

Article

« Un modèle de dépenses provinciales »

Neil Swan

L'Actualité économique, vol. 50, n° 1, 1974, p. 27-46.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: http://id.erudit.org/iderudit/803031ar

DOI: 10.7202/803031ar

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI http://www.erudit.org/apropos/utilisation.html

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : erudit@umontreal.ca

UN MODÈLE DE DÉPENSES PROVINCIALES¹

Nous nous proposons d'abord, dans cet article, d'élaborer un modèle théorique formel de dépenses d'un gouvernement provincial type au Canada. Ensuite, nous présenterons les résultats qu'il permet d'obtenir en ajustant les équations aux dépenses annuelles de chacune des dix provinces. Enfin, nous en tirerons certaines conclusions préliminaires.

LE MODÈLE THÉORIQUE

Afin de conserver au modèle sa simplicité sans en diminuer l'utilité, les variables endogènes seront restreintes à quatre catégories importantes de dépenses budgétaires : la voirie, les soins hospitaliers, les écoles et les universités, enfin, une catégorie intitulée « autres dépenses » ². Nous supposons que la structure budgétaire influence la fonction d'utilité des responsables des politiques aussi bien de façon directe, parce qu'ils considèrent certaines politiques comme intrinsèquement valables, que de façon indirecte, parce que le budget agit sur la fonction d'utilité des citoyens et, par conséquent, sur le résultat d'une prochaine élection ³. L'utilité marginale des services fournis est considérée comme positive.

Dans la fonction d'utilité, chaque service peut être mesuré soit globalement soit par rapport à une « population » appropriée. Par exemple, l'éducation pourrait être mesurée globalement, par enfant d'âge scolaire, etc... La population dont il s'agit ici n'est pas nécessairement composée de personnes : ce pourrait être des automobiles ou des véhicules moteurs en général, dans le cas des dépenses de voirie, par

^{1.} Ce modèle a été élaboré à l'occasion d'une recherche sur l'instabilité cyclique de l'industrie de la construction, effectuée par une équipe de recherche montée à cette fin par le Conseil économique du Canada, à la demande du premier ministre. Je désire remercier le C.E.C. pour m'avoir permis de publier ici le résultat de cette recherche. Toutefois, ce dernier n'endosse pas nécessairement toutes les idées ou conclusions contenues dans cet article. Je désire aussi remercier M. N.A. Nameth pour son aide attentive et stimulante.

^{2.} Les dépenses d'investissement gouvernementales, surtout les dépenses de construction, sont pour la plupart concentrées dans les trois premières catégories.

^{3.} Ce point de vue se situe quelque part entre ceux de Breton (2) et Gramlich (3). Voir la bibliographie.

exemple. Tous les services seront mesurés per capita⁴, et seront indiqués par : x_1 , x_2 , ...

La nécessité de puiser les ressources financières dans le public, par les impôts ou autres, affectera la fonction d'utilité des responsables des politiques. Nous utiliserons la lettre T pour désigner les sommes d'argent recueillies par des méthodes qui n'affectent pas directement l'actif du bilan d'un gouvernement. Ceci comprend les impôts et taxes de toutes sortes, les revenus provenant de privilèges, licences et permis, les profits sur les alcools pour certaines provinces, ainsi que diverses autres sources de revenu. Ce total sera appelé « quasi-taxes » et s'il est exprimé comme une fraction du revenu global (Y), « taux de quasi-taxes » (t=T/Y). La lettre B désignera les sommes d'argent provenant des émissions d'obligations, des variations de l'encaisse et de quelques autres sources moins importantes. Nous dénommerons ce total « quasi-emprunt » et le rapport b=B/Y, « taux de quasi-emprunt ».

Après que les besoins de financement du gouvernement auront été satisfaits, il restera au secteur privé : Y-T-B [=Y (1-t-b)]. Le revenu réel per capita est défini par : y=Y/PN, où N désigne la population et P, un indice du niveau général des prix. On peut raisonnablement supposer que les gouvernements considèrent que leur fonction d'utilité sera affectée par la variable y(1-t-b), soit le montant per capita du revenu réel disponible pour le secteur privé, puisqu'elle est reliée à la fonction d'utilité privée par l'intermédiaire du vote et d'autres mécanismes.

