad (3.1).}$$

Les élasticités-prix de la part modale (η^m(part)) sont évaluées avec les modèles probabilistes ou les modèles de répartition modale, tandis que les élasticités-prix de la demande totale (η(totale)) proviennent des modèles de génération-distribution. Dans la présente section, il sera question de certaines propriétés liées aux élasticités-prix de la part modale (η^m(part)) et de la demande totale (η(totale)).

[4] Puisqu'il est clair que toutes les élasticités-prix faisant l'objet d'une discussion à la section 3 proviennent de l'approximation de l'élasticité-prix agrégée, on omet le terme descriptif <<approx.>> en vue de faciliter la lecture.

En général, les élasticités-prix des parts sont calculées avec trois éléments: des paramètres (β), la part de marché (S_m) et le prix (C_m). L'élasticité-prix du modèle linéaire Logit (voir l'équation (2.3)) est un exemple précis de l'expression (3.2).

$$(\beta, S_m, C_m) \rightarrow \eta^m(\text{part}) \tag{3.2}$$

Il est vrai aussi (comme il est montré à la section 5) que les élasticités totales dépendent aussi des paramètres (γ), des parts et du niveau des prix.

$$(\gamma, S_m, C_m) \rightarrow \eta(\text{totale}) \tag{3.3}$$

Il s'ensuit que les élasticités-prix du mode (η^m(mode)) varient d'un marché à un autre parce que les prix des modes et les parts de marché diffèrent. Nous discutons ci-après de l'effet isolé de la part de marché (effet-part) et de l'effet séparé du prix du mode (effet-prix) sur les élasticités-prix.[5]

A. L'EFFET-PART SUR LES ÉLASTICITÉS-PRIX DE LA PART MODALE

Élasticités propres. En ce qui concerne la relation des élasticités-prix par rapport à la demande, tous les modèles rapportés sont tels que l'élasticité-prix propre ($\eta^m_{C_m}$(part)) de la part modale diminue avec l'accroissement de la part du mode (S_m). Ceteris paribus, plus la part modale est élevée plus la sensibilité de la part modale est faible par rapport au prix de ce mode (C_m). Nous appellerons P.1 cette première propriété:

$$\boxed{\Delta^+ S_m \rightarrow \Delta^- \eta^m_{C_m}(\text{part})} \qquad \text{P.1}$$

Élasticités croisées. Par ailleurs, les élasticités-prix croisées ($\eta^m_{C_l}$(part)) sont directement proportionnelles à la part du mode (S_l) dont le changement de prix (C_l) est considéré, c'est-à-dire l'élasticité-prix du mode m par rapport au prix du mode l augmente avec la part du mode l. Selon la propriété P.1, une part modale élevée du mode l signifie peu d'ajustement de ce mode à un changement de son prix; les ajustements s'effectuent davantage par les autres modes de transport. Nous appellerons P.2 cette seconde propriété:

$$\boxed{\Delta^+ S_l \rightarrow \Delta^+ \eta^m_{C_l}(\text{part})} \qquad \text{P.2}$$

B. L'EFFET-PART SUR L'ÉLASTICITÉ-PRIX DE LA DEMANDE TOTALE

Les élasticités de la demande totale de transport (η(totale)) par rapport aux prix des modes de transport sont directement proportionnelles aux parts de marché des modes: plus la part d'un mode est élevée et plus la demande totale sera sensible à des variations du prix du mode en question. À la limite, la demande totale ne sera pas du tout affectée par des variations du prix d'un mode dont la part de marché est nulle.

$$\boxed{\Delta^+ S_m \rightarrow \Delta^+ \eta_{C_m}(\text{totale})} \qquad \text{P.3}$$

C. L'EFFET-PRIX SUR LES ÉLASTICITÉS-PRIX DE LA PART MODALE

On a vu que l'**effet-part** sur les élasticités-prix est le même pour tous les modèles considérés: l'élasticité croisée de la part modale et l'élasticité de la demande totale augmentent, et l'élasticité propre de la part modale diminue. Il en va autrement pour les changements du prix d'un mode. En effet, une augmentation **du prix** d'un mode indique que les élasticités-prix augmentent, diminuent ou sont invariantes selon le modèle considéré.

A priori, on s'attend que l'élasticité-prix de la part modale augmente avec le prix. Les modèles Peat-Marwick, Ridout-Miller, HORIZONS, Grayson et Stopher-Prashker se conforment à cette règle pour les élasticités propres et croisées.

$$\boxed{\Delta^+ C_m \rightarrow \Delta^+ \eta^m_{C_m}(\text{part}),\ \Delta^+ \eta^l_{C_m}(\text{part})} \qquad \text{P.4}$$

[5] La discussion qui suit n'est nullement restreinte à l'approximation de l'élasticité-prix agrégée décrite à la section 2. En effet, on peut reconnaître les mêmes effets sur les élasticités-prix agrégées de l'équation (2.1).

Les élasticités-prix de la part modale des modèles PERAM et SLAG possèdent la propriété d'être invariantes par rapport au prix des modes. Puisque ces élasticités réflètent des conditions d'estimation de l'échantillon, il est alors utile de garder à l'esprit que leurs comparaisons avec d'autres modèles peuvent surprendre lorsqu'il s'agit de prix trop différents des moyennes des échantillons.

$$\Delta^{+} C_m \rightarrow \eta^{m}_{C_m}(\text{part}) \text{ constante}, \eta^{l}_{C_m}(\text{part}) \text{ constante} \qquad \text{P.5}$$

Les élasticités-prix des modèles Gaudry-Wills et Wilson-*et-al.* diminuent avec une augmentation du prix. Le prix d'un mode dans le modèle Wilson-*et-al.* correspond au coût d'un déplacement divisé par la distance. Il est d'ailleurs très instructif de remarquer que Wilson *et al.* (1990) réfèrent à cette variable comme le coût unitaire du déplacement. Le résultat s'ensuit, comme c'est le cas pour les marchés étudiés, si le coût d'utilisation par unité de distance diminue à mesure que la distance augmente (voir le tableau 2.1). Le modèle Gaudry-Wills spécifie le coût du mode comme variable explicative, mais la transformation de Box-Cox qui lui est entraine implique le même résultat[6].

$$\Delta^{+} C_m \rightarrow \Delta^{-} \eta^{m}_{C_m}(\text{part}),\ \Delta^{-} \eta^{l}_{C_m}(\text{part}) \qquad \text{P.6}$$

Discussion. À notre avis, il est raisonnable que l'élasticité-prix de la part augmente avec une augmentation du prix. Sachant que le prix doit être défini de façon à représenter le coût unitaire d'obtention du bien, la question est de savoir si le prix devrait être défini par unité de distance ou par marché. Cette question est tributaire de celle qui définit le bien de consommation: est-ce que le bien demandé est une distance ou un nombre de déplacements à l'intérieur d'un marché donné? Il nous semble que cette question qui porte sur la formulation même des modèles de la demande interurbaine n'a pas eu l'attention qu'elle mérite. En raison de la difficulté que pose cette question, nous jugeons qu'une discussion approfondie nous éloignerait trop des buts visés par la présente étude. Des éléments de réponse peuvent toutefois être trouvés dans Dagenais et Gaudry (1986). Il est quand même intéressant de souligner que l'approche des transformations de Box-Cox telle que retenue par le modèle Gaudry-Wills contourne la question en laissant les données décider de la formulation adéquate.

D. L'EFFET-PRIX SUR L'ÉLASTICITÉ-PRIX DE LA DEMANDE TOTALE

L'effet-prix sur l'élasticité-prix de la demande totale est similaire à l'effet-prix sur l'élasticité-prix de la part modale. Ainsi, les élasticités-prix de la demande totale avec les modèles de génération-distribution Peat-Marwick et HORIZONS augmentent avec le prix du mode (de manière analogue à P.4); les modèles de génération-distribution PERAM et SLAG génèrent des élasticités-prix de la demande totale qui ne sont pas affectées par le prix (de manière analogue à P.5); les élasticités-prix de la demande totale avec le modèle de génération-distribution Gaudry-Wills diminuent avec le prix du mode (de manière analogue à P.6). Ce résultat s'explique parce que les modèles de génération-distribution utilisent généralement la même formulation pour les prix des modes que les modèles de la répartition modale.

On pourrait donc réécrire les propriétés P.4, P.5 et P.6 en substituant le terme <<totale>> au mot <<part>>, désigner les expressions P.4*, P.5* et P.6* et les associer aux mêmes sous-groupes de modèles.

3.1.2 Les élasticités croisées

La section précédente, relevait les causes de variations des élasticités-prix d'un marché à l'autre. Nous portons maintenant notre attention sur une propriété des élasticités croisées, pour les modèles considérés, qui s'applique peu importe le marché étudié.

À l'exception du modèle HORIZONS, une des particularités que possèdent les modèles de demande rapportés dans la présente étude concerne l'égalité des élasticités-prix croisées des parts modales.

$$\begin{aligned}
&\eta^{air}_{C_{auto}}(\text{part}) = \eta^{train}_{C_{auto}}(\text{part}) = \eta^{bus}_{C_{auto}}(\text{part}) \\
&\eta^{auto}_{C_{air}}(\text{part}) = \eta^{train}_{C_{air}}(\text{part}) = \eta^{bus}_{C_{air}}(\text{part}) \\
&\eta^{auto}_{C_{train}}(\text{part}) = \eta^{air}_{C_{train}}(\text{part}) = \eta^{bus}_{C_{train}}(\text{part}) \\
&\eta^{auto}_{C_{bus}}(\text{part}) = \eta^{air}_{C_{bus}}(\text{part}) = \eta^{train}_{C_{bus}}(\text{part})
\end{aligned} \qquad \text{P.7}$$

[6] Plus précisément, les élasticités-prix sont décroissantes par rapport au prix, si le prix est supérieur à 1,40$.

3.1.3 Indice de substitution modale

Une des questions qui nous intéresse concerne la possibilité de substitution des modes de transport. Les élasticités-prix croisées des modes de transport servent évidemment à répondre à cette question. Toutefois, leurs interprétations peuvent être quelque peu ardues. En cas de substitution des modes, l'élasticité-prix croisée nous informe qu'une augmentation du prix du mode autocar augmentera les demandes des autres modes de transport d'un certain pourcentage. Cependant, il n'est pas clair qu'elle est l'importance cumulative de ces diversions par rapport au changement de la demande du mode autocar. En vue de faciliter la discussion à ce sujet, nous avons développé un indice de substitution modale.

À la suite d'un changement du prix d'un mode, la variation de la demande de ce mode peut être décomposée en deux effets: d'une part, il y a un effet de diversion ou de substitution modale; et d'autre part, il y a un effet de demande induite ou un ajustement de la demande totale des déplacements. L'indice de substitution modale indique la proportion de la variation de la demande du mode qui est liée à l'effet de substitution. Par exemple, un indice de substitution modale de 0,75 pour l'autocar signifie qu'à la suite d'une diminution du prix du mode autocar, 75% de l'augmentation des voyageurs en autocar provient d'une diversion ou d'une réduction de la demande des autres modes de transport et 25% de l'augmentation de la demande pour le mode autocar est une demande induite.

Spécifiquement, l'indice de substitution modale du mode m (θ^S_m) est calculé avec la part de marché du mode m et les élasticités de la demande totale et de la demande du mode m par rapport au prix du mode m.

$$\theta^S_m = 1 - \frac{\eta_{C_m}(\text{totale})}{\eta^m_{C_m}(\text{mode})\, S_m} \tag{3.4}$$

La dérivation de l'indice de substitution modale est contenue dans la section 5.2. Après quelques transformations, on peut aussi écrire l'indice de substitution modale comme suit,

$$\theta^S_m = \frac{1 - S_m}{1+(\alpha-1)S_m} \tag{3.5}$$

où le paramètre α indique l'élasticité de la demande totale par rapport à un niveau de service agrégé de tous les modes. Comme mentionné à la section 2.2, le calcul des élasticités est basé sur la part de marché observée (S_m) plutôt que sur la part calculée, il est clair d'après l'équation (3.5) que l'indice de substitution modale varie d'un modèle à l'autre uniquement si le paramètre α change.

Les modèles PERAM, SLAG, Gaudry-Wills, HORIZONS et Peat-Marwick comportent tous un modèle de la demande totale des déplacements qui permet une estimation du paramètre α. En vue de calculer des élasticités-prix de la demande totale et des indices de substitution modale avec les modèles probabilistes, une valeur du paramètre α doit être supposée. Pour des raisons qui font l'objet d'une discussion à la section 3.3, la valeur du paramètre α pour les modèles Ridout-Miller et Grayson est la même que celle estimée par le modèle Peat-Marwick. Les modèles Wilson-*et-al.* et Stopher-Prashker prennent la même valeur de α que celle du modèle PERAM. On obtient donc la propriété suivante,

θ^S_m(Peat-Marwick)	=	θ^S_m(Ridout-Miller)	=	θ^S_m(Grayson)	P.8
θ^S_m(PERAM)	=	θ^S_m(Wilson-et-al.)	=	θ^S_m(Stopher-Prashker)	

3.2 PRÉSENTATION DES RÉSULTATS

Pour chacun des marchés étudiés, un tableau en trois parties présente les élasticités-prix liées aux modèles de demande. La première partie, la partie **a**, du tableau contient les élasticités-prix propres, c'est-à-dire la sensibilité de la demande du mode concerné par rapport à son prix. Le seconde partie, la partie **b**, du tableau présente les élasticités-prix croisées, c'est-à-dire la sensibilité de la demande du mode concerné par rapport au prix d'un autre mode. Enfin, la troisième partie, la partie **c**, du tableau contient les élasticités-prix de la demande totale de transport (tous les modes) par rapport aux prix de chacun des modes ainsi que les indices de substitution modale.

Plus précisément, les élasticités-prix pour le niveau de la demande modale (η^m(mode)) se retrouvent dans les colonnes 1, 2, 3 et 4 de la partie a. Ainsi, d'après le modèle Peat-Marwick, l'élasticité de la demande de déplacements en auto par rapport au prix d'un déplacement en auto pour le marché représentatif (voir tableau 3.1 a) est de -1,37, l'élasticité de la demande de déplacements en avion par rapport au prix d'un déplacement en avion est de -5,44, etc. Les colonnes 5, 6, 7 et 8 contiennent les élasticités-prix de la part modale (η^m(part)). Toujours selon le modèle Peat-Marwick, l'élasticité-prix de la part des déplacements en auto par rapport au prix d'un déplacement en auto est de -0,68, l'élasticité de la part des déplacements en avion par rapport au prix d'un aller en avion est de -5,31, etc.

Une des particularités que possèdent les modèles de demande rapportés dans cette étude, à l'exception du modèle HORIZONS, a trait au fait que les élasticités-prix croisées des demandes modales sont toutes égales (voir propriété P.7). Ainsi le modèle Peat-Marwick évalue à 2,24 l'élasticité de la demande de transport en avion, en train ou en autocar par rapport au prix d'un déplacement en auto (voir tableau 3.1 **b**). Toujours selon le modèle Peat-Marwick, l'élasticité de la demande de transport en auto, en train ou en autocar par rapport au prix d'un déplacement en avion serait de 0,44. Les élasticités croisées du modèle HORIZONS dans la partie b sont des moyennes: l'annexe 1 regroupe toutes les élasticités propres et croisées du modèle HORIZONS.

Comme on le sait, les élasticités-prix de la demande modale (η^m(mode)) sont égales à la somme des élasticités-prix de la part modale (η^m(part)) et de la demande totale (η(totale)). Ainsi avec le modèle Peat-Marwick, les élasticités propres et croisées par rapport au prix d'un aller en auto, -1,37 et 2,24 (tableau 3.1 **a** et **b**, col.1), sont égales à la somme des élasticités propres et croisées de la part modale par rapport au prix d'un aller en auto, -0,68 et 2,93 (tableau 3.1 **a** et **b**, col.5), et de l'élasticité de la demande totale par rapport au prix d'un aller en auto, -0,70 (tableau 3.1 **c**, col.1).

Les indices de substitution modale pour le marché représentatif se trouvent à la partie de droite du tableau 3.1 **c**, c'est-à-dire dans les colonnes 5 à 8. Ainsi avec le modèle Peat-Marwick, l'indice de substitution modale pour l'autocar serait de 0,75: à la suite d'une diminution du prix du mode autocar, 75% de l'augmentation des voyageurs en autocar provient d'une diversion ou d'une réduction de la demande des autres modes de transport et 25% de l'augmentation de la demande pour le mode autocar est une demande induite.

Tableau 3.1 Marché représentatif (1976)

(a) Élasticités-prix propres

Modèles	élasticités-prix propres des modes				élasticités-prix propres des parts modales			
	1)auto	2)air	3)train	4)autocar	5)auto	6)air	7)train	8)autocar
Peat-Marwick	-1,37	-5,44	-2,88	-2,76	-0,68	-5,31	-2,85	-2,73
Ridout-Miller	-1,06	-4,13	-2,18	-2,09	-0,52	-4,02	-2,16	-2,07
Gaudry-Wills	-0,55	-1,34	-1,64	-1,66	-0,31	-1,32	-1,63	-1,65
PERAM	-0,40	-1,49	-1,45	-1,46	-0,17	-1,44	-1,43	-1,44
SLAG	-1,26	-2,55	-2,63	-2,64	-0,51	-2,46	-2,59	-2,60
Wilson-*et-al*,	-0,46	-1,57	-0,83	-0,79	-0,19	-1,52	-0,81	-0,78
HORIZONS	-1,90	-1,98	-0,97	-0,73	-0,50	-1,86	-0,93	-0,71
Grayson	-0,66	-2,56	-1,35	-1,30	-0,32	-2,49	-1,34	-1,28
Stopher-Prashker	-1,77	-3,69	-3,83	-3,84	-0,74	-3,57	-3,77	-3,79

(b) Élasticités-prix croisées

Modèles	élasticités croisées des modes par rapport aux prix				élasticités croisées des parts modales par rapport aux prix			
	1)auto	2)air	3)train	4)autocar	5)auto	6)air	7)train	8)autocar
Peat-Marwick	2,24	0,44	0,11	0,09	2,93	0,57	0,14	0,12
Ridout-Miller	1,67	0,32	0,08	0,07	2,22	0,44	0,11	0,09
Gaudry-Wills	1,08	0,12	0,07	0,06	1,33	0,14	0,08	0,07
PERAM	0,50	0,11	0,05	0,04	0,73	0,16	0,07	0,06
SLAG	1,46	0,18	0,09	0,08	2,21	0,27	0,13	0,12
Wilson-*et-al*,	0,57	0,11	0,03	0,02	0,84	0,16	0,04	0,04
HORIZONS	0,77	0,15	-0,02	-0,02	2,17	0,27	0,01	0,01
Grayson	1,04	0,20	0,05	0,04	1,38	0,27	0,07	0,06
Stopher-Prashker	2,18	0,26	0,13	0,12	3,21	0,39	0,19	0,17

(c) Élasticités-prix de la demande totale et indices de substitution modale

Modèles	élasticités de la demande totale par rapport aux prix				indices de substitution modale(θ^{s}_{m})			
	1)auto	2)air	3)train	4)autocar	5)auto	6)air	7)train	8)autocar
Peat-Marwick	-0,72	-0,14	-0,04	-0,03	0,36	0,73	0,74	0,75
Ridout-Miller	-0,55	-0,11	-0,03	-0,02	0,36	0,73	0,74	0,75
Gaudry-Wills	-0,25	-0,03	-0,02	-0,01	0,45	0,80	0,81	0,81
PERAM	-0,23	-0,05	-0,02	-0,02	0,29	0,66	0,67	0,67
SLAG	-0,75	-0,09	-0,04	-0,04	0,27	0,64	0,65	0,65
Wilson-*et-al*,	-0,27	-0,05	-0,01	-0,01	0,29	0,66	0,67	0,67
HORIZONS	-1,40	-0,12	-0,03	-0,02	0,09	0,37	0,29	0,28
Grayson	-0,34	-0,07	-0,02	-0,01	0,36	0,73	0,74	0,75
Stopher-Prashker	-1,03	-0,12	-0,06	-0,05	0,29	0,66	0,67	0,67

3.3 MARCHÉ REPRÉSENTATIF

Débutons l'analyse des élasticités avec un marché représentatif des déplacements interurbains défini par les valeurs moyennes de l'échantillon de Transports Canada de 1976 contenues dans le tableau 2.1. Après l'analyse des élasticités-prix des neuf modèles économétriques, des élasticités-prix pour le marché représentatif sont suggérées. Une discussion de la substitution modale termine la présente section.

Analyse. L'analyse qui suit est basée sur les élasticités-prix des parts modales et de la demande totale. Les six premières remarques (R.1 à R.6) portent sur les élasticités-prix des parts modales que l'on retrouve dans les colonnes 5, 6, 7 et 8 du tableau 3.1 a et **b**. On peut facilement vérifier si ces remarques s'appliquent également aux élasticités-prix des demandes modales.

R.1: Sauf pour l'auto, la part d'un mode de transport est plus sensible à des variations de son prix qu'à des variations des prix des autres modes; autrement dit, les élasticités propres sont supérieures aux élasticités croisées (col. 6, 7 et 8 du tableau 3.1 **a** et **b**).

R.2: L'importance relative des élasticités-prix croisées est similaire à celle des parts relatives des modes. Ainsi le prix du mode auto, qui a la plus grande part de marché (81%), influence le plus les autres modes de transport. L'effet du prix des modes air, train et bus décroît comme leurs parts de marché (col. 5 à 8 du tableau 3.1 **b**).

Les deux premières remarques s'expliquent par le fait que la part du mode auto est de 81%, ce qui cause une élasticité propre faible du mode auto (propriété P.1) et des élasticités croisées élevées par rapport au prix du mode auto (propriété P.2). En effet, on sait que les modèles de demande sont tels que le mode dominant aura une élasticité propre relativement faible et des élasticités croisées par rapport au prix du mode dominant relativement élevées. L'inverse est vrai pour les modes avec de faibles parts de marché (élasticités propres élevées et élasticités croisées faibles).

R.3: Les élasticités du modèle SLAG diffèrent peu de celles des modèles Peat-Marwick, Ridout-Miller et Stopher-Prashker.

Comme on le verra à l'étude des autres marchés, les élasticités-prix des modèles Peat-Marwick, Ridout-Miller et Stopher-Prashker ne sont jamais très différentes. Il est intéressant de remarquer que les deux modèles probabilistes Ridout-Miller et Peat-Marwick furent tous deux estimés du modèle Logit multinomial basé sur des déplacements dans le corridor Québec-Windsor. Cependant, la banque de données du modèle Ridout-Miller date de 1969 et celle du modèle Peat-Marwick de 1989. Vingt années plus tard, la sensibilité des voyageurs par rapport au prix n'a pas changé! Ce résultat répond à une des questions posées dans l'introduction: est-ce que des modèles calibrés à différentes périodes sont comparables? Il semble bien exister une transférabilité des résultats dans le temps.

Le modèle Stopher-Prashker est aussi un modèle Logit multinomial et fut estimé d'un échantillon de déplacements portant sur 22 paires de villes américaines en 1972. Les similitudes de ce modèle avec les deux autres sont aussi intéressantes en ce qu'elles confirment la transférabilité des résultats dans le temps et suggèrent même la transférabilité des résultats dans l'espace.

R.4: La structure des élasticités du modèle HORIZONS diffère de celle des autres modèles.