Nous tiendrons compte de l'importance que les gouvernements pourraient éventuellement accorder au mode de financement en supposant que le rapport taux de quasi-emprunt sur taux de quasi-taxes (b/t) affecte leur fonction d'utilité.

Jusqu'ici, la théorie se présente donc ainsi :

$$U = U [x_1, x_2, ..., x_4; y(1-t-b); b/t]$$

où U est la fonction d'utilité du gouvernement.

L'influence possible des élections sera prise en compte en incluant une variable d'élection E, dont la forme sera spécifiée plus loin. Nous obtenons donc :

(1)
$$U = U [x_1, x_2, ..., x_4; y(1-t-b); b/t; E]$$

Le gouvernement ne peut pas maximiser la fonction sous cette forme puisque les services $(x_1, x_2, ...)$ ainsi que les taux de quasi-taxes et de

^{4.} Plusieurs modèles nous ont conduits à l'utilisation de cette mesure per capita, notamment: RDX2 (4), CANDIDE (5), SSRC de Brookings (1) et le modèle de Gramlich. Toutefois, il existe une différence importante entre ces modèles et celui qui est présenté ici puisque celui-ci, dans sa partie empirique, traite séparément chaque gouvernement provincial. Au Canada, ceux-ci sont suffisamment autonomes pour qu'un tel traitement ait de bonnes chances d'accroître le pouvoir d'explication de la théorie.

quasi-emprunt ne sont pas indépendants. En effet, les revenus, y inclus les quasi-emprunts, doivent être égaux aux dépenses. Celles-ci comprennent les sommes nécessaires au financement des quatre services, soit : X_1 , X_2 , X_3 , X_4 . Elles comprennent aussi les frais de la dette à l'exclusion des remboursements (désignés par D), et certaines autres dépenses occasionnelles. Quant aux revenus, ils consistent dans les quasitaxes, les quasi-emprunts, les subventions inconditionnelles du gouvernement fédéral (G), les intérêts et les revenus d'investissement (I), les subventions conjointes du gouvernement fédéral. Puisque X_i représente les dépenses courantes, en dollars, dans la i ème catégorie, en désignant par m_i la proportion de subventions conjointes dans cette catégorie, la valeur de celles-ci sera de m_1X_1 , m_2X_2 , m_3X_3 , m_4X_4 . Certains m_i pourront être égaux à zéro.

Nous en déduisons qu'il existe une équation budgétaire de la forme :

(2)
$$\sum_{i=1}^{4} X_i + D = T + B + G + I + \sum_{i=1}^{4} m_i X_i$$

Il est évident que les x_i de l'équation (1) sont reliés aux X_i de l'équation (2).

Voyons maintenant quelle est la nature de la relation. Pour ce faire, nous devons examiner le comportement des gouvernements provinciaux quant aux dépenses de capital.

La plupart des services fournis par le gouvernement requièrent d'importantes installations : un réseau routier pour les déplacements, des écoles pour l'éducation, des immeubles à bureaux pour les services de bien-être. Chaque année un stock de capital de ce genre est déjà en place et son utilisation n'implique que les coûts d'entretien et de fonctionnement : par exemple, les réparations et l'administration des routes, les instituteurs pour les écoles, etc...

Si le stock de capital existant ne suffit pas pour fournir le service demandé, le coût de ce service s'accroît brusquement à cause de la nécessité de fournir du capital additionnel. Ce brusque accroissement est causé par le fait que les gouvernements provinciaux imputent habituellement le coût global du nouveau capital au budget de l'année courante. Il ne se produirait pas si les gouvernements provinciaux avaient l'habitude de financer le capital additionnel par des emprunts. Dans ce cas, en effet, les intérêts et les remboursements de capital sur les emprunts passés seraient ajoutés au coût des services fournis présentement par l'intermédiaire du capital déjà en place alors que, pour les services fournis par le nouveau capital, seuls les intérêts et le premier versement seraient inclus dans le coût de l'année courante.