Tout comme le modèle Peat-Marwick, le modèle HORIZONS est calibré avec la banque de données de Via Train de 1989. Le modèle Peat-Marwick retient la formulation générale du Logit multinomial et présume que le voyageur choisit un mode à partir d'une comparaison simultanée des niveaux de service. Cependant, le modèle HORIZONS utilise le Logit emboîté (<<nested>>) et suppose que le processus de choix est séquentiel: dans un premier temps le choix se fait entre le caractère privé ou public d'un mode, puis, si nécessaire, le choix s'effectue entre l'utilisation de la voie des airs ou terrestre; enfin, le voyageur décide entre le train et l'autocar. Puisque l'échantillon utilisé pour la calibration des modèles Peat-Marwick et HORIZONS est sensiblement le même, l'hypothèse du choix séquentiel doit être responsable pour les écarts entre les élasticités-prix du modèle HORIZONS et celles du modèle Peat-Marwick.

R.5: Les modèles PERAM, Gaudry-Wills, Wilson-*el-al.* et Grayson donnent des résultats similaires.

Les modèles de demande agrégée Gaudry-Wills et PERAM obtiennent sensiblement les mêmes élasticités. Ici encore, l'hypothèse de transférabilité dans le temps des résultats semble se vérifier puisque les deux modèles utilisent des périodes de calibration différentes: 1972 et 1976, respectivement. Les ressemblances entre les résultats de ces deux modèles se retrouveront aussi dans l'étude des autres marchés. Ceci n'est pas surprenant car les deux modèles utilisent sensiblement la même banque de données et les mêmes variables explicatives. Le modèle Gaudry-Wills généralise le modèle PERAM en appliquant les transformations de Box-Cox et de Box-Tukey aux variables explicatives.

R.6: Malgré les ressemblances signalées précédemment, il existe des écarts importants entre les élasticités-prix: les élasticités-prix propres de la part du mode air varient de -5,3 à -1,3, celles des modes train et autocar de -2,8 à -0,8. Les valeurs les plus élevées proviennent des modèles Peat-Marwick, Ridout-Miller et SLAG; contrairement aux élasticités propres, les élasticités croisées diffèrent davantage pour la part du mode auto que pour les modes publics.

Cette dernière remarque s'explique par les propriétés P.1 et P.2. On se souvient que les trois déterminants des élasticités-prix sont: les paramètres, la part de marché et le prix. Puisque nous utilisons la même banque de données, ces variations des élasticités d'un modèle à l'autre proviennent uniquement du fait que chaque modèle possède des paramètres distincts. L'effet de ces paramètres est plus perceptible lorsque l'effet-part est important. C'est le cas pour les élasticités propres des modes air, train et autocar (tableau 3.1 **a**, col. 6-9), et les élasticités croisées par rapport au prix de l'auto (tableau 3.1 **b**, col. 6).

Les élasticités élevées du modèle agrégé SLAG par rapport aux deux autres modèles agrégés surprennent. Cela ne peut être causé par la formulation du modèle SLAG, car elle est semblable à celle du modèle PERAM. Il faut donc chercher du côté de l'échantillon utilisé pour la calibration du modèle. Les modèles Gaudry-Wills et SLAG sont tous deux estimés à partir d'un échantillon de l'année 1972. Toutefois, le nombre de paires de villes est de 92 pour le modèle Gaudry-Wills et de 94 pour le modèle SLAG. N'ayant pas la liste exacte des paires de villes contenues dans les échantillons, on ne peut que conjecturer que les deux paires de villes soient responsables des élasticités élevées du modèle SLAG. Nous décidons donc d'exclure le modèle SLAG pour les comparaisons des autres marchés.

Il est évident que la capacité d'un modèle à produire des estimations fiables est réduite lorsqu'il est appliqué à des marchés trop différents de ceux qui ont servi à sa calibration. Les modèles probabilistes Peat-Marwick, Ridout-Miller, HORIZONS, Grayson et Stopher-Prashker, qui ont été calibrés avec des marchés dont les distances et les prix sont inférieurs à ceux du marché représentatif, donnent des élasticités que nous ne jugeons pas crédibles. En effet, puisque les élasticités-prix de ces modèles sont directement proportionnelles aux prix (voir propriété P.4), ces modèles ne sont pas applicables avec des prix <<relativement élevés>>. En vue de suggérer des élasticités pour le marché représentatif, il nous semble alors nécessaire d'exclure les modèles Peat-Marwick, Ridout-Miller, HORIZONS, Grayson et Stopher-Prashker.

R.7: On reconnaît deux ensembles de sensibilités de la demande totale par rapport aux prix des modes de transport: le premier ensemble constitué des modèles Peat-Marwick, Ridout-Miller, SLAG, HORIZONS et Stopher-Prashker impliquent des demandes plus élastiques que le second ensemble composé des modèles Gaudry-Wills, PERAM, Wilson-*et-al.* et Grayson (tableau 3.1 **c**).

R.8: Tous les modèles indiquent que la demande totale est la plus influencée par le prix du mode auto, en second lieu celui de l'avion, puis par le prix du train. La demande totale est pratiquement invariante par rapport au prix du mode autocar (tableau 3.1 **c**).

Puisque les modèles Peat-Marwick et HORIZONS sont calibrés avec un échantillon des déplacements du corridor Québec-Windsor, il n'est pas surprenant d'obtenir une demande totale de transport plus élastique que la demande totale pour des déplacements répartis partout au Canada. La remarque R.8 est une conséquence directe de l'effet-part expliqué dans la section 3.1 (voir propriété P.3).

Valeurs retenues. Les élasticités-prix des modèles Gaudry-Wills, PERAM, Wilson-*et-al.* et Grayson sont suffisamment homogènes pour nous permettre de retenir les élasticités du tableau 3.2 basées sur le modèle PERAM.

L'examen des élasticités propres montre que la demande de déplacements en auto est clairement inélastique: à la suite d'une augmentation du prix, la demande de déplacements en auto va réagir moins que proportionnellement. À l'opposé, la demande du mode air est modérément élastique. À cause des faibles parts de marché des modes train et autocar, 5% et 4% respectivement, il y a une plus grande dispersion des estimations pour les élasticités propres de ces modes. La sensibilité de la demande des modes train et autocar semble se situer entre les deux autres mais ressemble davantage à l'élasticité du mode avion qu'à celle du mode automobile.

Tableau 3.2 **Élasticités-prix et indices de substitution retenus, marché représentatif (1976)**

(a) **Élasticités-prix propres et croisées**

	élasticités-prix des modes de transport				élasticités-prix des parts modales			
	1)auto	2)air	3)train	4)autocar	5)auto	6)air	7)train	8)autocar
élasticités propres	-0,40	-1,49	-1,45	-1,46	-0,17	-1,44	-1,43	-1,44
élasticités croisées	0,50	0,11	0,05	0,04	0,73	0,16	0,07	0,06

(b) **élasticités-prix de la demande totale et indices de substitution modale**

élasticités-prix de la demande totale par rapport aux prix				indices de substitution modale (θ^s_m)			
1)auto	2)air	3)train	4)autocar	5)auto	6)air	7)train	8)autocar
-0,23	-0,05	-0,02	-0,02	0,29	0,66	0,67	0,67

Substitution entre les modes. Les élasticités croisées par rapport au prix des modes train (0,05) et autocar (0,04) sont faibles. À première vue, elles semblent négligeables et pourraient suggérer l'absence de substitution entre les modes. Cependant, il est assez facile de démontrer qu'il en est tout autrement et qu'une forte substitution modale existe. Examinons, par exemple, l'impact d'une hausse de 50% du prix du transport par train sur les demandes des modes de transport. Étant donné l'élasticité propre de la demande de train (-1,45), la demande de train diminue de 72,5% (-1,45x50%), soit une réduction de 4536 (6 257 x 0,725) déplacements. Puisque l'indice de substitution du mode train est de 67%, ceci signifie que de ces 4 536 déplacements, 1 497 (4 536x0,33) déplacements contribuent à réduire la demande totale et 3 039 déplacements (4 536 x 0,67) s'effectueront avec les autres modes. Ainsi, l'ajustement de la demande de train s'effectue à 67% par le biais d'une substitution modale et 33% de cet ajustement diminue le nombre total de déplacements.

L'étude des modes avion et autocar conduisent à la même conclusion: à la suite d'un changement du prix d'un mode public, les variations de la demande de ce mode public sont compensées à 66% par des variations équivalentes des autres modes (publics ou privé).

Une hausse du prix de l'auto signifie que 29% de la diminution de la demande auto est compensée par une augmentation de l'achalandage des modes publics. Même s'il s'agit d'un effet de substitution important, il demeure inférieur aux effets de substitution provoqués par des changements de prix des modes publics.

3.4 ÉTUDE DES MARCHÉS

Après avoir fait diverses observations pour le marché représentatif, nous examinons maintenant les élasticités-prix pour trois marchés spécifiques: Montréal-Ottawa, Montréal-Toronto et Toronto-Vancouver.

3.4.1 Le marché Montréal-Ottawa

Analyse. Avec le marché Montréal-Ottawa, la discussion entreprise à la section 3.1 sur l'effet du prix sur l'élasticité-prix prend tout son sens. En effet, à partir du tableau 3.3 **a**, **b**, et **c**, on constate que les trois catégories de modèles, indentifiées par les propriétés P.4, P.5 et P.6, donnent des élasticités relativement différentes: les modèles dont l'élasticité-prix est directement proportionnelle au prix (Peat-Marwick, Ridout-Miller, HORIZONS, Grayson, Stopher-Prashker) donnent des élasticités relativement faibles; les modèles dont l'élasticité-prix est inversement proportionnelle au prix (Gaudry-Wills, Wilson-*et-al.*) produisent des élasticités-prix relativement élevées; et enfin le modèle PERAM donne des élasticités comprises entre les deux premières puisque l'élasticité-prix est invariante au prix.

On sait que, en moyenne, les prix qui ont servi à calibrer le modèle Gaudry-Wills correspondent aux prix du marché représentatif. Les prix du marché Montréal-Ottawa constituent donc des valeurs <<extrêmes>> pour le modèle Gaudry-Wills, car comparativement au marché représentatif, les prix du marché Montréal-Ottawa sont relativement très bas. Puisque le modèle Gaudry-Wills génère des élasticités inversement proportionnelles aux prix (voir propriété P.6), il n'est donc pas surprenant d'obtenir des valeurs importantes pour les élasticités de ce modèle. Le même raisonnement s'applique aux modèles PERAM et Wilson-*et-al.*. En conséquence, nous jugeons opportun de ne pas retenir les modèles Gaudry-Wills, PERAM, et Wilson-*et-al.* pour le marché Montréal-Ottawa.

Tableau 3,3 Marché Montréal-Ottawa (1976)

(a) **Élasticités-prix propres**

Modèles	élasticités-prix propres des modes				élasticités-prix propres des parts modales			
	1)auto	2)air	3)train	4)autocar	5)auto	6)air	7)train	8)autocar
Peat-Marwick	-0,17	-2,12	-0,65	-0,54	-0,08	-2,11	-0,64	-0,52
Ridout-Miller	-0,13	-1,59	-0,47	-0,41	-0,06	-1,59	-0,48	-0,39
Gaudry-Wills	-0,79	-1,82	-2,28	-2,10	-0,50	-1,82	-2,27	-2,05
PERAM	-0,41	-1,59	-1,46	-1,35	-0,18	-1,58	-1,44	-1,28
Wilson-*et-al,*	-0,47	-5,12	-1,57	-1,33	-0,20	-5,10	-1,55	-1,27
HORIZONS	-0,23	-0,78	-0,19	-0,16	-0,06	-0,77	-0,19	-0,14
Grayson	-0,08	-0,99	-0,30	-0,26	-0,04	-0,99	-0,30	-0,25
Stopher-Prashker	-0,21	-1,43	-0,86	-0,77	-0,09	-1,42	-0,85	-0,73

(b) **Élasticités-prix croisées**

Modèles	élasticités croisées des modes par rapport aux prix				élasticités croisées des parts modales par rapport aux prix			
	1)auto	2)air	3)train	4)autocar	5)auto	6)air	7)train	8)autocar
Peat-Marwick	0,26	0,02	0,02	0,07	0,34	0,03	0,03	0,09
Ridout-Miller	0,20	0,02	0,02	0,05	0,26	0,02	0,02	0,07
Gaudry-Wills	1,78	0,02	0,08	0,30	2,06	0,02	0,09	0,35
PERAM	0,49	0,01	0,04	0,15	0,72	0,02	0,06	0,22
Wilson-*et-al,*	0,56	0,04	0,04	0,15	0,83	0,06	0,06	0,21
HORIZONS	0,09	0,01	0,00	0,00	0,25	0,01	0,01	0,02
Grayson	0,12	0,01	0,01	0,03	0,16	0,01	0,01	0,04
Stopher-Prashker	0,26	0,01	0,02	0,08	0,38	0,02	0,04	0,12

(c) **Élasticités-prix de la demande totale et indices de substitution modale**

Modèles	élasticités de la demande de transport par rapport aux prix				indices de substitution (θ^{s}_{m})			
	1)auto	2)air	3)train	4)autocar	5)auto	6)air	7)train	8)autocar
Peat-Marwick	-0,09	-0,01	-0,01	-0,02	0,37	0,75	0,75	0,72
Ridout-Miller	-0,06	-0,01	-0,01	-0,02	0,37	0,75	0,75	0,72
Gaudry-Wills	-0,28	0,00	-0,01	-0,05	0,55	0,86	0,86	0,84
PERAM	-0,23	-0,01	-0,02	-0,07	0,29	0,68	0,67	0,65
Wilson-*et-al,*	-0,27	-0,02	-0,02	-0,07	0,29	0,68	0,67	0,65
HORIZONS	-0,16	-0,01	-0,01	-0,02	0,10	0,42	0,20	0,29
Grayson	-0,04	0,00	0,00	-0,01	0,37	0,75	0,75	0,72
Stopher-Prashker	-0,12	-0,01	-0,01	-0,04	0,29	0,68	0,67	0,65

Valeurs retenues. Les modèles Peat-Marwick, Ridout-Miller, HORIZONS, Grayson, Stopher-Prashker donnent des élasticités propres assez homogènes. Comme c'était le cas avec le marché représentatif, les plus grands écarts proviennent du mode avec la plus petite part de marché, celui-ci étant le mode air dans le marché Montréal-Ottawa. Les estimations sont toutefois suffisamment semblables pour nous permettre de retenir les élasticités du tableau 3.4 basées sur le modèle Peat-Marwick.

Contrairement au marché représentatif, les élasticités-prix des modes train et autocar, sont inélastiques pour le marché Montréal-Ottawa. Donc le mode air est le seul à avoir une demande élastique, tous les modes terrestres ayant une demande inélastique inférieure à -0,65.

Substitution entre les modes. L'indice de substitution du mode auto (0,37) signifie que 37% de la diminution de la demande du mode auto, à la suite d'une augmentation du prix de l'auto, s'ajoute à la demande des modes publics. Cependant, la majeure partie, 63%, de la réduction de la demande auto contribue à diminuer la demande totale. Même si l'effet de substitution du mode privé vers les modes publics est faible, il influence quand même, d'une façon non négligeable, les parts modales des modes publics. En effet, l'élasticité croisée (0,26) des modes publics par rapport au prix du mode auto est relativement élevée.

Une variation du prix d'un mode public affectera principalement les parts de marché et laissera la demande totale relativement inchangée. En effet, l'ajustement de la demande d'un mode public à la suite d'un changement de son prix s'effectuera à 75% pour les mode avion et train, et à 72% pour le mode autocar par le biais d'une substitution modale.

Tableau 3.4 Élasticités-prix et indices de substitution retenues, marché Montréal-Ottawa (1976)

(a) Élasticités-prix propres et croisées

	élasticités-prix des modes de transport				élasticités-prix des parts modales			
	1)auto	2)air	3)train	4)autocar	5)auto	6)air	7)train	8)autocar
élasticités propres	-0,17	-2,12	-0,65	-0,54	-0,08	-2,11	-0,64	-0,52
élasticités croisées	0,26	0,02	0,02	0,07	0,34	0,03	0,03	0,09

(b) Élasticités-prix de la demande totale et indices de substitution modale

élasticités-prix de la demande totale par rapport aux prix				indices de substitution modale (θ^S_m)			
1)auto	2)air	3)train	4)autocar	5)auto	6)air	7)train	8)autocar
-0,09	-0,01	-0,01	-0,02	0,37	0,75	0,75	0,72

3.4.2 Le marché Montréal-Toronto

Analyse. Les élasticités du marché Montrél-Toronto apparaissent au tableau 3.6 **a**, **b** et **c**. Des quatre marchés étudiés, c'est celui où l'homogénéité des élasticités est la plus manifeste. La seule différence systématique provient des modèles HORIZONS et Grayson qui donnent des estimations nettement plus faibles pour les élasticités propres des modes train et autocar. On peut penser que l'hypothèse du processus de choix séquentiel du modèle HORIZONS soit responsable des faibles élasticités liées aux modes publics terrestres.

Valeurs retenues. Les élasticités-prix du tableau 3.5 correspondent à celles du modèle Ridout-Miller. Les élasticités-prix du marché Montréal-Toronto ne sont pas très différentes de celles du marché représentatif: la demande du mode auto est inélastique (-0,49) et la demande des modes publics est élastique.

Tableau 3.5 Élasticités-prix retenues, marché Montréal-Toronto (1976)

(a) Élasticités-prix propres et croisées

	élasticités-prix des modes de transport				élasticités-prix des parts modales			
	1)auto	2)air	3)train	4)autocar	5)auto	6)air	7)train	8)autocar
élasticités propres	-0,49	-2,26	-1,12	-1,03	-0,35	-2,07	-1,06	-1,00
élasticités croisées	0,39	0,46	0,14	0,03	0,51	,61	0,18	0,04

(b) Élasticités-prix de la demande totale et indices de substitution modale

élasticités-prix de la demande totale par rapport aux prix				indices de substitution modale (θ^S_m)			
1)auto	2)air	3)train	4)autocar	5)auto	6)air	7)train	8)autocar
-0,13	-0,15	-0,05	-0,01	0,56	0,70	0,72	0,75

Substitution entre les modes. L'hypothèse d'absence de substitution modale peut être rejetée. Une variation du prix d'un mode induira surtout des ajustements sur la répartition des déplacements. Les proportions des ajustements qui proviennent d'une substitution modale sont: 56% pour le mode auto, 70% pour le mode avion, 72% pour le mode train et 75% pour le mode autocar.

Tableau 3.6 Marché Montréal-Toronto (1976)

(a) Élasticités-prix propres

Modèles	élasticités-prix propres des modes				élasticités-prix propres des parts modales			
	1)auto	2)air	3)train	4)autocar	5)auto	6)air	7)train	8)autocar
Peat-Marwick	-0,64	-3,00	-1,49	-1,37	-0,48	-2,80	-1,43	-1,36
Ridout-Miller	-0,49	-2,26	-1,12	-1,03	-0,35	-2,07	-1,06	-1,00
Gaudry-Wills	-1,02	-1,31	-1,70	-1,95	-0,86	-1,26	-1,67	-1,94
PERAM	-0,54	-1,35	-1,35	-1,46	-0,37	-1,24	-1,28	-1,44
Wilson-*et-al,*	-0,62	-2,70	-1,33	-1,21	-0,42	-2,47	-1,26	-1,20
HORIZONS	-0,69	-1,16	-0,56	-0,33	-0,35	-0,99	-0,51	-0,32
Grayson	-0,31	-1,41	-0,70	-0,64	-0,23	-1,32	-0,67	-0,64
Stopher-Prashker	-0,77	-2,06	-1,99	-1,91	-0,53	-1,89	-1,89	-1,88

(b) Élasticités-prix croisées

Modèles	élasticités croisées des modes par rapport aux prix				élasticités croisées des parts modales par rapport aux prix			
	1)auto	2)air	3)train	4)autocar	5)auto	6)air	7)train	8)autocar
Peat-Marwick	0,53	0,63	0,18	0,04	0,69	0,82	0,24	0,05
Ridout-Miller	0,39	0,46	0,14	0,03	0,51	0,61	0,18	0,04
Gaudry-Wills	1,08	0,32	0,24	0,07	1,24	0,37	0,28	0,08
PERAM	0,36	0,25	0,15	0,04	0,53	0,36	0,22	0,06
Wilson-*et-al,*	0,42	0,49	0,14	0,03	0,61	0,72	0,21	0,05
HORIZONS	0,18	0,15	-0,01	0,00	0,51	0,32	0,05	0,01
Grayson	0,25	0,29	0,09	0,02	0,33	0,38	0,11	0,03
Stopher-Prashker	0,52	0,37	0,22	0,05	0,76	0,55	0,32	0,08

(c) Élasticités-prix de la demande totale et indices de substitution modale

Modèles	élasticités de la demande totale par rapport aux prix				indices de substitution (θ^s_m)			
	1)auto	2)air	3)train	4)autocar	5)auto	6)air	7)train	8)autocar
Peat-Marwick	-0,17	-0,20	-0,06	-0,01	0,56	0,70	0,72	0,75
Ridout-Miller	-0,13	-0,15	-0,05	-0,01	0,56	0,70	0,72	0,75
Gaudry-Wills	-0,17	-0,05	-0,04	-0,01	0,73	0,84	0,85	0,86
PERAM	-0,17	-0,12	-0,07	-0,02	0,47	0,62	0,65	0,67
Wilson-*et-al,*	-0,20	-0,23	-0,07	-0,02	0,47	0,62	0,65	0,67
HORIZONS	-0,33	-0,17	-0,06	-0,01	0,18	0,34	0,32	0,22
Grayson	-0,08	-0,10	-0,03	-0,01	0,56	0,70	0,72	0,75
Stopher-Prashker	-0,24	-0,18	-0,10	-0,02	0,47	0,62	0,65	0,67

3.4.3 Le marché Toronto-Vancouver

Valeurs retenues. Pour les mêmes raisons que celles invoquées au cours de l'analyse du marché représentatif, seuls les modèles Gaudry-Wills, PERAM et Wilson-*et-al.* peuvent être appliqués à l'analyse du marché Toronto-Vancouver. Les élasticités de ces modèles pour le marché Toronto-Vancouver sont présentées au tableau 3.8 a, **b** et c. Le tableau 3.7 résume les différentes estimations des élasticités-prix.

Analyse. À part le mode dominant (le mode air), les demandes de transport sont élastiques et unitaires. Il est assez intéressant d'observer que le mode air possède une élasticité propre de -0,62, et ressemble fort à l'élasticité propre du mode auto dans les autres marchés.

Substitution entre les modes. La demande totale du marché Toronto-Vancouver est davantage sensible au prix du mode air qu'aux prix des modes terrestres. Une augmentation du prix de l'auto, par exemple, signifie que 68% de la diminution des déplacements en auto correspond à l'accroissement de l'achalandage des autres modes. Par ailleurs, une augmentation du prix du mode air implique que 83% de la diminution de la demande du mode air correspond à la diminution de la demande totale. Toutefois les parts des modes auto, autocar et train sont affectées par un changement de prix du mode air comme l'indique l'élasticité croisée de 1,45 .

Tableau 3.7 Élasticités-prix retenues, marché Toronto-Vancouver (1976)

(a) Élasticités-prix propres et croisées

	élasticités-prix des modes de transport				élasticités-prix des parts modales			
	1)auto	2)air	3)train	4)autocar	5)auto	6)air	7)train	8)autocar
élasticités propres	-0,89	-0,62	-1,42	-1,49	-0,89	-0,15	-1,39	-1,49
élasticités croisées	0,01	0,98	0,08	0,01	0,01	1,45	0,11	0,01

(b) Élasticités-prix de la demande totale et indices de substitution modale

élasticités-prix de la demande totale par rapport aux prix				indices de substitution modale (θ^s_m)			
1)auto	2)air	3)train	4)autocar	5)auto	6)air	7)train	8)autocar
-0,00	-0,46	-0,04	-0,00	0,68	0,17	0,66	0,68

Tableau 3.8 Marché Toronto-Vancouver (1976)

(a) Élasticités-prix propres

Modèles	élasticités-prix propres des modes				élasticités-prix propres des parts modales			
	1)auto	2)air	3)train	4)autocar	5)auto	6)air	7)train	8)autocar
Gaudry-Wills	-1,26	-0,32	-1,30	-1,42	-1,26	-0,12	-1,28	-1,42
PERAM	-0,89	-0,62	-1,42	-1,49	-0,89	-0,15	-1,39	-1,49
Wilson-*et-al,*	-1,02	-0,44	-0,68	-0,62	-1,02	-0,11	-0,66	-0,61

(b) Élasticités-prix croisées

Modèles	élasticités croisées des modes par rapport aux prix				élasticités croisées des parts modales par rapport aux prix			
	1)auto	2)air	3)train	4)autocar	5)auto	6)air	7)train	8)autocar
Gaudry-Wills	0,01	0,92	0,09	0,01	0,01	1,12	0,11	0,01
PERAM	0,01	0,98	0,08	0,01	0,01	1,45	0,11	0,01
Wilson-*et-al,*	0,01	0,56	0,02	0,00	0,01	1,03	0,05	0,01

(c) Élasticités-prix de la demande totale et indices de substitution modale

Modèles	élasticités de la demande totale par rapport aux prix				indices de substitution (θ^s_m)			
	1)auto	2)air	3)train	4)autocar	5)auto	6)air	7)train	8)autocar
Gaudry-Wills	-0,00	-0,20	-0,02	-0,00	0,82	0,31	0,81	0,82
PERAM	-0,00	-0,46	-0,04	-0,00	0,68	0,17	0,66	0,68
Wilson-*et-al,*	-0,00	-0,33	-0,02	-0,00	0,68	0,17	0,66	0,68

4.EFFETS DE L'AGRÉGATION SUR LE CALCUL DES ÉLASTICITÉS ET SUR L'ESTIMATION

La présente section porte principalement sur la qualité de la méthode approximative décrite à la section 2. Nous aborderons ce sujet en traitant séparément deux questions distinctes: l'utilisation d'un individu représentatif et l'effet de l'utilisation des parts observées.

On a vu à la section 2 que l'élasticité-prix propre agrégée de la part du mode m liée à un modèle probabiliste est représentée par les équations (4.1), 4.2) et (4.3).

$$\eta_{C_m}^{m}(\text{marché}) = \sum_k \eta_{C_m}^{m}(\text{k}) \cdot f_k \tag{4.1}$$

$$\eta_{C_m}^{m}(\text{k}) = \beta \cdot C_m(\text{k}) \cdot (1 - prob_m(\text{k})) \tag{4.2}$$

$$prob_m(\text{k}) = \frac{\exp(\beta \cdot C_m(\text{k}) + A_m(\text{k}))}{\sum_l \exp(\beta \cdot C_l(\text{k}) + A_l(\text{k}))} \tag{4.3}$$

où

$prob_m(\text{k})$	= la probabilité que l'individu k choisisse le mode m;
$\eta_{C_m}^{m}(\text{k})$	= l'élasticité de la probabilité que l'individu k choisisse le mode m par rapport au prix du mode m;
$\eta_{C_m}^{m}(\text{marché})$	= l'élasticité-prix propre agrégée avec la méthode d'énumération;
f_k	= facteur de représentativité de l'individu k dans la population;
$C_{ijm}(\text{k})$	= le prix du mode m pour l'individu k;
$A_{ijm}(\text{k})$	= le niveau de service du mode m auquel fait face l'individu k, niveau de service lié à des facteurs autres que le prix.

L'élasticité agrégée résulte d'une somme pondérée des élasticités des individus. Puisque nous ne disposons pas des échantillons, il nous est impossible d'utiliser cette méthode. Dans notre étude, l'élasticité-prix propre agrégée provenant d'un modèle probabiliste fut calculée avec l'équation (4.4):

$$\eta_{C_m}^{m}(\text{approx.}) = \beta \cdot \overline{C_m} \cdot (1 - S_m) \tag{4.4}$$

En comparant les équations (4.1)-(4.3) à l'équation (4.4), les deux méthodes se distinguent de deux façons:

1) la valeur agrégée de l'élasticité-prix avec l'équation (4.4) requiert une seule valeur du prix ($\overline{C_m}$), tandis que l'élasticité-prix agrégée obtenue avec l'équation (4.1) nécessite tous les prix contenus dans l'échantillon;

2) l'élasticité-prix $\eta_{C_m}^{m}$(marché) provient de la probabilité <u>calculée</u> de chaque individu alors que l'élasticité-prix $\eta_{C_m}^{m}$(approx.) est obtenue avec la part de marché (S_m).

La similarité des élasticités obtenues suivant la méthode d'énumération (4.1)-(4.3) avec celles calculées suivant la formule (4.4) sera illustrée avec deux exemples empiriques.

Santiago. Le premier exemple provient d'un modèle Logit appliqué à des données urbaines de Santiago (Chili)[7]. La première colonne du tableau 4.1 présente les élasticités-prix propres liées à ce modèle avec la méthode d'agrégation des élasticités individuelles ($\eta_{C_m}^{m}$(marché)). La deuxième colonne contient les élasticités-prix propres ($\eta_{C_m}^{m}$(approx.)) pour un individu représentatif selon la formule (4.4). Dans la troisième colonne, on trouve l'élasticité-prix calculée avec un individu représentatif mais la part calculée pour un individu représentatif remplace la part observée dans l'équation (4.4), soit

$$\eta_{C_m}^{m}(\text{représ.}) = \beta \cdot \overline{C_m} \cdot \left(1 - \frac{\exp(\beta \cdot \overline{C_m} + \overline{A_m})}{\sum_l \exp(\beta \cdot \overline{C_l} + \overline{A_l})} \right) \tag{4.5}$$

[7] Ce modèle provient d'une légère modification apportée à celui qui apparaît dans la colonne 0[1] du tableau 5 de l'article de Gaudry *et al.* (1989).

À l'étude du tableau 4.1, on doit constater que les trois méthodes donnent des estimations très similaires. De plus en comparant les colonnes 2 et 3, il apparaît que l'emploi des parts de marché donnent des estimations plus précises que l'emploi de la part calculée de l'individu représentatif suivant l'équation (4-5). Sans que ce soit une justification scientifique, cet exemple confirme que l'approximation des élasticités agrégées ($\eta^{m}_{C_m}$(approx.)) donne des estimations tout à fait raisonnables.

Tableau 4.1 Élasticités propres avec trois méthodes différentes, Santiago (Chili)

	1) somme pondérée des élasticités individuelles ($\eta^{m}_{C_m}$(marché))	2) élasticités d'un individu représentatif, part de marché ($\eta^{m}_{C_m}$(approx.))	3) élasticités d'un individu représentatif, probabilité calculée ($\eta^{m}_{C_m}$(représ.))
mode 1	-,251	-,340	-,370
mode 2	-,064	-,087	-,075
mode 3	-,213	-,233	-,240
mode 4	-,015	-,047	-,015
mode 5	-,049	-,069	-,095
mode 6	-,154	-,184	-,193
mode 7	-,070	-,075	-,077
mode 8	-,169	-,182	-,189
mode 9	-,141	-,153	-,160

Montréal-Toronto. Le deuxième exemple provient du modèle Peat-Marwick (1990). La ligne 1 du tableau 4-2 contient les élasticités-prix propres de la probabilité de choix modal d'un individu à faible revenu, pour un déplacement dans le marché Montréal-Toronto pour motif <<affaires>>. La ligne 2 a trait à la même situation que la ligne 1 sauf que le revenu de l'individu est élevé. Les lignes 4 et 5 donnent la même information pour le motif autre qu'affaires. Ces élasticités proviennent d'un individu possédant les caractéristiques reproduites dans le tableau II-11 dans Peat-Marwick(1990)[8]. L'équation (4-2) sert aux calculs de ces élasticités-prix propres.

La ligne 3 du tableau 4.2 contient les élasticités-prix calculées avec l'approximation de l'élasticité agrégée ($\eta^{m}_{C_m}$(approx.)). Les élasticités de la ligne 3 se différencient de celles des deux premières lignes car les parts de marché remplacent les probabilités calculées.

Si l'on compare la ligne 3 avec les deux premières du tableau 4.2, on constate une fois de plus que l'approche approximative produit des élasticités tout à fait raisonnables qui se situent entre les élasticités calculées pour les individus à revenus élevés et bas.

Tout comme la ligne 3, la ligne 6 contient les élasticités-prix calculées avec l'approximation de l'élasticité agrégée ($\eta^{m}_{C_m}$(approx.)) sauf que les prix ne sont pas ceux du motif affaires mais une moyenne des prix des modes pour motif <<affaires et autres>>. Nous ne connaissons pas les élasticités-prix agrégées du modèle Peat-Marwick pour le marché Montréal-Toronto, mais elles doivent correspondre à une moyenne des valeurs contenues dans les lignes 1, 2, 4 et 5. On constate que c'est précisément ce que l'on retouve dans la ligne 6: une approximation des élasticités-prix agrégées du marché Montréal-Toronto.

[8]Les élasticités contenues dans les lignes 1, 2, 4 et 5 sont aussi calculées par Miller et Fung (1991) (voir tableau 4 (b)). Pour des raisons qui nous sont inconnues, nous obtenons des élasticités différentes.

Tableau 4.2 Élasticités-prix du marché Montréal-Toronto (1987)
avec le modèle Peat Marwick (1990)

	élasticités propres				élasticités croisées			
	auto	air	train	bus	auto	air	train	bus
motif affaires:								
1)faible revenu, prob, calculée	-2,69	-2,28	-1,79	-1,04	0,53	3,84	0,41	0,02
2)haut revenu, prob, calculée	-3,09	-0,49	-2,12	-1,06	0,13	5,63	0,08	0,00
3)part de marché	-2,90	-0,98	-2,05	-1,06	0,29	5,11	0,15	0,00
motif autres, non-groupe:								
4)faible revenu, prob, calculée	-0,69	-4,14	-1,43	-1,04	0,64	0,47	0,32	0,31
5)haut revenu, prob, calculée	-0,74	-3,24	-1,50	-1,20	0,59	1,37	0,26	0,15
tous motifs								
6)part de marché, paramètres du motif affaires	-1,42	-2,69	-1,46	-0,99	0,70	2,11	0,32	0,05
La formule 4,2 est utilisée aux lignes 1, 2, 4 et 5 alors que l'approximation de la formule 4,4 est utilisée aux lignes 3 et 6,								

5. FORMULATION DES ÉLASTICITÉS-PRIX ET DE L'INDICE DE SUBSTITUTION MODALE

Dans la présente section, nous présentons les formules qui ont servie aux calculs de l'indice de substituion modale et des élasticités-prix.

5.1 DESCRIPTION DES MODÈLES DE DEMANDE

Dans cette section nous présentons l'information détaillée qui a servi aux calculs des tableaux 3.3 à 3.8. Puisque notre intérêt réside dans la sensibilité de la demande au prix des modes de transport, nous nous limitons donc à expliciter la spécification de la variable prix dans le modèle probabiliste ou de répartition modale et regroupons dans la variable A_{ijm} toute les autres variables apparaissant dans le modèle de répartition modale ou probabiliste.

La comparaison des élasticités-prix présentées dans la section 3 nécessite pour certains modèles un ajustement des paramètres calibrés. Cet ajustement consiste à changer les unités monétaires des coefficients en vue d'obtenir l'unité <<cent canadien de 1976>>. Les modèles probabilistes et de répartition modale définissent le niveau d'utilité du mode m (V_m) comme,

$$V_m = \beta C_m + A_m \tag{5.1}$$

Le coefficient β s'interprète comme des utilités par unité monétaire de la variable C_m; si la période de calibration est 1972, la transformation suivante est alors nécessaire:

$$\beta_{1976} = \beta_{1972} \cdot IPC_{1972}/IPC_{1976} \tag{5.2}$$

où IPC_{1972} et IPC_{1976} signifient l'indice des prix à la consommation de 1972 et 1976, respectivement. Le tableau 5.1 offre les valeurs des indices de prix et des taux de change utilisés dans les calculs.

Tableau 5.1 Indices des prix et des taux de change

	1969	1972	1976	1977	1984
indice des prix à la consommation	39,2	42,6	60,6	65,1	120,7
taux de change ($CAN/$US)	1,077	0,991	0,986	1,063	1,295

La notation utilisée est la suivante:

S_{ijm} = la part modale du mode m dans le marché ij;

T_{ij} = le nombre total de déplacements dans le marché ij;

C_{ijm} = le prix du mode m dans le marché ij;

IPC_{an} = l'indice des prix à la consommation de l'année an;

TDC_{an} = taux de change américain de l'année an;

η_{C_m}(totale) = l'élasticité de la demande totale par rapport au prix du mode m;

$\eta^m_{C_m}$(part) = l'élasticité de la part du mode m (S_{ijm}) par rapport au prix du mode m (C_{ijm}).

Le modèle Gaudry-Wills (1978)

La banque de données pour la calibration du modèle Gaudry-Wills est celle de Transports Canada, 1972. Le modèle de répartition modale est donné par l'équation (5.4) et le modèle de génération-distribution est formulé par l'équation (5.3).

$$T_{ij} = \left(24,46 + 0,8P_{ij}^{(\lambda_1)} + 0,0014L_{ij}^{(\lambda_2)} + 2,5\left[\sum_l \exp\left(-1,82(C_{ijl}+35,7)^{(\lambda_3)} + A_{ijl}\right)\right]\right)^{(\lambda_4)^{-1}} \tag{5.3}$$

$$S_{ijm} = \frac{\exp\left(-1,82(C_{ijm}+35,7)^{(\lambda_3)} + A_{ijm}\right)}{\sum_l \exp\left(-1,82(C_{ijl}+35,7)^{(\lambda_3)} + A_{ijl}\right)} \tag{5.4}$$

Dès lors, les élasticités-prix liées au modèle Gaudry-Wills sont calculées avec les équations (5.5), (5.6) et (5.7).

$$\eta_{C_m}(\text{totale}) = -1,82 \cdot 2,5 \cdot (C_{mk}+35,7)^{(-0,24-1)} \cdot S_{ijm} \cdot U'04 \cdot T_{ij}^{.17} \tag{5.5}$$

$$\eta^m_{C_m}(\text{part}) = -1,82 \cdot (C_{ijm}+35,7)^{(-0,24-1)} \cdot C_{ijm} \cdot (1-S_{ijm}) \tag{5.6}$$

$$\eta^m_{C_l}(\text{part}) = 1,82 \cdot (C_{ijl}+35,7)^{(-0,24-1)} \cdot C_{ijl} \cdot S_{ijl} \tag{5.7}$$

$\lambda_1 = 0,2$, $\lambda_2 = 1,94$, $\lambda_3 = -0,24$, $\lambda_4 = -0,17$

où

P_{ij} = le produit de la population de la ville i et de la population de la ville j;
L_{ij} = similarité de la composition linguistique de la ville i et de la ville j;
A_{ijm} = temps de parcours, nombre de départs.

Le modèle Grayson (1981)

La banque de données pour la calibration du modèle Grayson est celle de l'enquête nationale de transport (*National Travel Survey*) de 1977. L'échantillon comporte 1658 déplacements dans 46 paires de villes. Les paires de villes incluent généralement New-York, San Francisco et Los Angeles. Le modèle probabiliste est décrit par l'équation (5.8).

$$S_{ijm} = \frac{\exp(-0,016C_{ijm} + A_{ijm})}{\sum_l \exp(-0,016C_{ijl} + A_{ijl})} \quad (5.8)$$

Dès lors, les élasticités-prix liées au modèle Grayson sont calculées avec les équations (5.9), (5.10) et (5.11).

$$\eta_{C_m}(\text{totale}) = 0,247(-,016\,IPC_{77}/(100\,IPC_{76}\,TDC_{77})) \cdot S_{ijm} \cdot C_{ijm} \quad (5.9)$$

$$\eta^m_{C_m}(\text{part}) = (-,016\,IPC_{77}/(100\,IPC_{76}\,TDC_{77})) \cdot C_{ijm} \cdot (1 - S_{ijm}) \quad (5.10)$$

$$\eta^m_{C_l}(\text{part}) = (0,0161 \cdot IPC_{77}/(100\,IPC_{76}\,TDC_{77})) \cdot C_{ijl} \cdot S_{ijl} \quad (5.11)$$

A_{ijm} = temps dans le véhicule, temps d'accès, temps d'attente.

Le modèle HORIZONS

La banque de données pour la calibration du modèle HORIZONS est celle de l'enquête sur les déplacements dans le corridor Québec-Windsor de 1987. Le modèle de génération-distribution est représenté par l'équation (5.12).

$$T_{ij} = e^{-15.7 - .23I_o + .2I_q} \cdot U^{.65} \cdot (Y_i E_j)^{1.04} \quad (5.12)$$

où

I_o = un déplacement dont l'origine et la destination se trouvent en Ontario
I_q = un déplacement dont l'origine et la destination se trouvent au Québec
E_j = emploi de la ville j

Les équations (5.13)-(5.16) donnent les modèles probabilistes de choix conditionnel. Ainsi, S_a signifie la probabilité de choisir l'auto, l'alternative est de choisir un mode public ($1-S_a$). S_p représente la probabilité de choisir le mode public avion, conditionnelle au fait qu'un mode public est choisi, l'alternative est un mode public terrestre ($1 - S_p$). S_t et S_b signifient les probabilités de choisir le mode train et autocar, respectivement, conditionnelles au fait qu'un mode public terrestre est choisi.

$$S_a = \frac{\exp(\beta_{10} + \beta_{11}GC_a)}{\exp(\beta_{01} + \beta_{11}GC_a) + \exp(\beta_{12}GC'_a)} \quad (5.13)$$

$$S_p = \frac{\exp(\beta_{20} + \beta_{21}GC_p)}{\exp(\beta_{20} + \beta_{21}GC_p) + \exp(\beta_{22}GC'_p)} \quad (5.14)$$

$$S_t = \frac{\exp(\beta_{30} + \beta_{31}GC_t)}{\exp(\beta_{30} + \beta_{31}GC_t) + \exp(\beta_{32}GC_b)} \quad (5.15)$$

$$S_b = \frac{\exp(\beta_{32}GC_b)}{\exp(\beta_{30} + \beta_{31}GC_t) + \exp(\beta_{32}GC_b)} \quad (5.16)$$

$$S_{auto} = S_a, \qquad S_{avion} = (1 - S_a) \cdot S_p \tag{5.17}$$

$$S_{train} = (1 - S_a) \cdot (1 - S_p) \cdot S_t \tag{5.18}$$

$$S_{bus} = (1 - S_a) \cdot (1 - S_p) \cdot S_b \tag{5.19}$$

$$GC_b = A_b + C_b / VOT_b, \qquad GC_t = A_t + C_t / VOT_t \tag{5.20}$$

$$GC_p = A_p + C_p / VOT_p, \qquad GC_a = A_a + C_a / VOT_a \tag{5.21}$$

$$GC'_p = \ln\{\exp(\beta_{30} + \beta_{31} GC_t) + \exp(\beta_{32} GC_b)\} \tag{5.22}$$

$$GC'_a = \ln\{\exp(\beta_{20} + \beta_{21} GC_p) + \exp(\beta_{22} GC'_p)\} \tag{5.23}$$

$$VOT_a = 28, \quad VOT_p = 65,7, \quad VOT_t = 27,8, \quad VOT_b = 18,2 \tag{5.24}$$

Les élasticités-prix liées au modèle de génération-distribution (5.11) sont données par les équations (5.25)-5.28).

$$\eta(\text{totale, auto}) = \beta_{11} \cdot S_a \cdot C_a / VOT_a \tag{5.25}$$

$$\eta(\text{totale, air}) = \beta_{12} \cdot \beta_{21} \cdot S_p \cdot C_p / VOT_p \tag{5.26}$$

$$\eta(\text{totale, train}) = \beta_{12} \cdot \beta_{22} \cdot \beta_{31} \cdot S_t \cdot C_t / VOT_t \tag{5.27}$$

$$\eta(\text{totale, bus}) = \beta_{12} \cdot \beta_{22} \cdot \beta_{32} \cdot S_b \cdot C_b / VOT_b \tag{5.28}$$

Les élasticités propres et croisées des parts modales contenues dans l'annexe 1 sont calculées avec les formules du tableau 5.2 . On peut remarquer que le modèle Logit imbriqué suppose une structure particulière des élasticités croisées: les élasticités des modes publics par rapport au prix auto sont égales; les élasticités des modes publics terrestres par rapport au prix du mode avion sont égales.

Tableau 5.2 Élasticités-prix des parts du modèle HORIZONS

	auto
auto	$\beta_{11} \cdot (1-S_a) \cdot C_a/VOT_a$
air	$-\beta_{11} \cdot S_a \cdot C_a/VOT_a$
train	$-\beta_{11} \cdot S_a \cdot C_a/VOT_a$
bus	$-\beta_{11} \cdot S_a \cdot C_a/VOT_a$
	air
auto	$-\beta_{12} \cdot (1-S_a) \cdot \beta_{21} \cdot S_p \cdot C_p/VOT_p$
air	$(-\beta_{12} \cdot S_a \cdot \beta_{21} \cdot S_p + \beta_{21} \cdot (1-S_p)) \cdot C_p/VOT_p$
train	$(-\beta_{12} \cdot S_a \cdot \beta_{21} \cdot S_p - \beta_{21} \cdot S_p) \cdot C_p/VOT_p$
bus	$(-\beta_{12} \cdot S_a \cdot \beta_{21} \cdot S_p - \beta_{21} \cdot S_p) \cdot C_p/VOT_p$
	train
auto	$-\beta_{12} \cdot (1-S_a) \cdot \beta_{22} \cdot (1-S_p) \cdot \beta_{31} \cdot S_t \cdot C_t/VOT_t$
air	$(-\beta_{12} \cdot S_a \cdot \beta_{22} \cdot (1-S_p) \cdot \beta_{31} \cdot S_t - \beta_{22} \cdot (1-S_p) \cdot \beta_{31} \cdot S_t) \cdot C_t/VOT_t$
train	$(\beta_{12} \cdot S_a \cdot \beta_{22} \cdot (1-S_p)\beta_{31} \cdot S_t - \beta_{22} \cdot S_p \cdot S_t \cdot \beta_{31} + \beta_{31} \cdot (1-S_t)) \cdot C_t/VOT_t$
bus	$(\beta_{12} \cdot S_a \cdot \beta_{22} \cdot (1-S_p)\beta_{31} \cdot S_t - \beta_{22} \cdot S_p \cdot S_t \cdot \beta_{31} - \beta_{31} \cdot S_t) \cdot C_t/VOT_t$
	bus
auto	$-\beta_{12} \cdot (1-S_a) \cdot \beta_{22} \cdot (1-S_p) \cdot \beta_{32} \cdot S_b \cdot C_b/VOT_b$
air	$(-\beta_{12} \cdot S_a \cdot \beta_{22} \cdot (1-S_p) \cdot \beta_{32} \cdot S_b - \beta_{22} \cdot (1-S_p) \cdot \beta_{32} \cdot S_b) \cdot C_b/VOT_b$
train	$(\beta_{12} \cdot S_a \cdot \beta_{22} \cdot (1-S_p)\beta_{32} \cdot S_b + \beta_{22} \cdot S_p \cdot S_b \cdot \beta_{32} - \beta_{32} \cdot S_b) \cdot C_b/VOT_b$
bus	$(\beta_{12} \cdot S_a \cdot \beta_{22} \cdot (1-S_p)\beta_{32} \cdot S_b + \beta_{22} \cdot S_p \cdot S_b \cdot \beta_{32} + \beta_{32} \cdot (1-S_b)) \cdot C_b/VOT_b$

Le modèle PERAM (1976)

L'échantillon pour la calibration du modèle PERAM comporte 16 paires de villes de la banque de données de Transports Canada, 1976. Le modèle de génération-distribution est décrit par (5.29). L'équation (5.30) présente le modèle de répartition modale.

$$T_{ij} = e^{4},12\, P_{ij}^{0},76\, Y_{ij}^{0},56 \cdot \left(\sum_{l} C_{ijl}^{\beta_l} A_{ijl}\right)^{0,32} \tag{5.29}$$

$$S_{ijm} = \frac{C_{ijm}^{\beta_m} A_{ijm}}{\sum_{l} C_{ijl}^{\beta_l} A_{ijl}} \tag{5.30}$$

Les élasticités-prix liées au modèle de génération-distribution (5.29) sont données par l'équations (5.31), celles du modèle de répartition modale correspondent aux équations (5.32) et (5.33).

$$\eta_{C_m}(\text{totale}) = \beta_{1m} \cdot .32 \cdot S_{ijm} \tag{5.31}$$

$$\eta_{C_m}^{m}(\text{part}) = \beta_{1m} \cdot (1-S_{ijm}) \tag{5.32}$$

$$\eta_{C_l}^{m}(\text{part}) = -\beta_{1l} \cdot S_{ijl} \tag{5.33}$$

$\beta_{auto} = -0.9$, $\beta_{air} = -1.6$, $\beta_{train} = -1.5$, $\beta_{bus} = -1.5$

A_{ijm} = temps dans le véhicule, fréquence.

Le modèle Peat-Marwick (1990)

La banque de données utilisée pour la calibration du modèle Peat-Marwick est celle de l'enquête sur les déplacements dans le corridor Québec-Windsor de 1987. Le modèle de génération-distribution est représenté par l'équation (5.34), alors que l'équation (5.35) décrit le modèle probabiliste pour le motif affaires.

$$T_{ij} = e^{-8} P_i E_j^0{,}39 \left(\sum_l \exp(-{,}0317 C_{ijl} + A_{ijl})\right)^{,247} \quad (5.34)$$

$$S_{ijm} = \frac{\exp(-{,}0317 C_{ijm} + A_{ijm})}{\sum_l \exp(-{,}0317 C_{ijl} + A_{ijl})} \quad (5.35)$$

Les élasticités-prix liées au modèle de génération-distribution sont données par l'équation (5.36), celles du modèle probabiliste correspondent aux équations (5.37) et (5.38).

$$\eta_{C_m}(\text{totale}) = {,}247 \cdot -{,}0317 \cdot (IPC_{87}/(IPC_{76} \cdot 100)) \cdot S_{ijm} \cdot C_{ijm} \quad (5.36)$$

$$\eta^m_{C_m}(\text{part}) = -{,}0317 \cdot (IPC_{87}/(IPC_{76} \cdot 100)) \cdot (1 - S_{ijm}) \cdot C_{ijm} \quad (5.37)$$

$$\eta^m_{C_l}(\text{part}) = {,}0317 \cdot (IPC_{87}/(IPC_{76} \cdot 100)) \cdot S_{ijm} \cdot C_{ijm} \quad (5.38)$$

A_{ijm} = temps dans le véhicule, temps d'accès, temps d'attente, fréquence

Le modèle Ridout-Miller (1990)

La banque de données pour la calibration du modèle probabiliste Ridout-Miller est celle de l'enquête sur les déplacements dans le corridor Québec-Windsor de 1969. Le mode auto est omis. Les paramètres utilisés sont ceux du motif affaires.

$$S_{ijm} = \frac{\exp(-{,}035 C_{ijm}/Y_i + A_{ijm})}{\sum_l \exp(-{,}035 C_{ijl}/Y_i + A_{ijl})} \quad (5.39)$$

Les élasticités-prix liées au modèle probabiliste correspondent aux équations (5.40) et (5.42).

$$\eta_{C_m}(\text{totale}) = ({,}32 \cdot -{,}035\, IPC_{69}/(100\, IPC_{76}))\,(C_{ijm}/Y_i) S_{ijm} \quad (5.40)$$

$$\eta^m_{C_m}(\text{part}) = (-{,}035\, IPC_{69}/(100\, IPC_{76}))\,(C_{ijm}/Y_i)\,(1 - S_{ijm}) \quad (5.41)$$

$$\eta^m_{C_l}(\text{part}) = (-{,}035\, IPC_{69}/(100\, IPC_{76}))\,(C_{ijl}/Y_i)\,(-S_{ijm}) \quad (5.42)$$

A_{ijm} = distance d'accès, temps de parcours, secteurs économiques;

Le modèle SLAG (1975)

La banque de données pour la calibration du modèle est celle de la Commission canadienne des transports de 1972. Une description plus détaillée du modèle SLAG se trouve dans Rea *et. al.* (1977). Le modèle de répartition modale est décrit dans (5.44) et le modèle de génération-distribution donné par (5.43).

$$T_{ij} \quad = \quad e^{4},12\, P^{0}_{ij},492\, L^{0}_{ij},52 \cdot \left(\sum_{l} C_{ijl}^{-2,72} A_{ijl}\right)^{0},339 \tag{5.43}$$

$$S_{ijm} \quad = \quad \frac{C_{ijm}^{-2,72} A_{ijm}}{\sum_{l} C_{ijl}^{-2,72} A_{ijl}} \tag{5.44}$$

Les élasticités-prix liées au modèle de génération-distribution sont données par l'équation (5.45), celles du modèle probabiliste correspondent aux équations (5.46) et (5.47).

$$\eta_{C_m}(\text{totale}) \quad = \quad ,339 \cdot -2,72 \cdot S_{ijm} \tag{5.45}$$

$$\eta^{m}_{C_m}(\text{part}) \quad = \quad -2,72 \cdot (1 - S_{ijm}) \tag{5.46}$$

$$\eta^{m}_{C_l}(\text{part}) \quad = \quad 2,72 \cdot S_{ijl} \tag{5.47}$$

P_{ij} = le produit de la population de la ville i et de la population de la ville j

L_{ij} = similarité de la composition linguistique de la ville i et de la ville j

A_{ijm} = temps de parcours, nombre de départs

Le modèle Stopher-Prashker (1976)

La banque de données pour la calibration du modèle probabiliste Stopher-Prashker est celle de l'*Enquête nationale de transport* (*National Travel Survey*) de 1972. L'échantillon comporte 2085 déplacements dans 22 paires de villes. Les valeurs de $\overline{C}_m$ correspondent à celles du marché représentatif.

$$S_{ijm} \quad = \quad \frac{\exp(-3.957 \cdot (C_{ijm}/\overline{C}) + A_{ijm})}{\sum_{l} \exp(-3.957 \cdot C_{ijl}/\overline{C} + A_{ijl})} \tag{5.48}$$

Les élasticités-prix liées au modèle probabiliste correspondent aux équations (5.49)-(5.51).

$$\eta_{C_m}(\text{totale}) \quad = \quad ,247 \cdot (-3,957) \cdot S_{ijm} \cdot C_{ijm}/\overline{C} \tag{5.49}$$

$$\eta^{m}_{C_m}(\text{part}) \quad = \quad -3,957 \cdot (1 - S_{ijm}) \cdot C_{ijm}/\overline{C} \tag{5.50}$$

$$\eta^{m}_{C_l}(\text{part}) \quad = \quad 3,957 \cdot S_{ijl} \cdot C_{ijl}/\overline{C} \tag{5.51}$$

A_{ijm} = temps dans le véhicule, temps d'accès, nombre de départs.

Le modèle Wilson-*et-al.* (1990)

La banque de données pour la calibration du modèle Wilson-*et-al.* est celle de l'*Enquête sur les voyages des canadiens* (*Canadian Travel Survey*) de 1976. Le modèle probabiliste est exprimé dans l'équation (5.52).

$$S_{ijm} \quad = \quad \frac{\exp(-15,08 C_{ijm}/DIST_{ij} + A_{ijm})}{\sum_{l} \exp(-15,08 C_{ijm}/DIST_{ij} + A_{ijm})} \tag{5.52}$$

Les élasticités-prix liées au modèle probabiliste correspondent aux équations (5.53)-(5.55).

$$\eta_{C_m}(\text{totale}) = ,32 \cdot (-15,08\, IPC_{84}/(100\, IPC_{76}))(C_{ijm}/DIST_{ijm})(1-S_{ijm}) \quad (5.53)$$

$$\eta^m_{C_m}(\text{part}) = (-15,08\, IPC_{84}/(100\, IPC_{76}))(C_{ijm}/DIST_{ijm})(1-S_{ijm}) \quad (5.54)$$

$$\eta^m_{C_l}(\text{part}) = (15,08\, IPC_{84}/(100\, IPC_{76}))(C_{ijl}/DIST_{ijl})S_{ijl} \quad (5.55)$$

A_{ijm} = temps de parcours, nombre de départs, revenu;

5.2 DÉRIVATION DE L'INDICE DE SUBSTITUTION MODALE

Formellement, la dérivation de l'indice de substitution d'un mode, par exemple le train, procède comme suit,

$$\Delta T_{train} / \Delta C_{train} = \Delta T_{totale} / \Delta C_{train} - \Delta T_{auto} / \Delta C_{train} - \Delta T_{air} / \Delta C_{train} - \Delta T_{bus} / \Delta C_{train} \quad (5-56)$$

où T_{train} signifie le nombre de déplacements avec le mode train. Après quelques transformations, il est possible d'identifier la proportion de cette variation qui affecte les déplacements par les autres modes (θ^S_{train}) et, celle qui affecte la proportion de la demande totale de déplacements (θ^T_{train}),

$$\Delta T_{train} / \Delta C_{train} = \Delta T_{totale} / \Delta C_{train} - \Delta T_{auto} / \Delta C_{train} - \Delta T_{air} / \Delta C_{train} - \Delta T_{bus} / \Delta C_{train}$$

$$1 = \frac{\Delta T_{totale} / \Delta C_{train}}{\Delta T_{train} / \Delta C_{train}} - \frac{\Delta T_{auto} / \Delta C_{train}}{\Delta T_{train} / \Delta C_{train}} - \frac{\Delta T_{air} / \Delta C_{train}}{\Delta T_{train} / \Delta C_{train}} - \frac{\Delta T_{bus} / \Delta C_{train}}{\Delta T_{train} / \Delta C_{train}}$$

$$1 = \frac{\Delta T_{totale} / \Delta C_{train}}{\Delta T_{train} / \Delta C_{train}} + \frac{\Delta T_{auto} / \Delta C_{train}}{|\Delta T_{train} / \Delta C_{train}|} + \frac{\Delta T_{air} / \Delta C_{train}}{|\Delta T_{train} / \Delta C_{train}|} + \frac{\Delta T_{bus} / \Delta C_{train}}{|\Delta T_{train} / \Delta C_{train}|}$$

$$1 = \frac{\eta^T_{C_{train}}}{\eta^{train}_{C_{train}} S_{train}} + \frac{\eta^{auto}_{C_{train}} S_{auto}}{|\eta^{train}_{C_{train}}| S_{train}} + \frac{\eta^{air}_{C_{train}} S_{air}}{|\eta^{train}_{C_{train}}| S_{train}} + \frac{\eta^{bus}_{C_{train}} S_{bus}}{|\eta^{train}_{C_{train}}| S_{train}}$$

$$1 = \theta^T_{train} + \theta^S_{train} \quad (5-57)$$

où $\theta^T_{train} = \dfrac{\eta^T_{C_{train}}}{\eta^{train}_{C_{train}} S_{train}}$ et $\theta^S_{train} = 1 - \dfrac{\eta^T_{C_{train}}}{\eta^{train}_{C_{train}} S_{train}}$

À part le modèle HORIZONS, les formes générales des élasticités-prix avec les modèles de demande présentées dans la section précédente sont:

$$\eta_{C_m}(\text{totale}) = \alpha\beta_{1m}S_m C_m \quad (5-58)$$

$$\eta^m_{C_m}(\text{part}) = \beta_{1m}(1-S_m)C_m \quad (5-59)$$

$$\eta^m_{C_m}(\text{mode}) = \eta_{C_m}(\text{totale}) + \eta^m_{C_m}(\text{part}) \quad (5-60)$$

En substituant les équations (5-58)-(5-60) dans la définition de θ^S_m, on obtient:

$$\theta^S_m = \frac{1-S_m}{1+(\alpha-1)S_m} \quad (5.61)$$

6.QUELQUES MODÈLES EXCLUS DE L'ANALYSE

Les neuf modèles retenus pour l'analyse des élasticités-prix dans la présente étude ne sont pas exhaustifs. En effet, le nombre de modèles de la demande de transport interurbain des voyageurs est assez considérable[9] et il a fallu faire part d'un certain discernement pour établir la liste des neuf modèles.

[9] Miller et Fan (1991) décrivent et discutent des modèles de la demande de transport interurbain des voyageurs.

Un des critères de sélection porte sur l'applicabilité du modèle aux marchés canadiens. Certains modèles de demande estimés à partir de données canadiennes ont été exclus de l'analyse. C'est le cas des modèles Gillen et Oum (1983), Andrikopoulos et Brax (1990) et Abdelawabah (1990).

Le modèle Gillen-Oum (1983)

Gillen et Oum (1983) ont élaboré un système de demande pour expliquer les proportions du revenu dépensées sur les trois modes publics de transport interurbain et sur les biens et services autres que les modes de transport. Ce modèle fut calibré avec des données canadiennes en séries chronologiques, et ne permet donc pas une analyse pour des marchés spécifiques comme ceux que nous avons retenus dans la présente étude. Cependant, les élasticités-prix dérivées du modèle Gillen-Oum pour l'année 1976 se comparent à celles du marché représentatif, comme on le constatera au tableau 6.1 .

Tableau 6.1 Élasticités-prix du marché représentatif et du modèle Gillen-Oum

	1)air	2)train	3)autocar
élasticités-prix propres des parts modales avec le marché représentatif (voir tableau 3.2)	-1,44	-1,43	-1,44
élasticités-prix propres des parts de dépenses sur les modes en 1976, modèle Gillen-Oum	-1,15	-1,55	-1,45

Le modèle Andrikopoulos-Brax (1990)

Le modèle Andrikopoulos-Brax (1990) est un système de demande avec les proportions du revenu dépensées sur les quatre modes de transport interurbains. La banque de données de Transports Canada 1976, contituée des déplacements interurbains de 86 paires de villes avec les quatre modes, a servi à la calibration du modèle Andrikopoulos-Brax. Les raisons de l'exclusion du modèle Andrikopoulos-Brax ne sont pas d'ordre méthodologiques mais plutôt d'ordre empirique. Les élasticités croisées de ce modèle impliquent que les quatre modes de transport interurbains sont complémentaires. On peut facilement concevoir que, dans certains cas, certains modes de transport soient complémentaires. Mais le résultat de complémentarité à un niveau agrégé pour tous les marchés nous semble aller à l'encontre de l'intuition et de l'ensemble des études reconnues: il est alors difficilement défendable.

En plus de ces considérations empiriques, les modèles Gillen-Oum et Andrikopoulos-Brax partagent, à notre avis, une difficulté d'ordre méthodologique. En effet, tous deux produisent des estimations de l'élasticité-prix de la dépense modale qui proviennent d'une calibration basée sur des parts de dépenses. Avec la technique de dérivées en chaîne, comme dans l'équation (6.1), on peut obtenir l'élasticité-prix d'un mode de transport ($\eta^m_{C_m}$(mode)) en utilisant un modèle de la part de dépense sur les modes (d_m).

$$\eta^m_{C_m}(\text{mode}) = \frac{\partial T_m}{\partial C_m} \cdot \frac{C_m}{T_m}$$

$$= \frac{\partial T_m}{\partial d_m} \cdot \frac{\partial d_m}{\partial C_m} \cdot \frac{C_m}{T_m} \tag{6.1}$$

où

d_m = part de la dépense consacrée au mode m

$$= \frac{C_m \cdot T_m}{\sum_l C_l \cdot T_l} \ . \tag{6.2}$$

Cependant, on sait que le nombre de déplacements avec le mode m est identiquement égal au produit du nombre total de déplacements et de la part des déplacements avec le mode m; le calcul de ($\eta^m_{C_m}$(mode)) avec (6.1) cache donc implicitement une estimation d'une élasticité-prix de la demande totale. Nous pensons que l'élasticité-prix de la demande totale doit provenir d'un modèle qui traite directement de la demande totale et non pas d'un modèle qui explique les parts de dépenses.

Le modèle Abdelawabah (1990)

Des problèmes de spécification justifient l'omission du modèle probabiliste Abdelawabah. En effet, pour le motif affaires, la variable prix n'est pas incluse dans le modèle Abdelawabah car elle n'avait pas le <<bon>> signe, c'est-à-dire qu'une augmentation du prix d'un mode cause une augmentation de la probabilité de choisir ce mode.

7. CONCLUSION

Par le passé, plusieurs modèles de la demande de transport interurbain des passagers ont été calibrés. Les élasticités-prix de la demande de transport provenant de ces modèles sont difficilement comparables car elles sont basées avec des prix et des demandes différents. Cette étude a comparé, pour la première fois, différents modèles par rapport aux élasticités-prix qu'ils engendrent.

Pour ce faire, nous avons comparé les élasticités-prix (propres et croisées) de la demande des modes de transport à l'intérieur de quatre marchés canadiens en utilisant les paramètres de neuf modèles économétriques. Les quatre marchés canadiens sont: Montréal-Ottawa, Montréal-Toronto, Toronto-Vancouver et un marché représentatif composé de 155 marchés canadiens.

Pour chacun des quatre marchés analysés, il a été possible de suggérer des élasticités-prix basées sur certains modèles économétriques. En effet, suivant le marché étudié, il a fallu ignorer l'un ou l'autre modèle. Par exemple, les modèles estimés à partir de l'information du corridor Québec-Windsor ne peuvent s'appliquer à l'étude des déplacements du marché Toronto-Vancouver.

Les élasticités propres des modes train et autocar sont pratiquement identiques pour tous les marchés. Elles sont toutes les deux inélastiques, environ -0,6, pour le marché Montréal-Ottawa et élastiques, environ -1,3, pour les autres marchés. La demande du mode auto est quasiment d'élasticité unitaire, environ -0,9, pour le marché de "longue distance" Toronto-Vancouver, et inélastique , environ -0,3, pour les autres marchés. Contrairement au mode auto, la demande du mode avion est inélastique pour le marché Toronto-Vancouver, environ -0,6, et élastique pour les autres marchés.

Nous avons constaté qu'en général la substitution modale est très importante. En effet, une variation du prix d'un mode de transport entraîne une substitution entre les modes plus forte que le changement de la demande totale de déplacements.

8.RÉFÉRENCES

Abdelwabah, W.M., "Transferability of Intercity Disaggregate Mode Choice Models in Canada", Canadian Journal of Civil Engineering, vol. 18, p.20-26, 1990.

Andrikopoulos, A. et J.A. Brox, "Canadian Intercity Passenger Transportation: A Simultaneous Equation Approach", International Journal of Transport Economics, vol. 17, p.311-328, 1990.

Dagenais, M.G. et M.J.I. Gaudry, "Can Aggregate Direct Travel Demand Models Work?", Proceedings of the World Conference on Transport Research, Centre for transportation studies, University of British Columbia, Vancouver, vol. 2, p.1669-1676, 1986.

Gaudry, M.J.I., S.R. Jara-Diaz, et J. de D. Ortuzar, "Value of Time Sensitivity to Model Specification", Transportation Research B, Vol. 23(2), p.151-158, 1989.

Gaudry, M.J.I. et M.J. Wills, "Estimating the Functional Form of Travel Demand Models", Transportation Research B, Vol. 12, p.257-284, 1978.

Grayson, A., "Disaggregate Model Choice in Intercity Travel", Transportation Research Record 835, p.36-42, 1981.

HORIZONS, "Passenger Rail Demand Forecasting Study, Final Report", cahier de recherche T015-6-32, Via Rail, juillet 1989.

Miller, E.J. , et K.S. Fan, "Travel Demand Behaviour: Survey of Modelling in Canada and Elsewhere", Commission Royale sur le transport des voyageurs au Canada, RES 91-23, 1991.

Oum, T.H et D.W. Gillen, "The Structure of Intercity Travel Demands in Canada: Theiry, Tests, and Empirical Results", School of Business, Queen's University, working paper 79-18, 1979.

Peat-Marwick, "Analysis of the Market Demand for High Speed Rail in the Quebec/Ontario Corridor", rapport final pour le Groupe de Travail Québec/Ontario sur le Train Rapide dans le corridor Québec-Windsor, KPMG, 1990.

Rea, J.C., J. Platts et M. Wills, "The Potential for Rail Passenger Services in the Windsor-Quebec Corridor", Tribune de l'ARTC, p.9-15, été 1977.

Ridout, R. et E.J. Miller, "A Disaggregate Logit Model of Intercity Common Carrier Passenger Modal Choice", Canadian Journal of Civil Engineering, vol. 16, p.568-575, 1989.

Stopher ,P.R. et J.N. Prashker, "Intercity Passenger Forecasting: The Use of Current Travel Forecasting Procedures", Transportation Research Forum Proceedings, vol. 17, p.67-75, 1976.

Wilson, F.A., S. Damodaran et J.D. Innes, "Disaggregate Mode Choice Models for Intercity Passenger Travel in Canada", Canadian Journal of Civil Engineering, vol. 17, p.184-191, 1990.

9.ANNEXE 1. ÉLASTICITÉS DES PARTS MODALES DU MODÈLE HORIZONS

Tableau A1. Élasticités-prix du modèle HORIZONS

marché représentatif								
	auto	air	train	bus	auto	air	train	bus
	Élasticités de la demande modale				Élasticités de la part modale			
part auto	-1,90	0,07	0,02	0,01	-0,50	0,19	0,05	0,04
part air	0,77	-1,98	0,05	0,04	2,17	-1,86	0,08	0,06
part train	0,77	0,19	-0,97	-0,10	2,17	0,31	-0,93	-0,08
part bus	0,77	0,19	-0,14	-0,73	2,17	0,31	-0,11	-0,71
demande totale	-1,40	-0,12	-0,03	-0,02	....	....	....	....
marché Montréal-Ottawa								
	Élasticités de la demande modale				Élasticités de la part modale			
	auto	air	train	bus	auto	air	train	bus
part auto	-0,23	0,00	0,00	0,01	-0,06	0,01	0,01	0,03
part air	0,09	-0,78	0,01	0,02	0,25	-0,77	0,02	0,04
part train	0,09	0,01	-0,19	-0,02	0,25	0,01	-0,19	-0,01
part bus	0,09	0,01	-0,01	-0,16	0,25	0,01	0,00	-0,14
demande totale	-0,16	-0,01	-0,01	-0,02	....	....	....	....
marché Montréal-Toronto								
	Élasticités de la demande modale				Élasticités de la part modale			
	auto	air	train	bus	auto	air	train	bus
part auto	-0,69	0,10	0,03	0,01	-0,35	0,27	0,09	0,02
part air	0,18	-1,16	0,06	0,01	0,51	-0,99	0,11	0,02
part train	0,18	0,17	-0,56	-0,02	0,51	0,35	-0,51	-0,01
part bus	0,18	0,17	-0,11	-0,33	0,51	0,35	-0,05	-0,32
demande totale	-0,33	-0,17	-0,06	-0,01	....	....	....	....
marché Toronto-Vancouver								
	Élasticités de la demande modale				Élasticités de la part modale			
	auto	air	train	bus	auto	air	train	bus
part auto	-7,79	1,22	0,07	0,01	-7,73	3,46	0,20	0,02
part air	0,03	-2,65	0,09	0,01	0,09	-0,41	0,22	0,02
part train	0,03	1,64	-2,73	-0,06	0,09	3,88	-2,60	-0,05
part bus	0,03	1,64	-0,70	-1,47	0,09	3,88	-0,57	-1,46
demande totale	-0,06	-2,24	-0,13	-0,01	....	....	....	....