Il y a un contraste frappant entre la situation d'un gouvernement provincial qui fournit des services à la population et celle d'une entreprise privée qui vend des services (ou des produits). Pour celle-ci la nécessité d'augmenter sa capacité de production n'occasionnerait pas une augmentation brusque de ses coûts de production (à condition que la demande additionnelle prévue ne soit pas temporaire) puisqu'elle s'attend à ce que le coût additionnel soit réparti sur plusieurs années. Un gouvernement provincial peut parfois voir les choses de cette façon mais, le plus souvent, il se comportera différemment de l'entreprise privée. Les dépenses de construction d'une nouvelle route au Canada et une bonne partie des dépenses de constructions nouvelles reliées aux soins hospitaliers et à l'éducation sont rarement financées par des emprunts ou à même les réserves accumulées d'actif liquide. Elles sont, plutôt, imputées globalement au budget de l'année courante.

Mais ce n'est pas tout. Même si une bonne partie des dépenses de capital ne sont pas étalées sur les années à venir, dans un sens comptable, il semblerait que le gouvernement doive tenir compte du coût réduit du service concerné pour les années futures. Il est à peu près certain qu'il le fait, mais sur une faible échelle. L'espérance de vie d'un gouvernement est beaucoup plus courte que la vie du capital qu'il fournit (contrairement à l'entreprise privée), si bien que l'économie de coût va revenir en bonne partie aux gouvernements futurs qui ont de fortes probabilités d'être différents du premier. Si la fonction d'utilité des fonctionnaires gouvernementaux était identique à celle de la population plutôt qu'en corrélation positive, un changement de gouvernement n'affecterait pas le point de vue de celui-ci sur les coûts actuels d'investissement de capital. Mais ce n'est pas le cas. Donc, même si une dépense de capital permet d'accroître présentement les services et/ou de réduire les impôts futurs, et même si l'on tenait compte éventuellement. dans une certaine mesure, de ce fait, il n'en demeure pas moins que les décisions concernant les services qui requièrent du capital additionnel seront probablement prises d'une façon telle qu'ils seront plus coûteux, par unité, que ceux qui ne requièrent pas de capital additionnel⁵.

Revenons maintenant à la nature de la relation entre x_i et X_i . Nous allons désigner par c_i le coût unitaire (quel que soit le nombre d'unités fournies) du i ème service, à l'exclusion des coûts de capital sauf les frais d'entretien. La valeur de c_i sera fonction des salaires versés à divers types de travailleurs (infirmiers, peintres, etc...) et du coût des matières premières (asphalte pour la réparation des routes, etc...). Désignons par P_i le coût unitaire actuel du nouveau capital nécessaire pour fournir une unité du service i. Le coût unitaire de ce service est donc c_i si le capital déjà en place suffit, et $c_i + P_i$ pour chaque unité de service audelà de cette capacité.

Les unités ont maintenant été définies de façon telle qu'une unité de capital fournit une unité de service 6 . Désignons par K_t le stock de ca-

^{5.} Il en résultera une tendance au sous-investissement dans le capital social.

^{6.} Ceci est très commode, quoique non nécessaire.

pital existant. Si le nombre d'unités de service fournies est inférieur à K_i , disons K_i^{**} , le coût total sera $K_i^{**}c_i$. Puisque $K_i^{**}=N_ix_i$ (c'est-à-dire la quantité globale de services fournis, puisque x_i représente la quantité de services per capita et N_i , la « population ») nous pouvons exprimer le coût total par :

$$(3) X_i = N_i x_i c_i \text{si} N_i x_i \leq K_i$$

L'utilisation d'un nombre d'unités supérieur à K_i entraîne l'achat de nouveau capital d'un montant $N_i x_i - K_i$, soit le nombre d'unités supplémentaires de capital requises au-delà du stock existant. Leur coût unitaire d'achat est P_i , et leur coût total, $P_i(N_i x_i - K_i)$. De plus, chaque unité de stock de capital, ancien et nouveau, exige un coût unitaire de c_i pour l'entretien et le fonctionnement, de sorte que le coût total devient :

$$(4) X_i = P_i (N_i x_i - K_i) + N_i x_i c_i \text{si} N_i x_i > K_i$$

Les équations (3) et (4) constituent les liens requis entre les x_i de l'équation (1) et les X_i de l'équation (2).

Définissons maintenant une terminologie commode. Si

$$x_i^* = X_i/P_iN_i,$$
 $k_i = K_i/N_i,$ $b_i = c_i/P_i,$

nous pouvons déduire des équations (3) et (4) :

$$(5) x_i = (1/b_i)x_i^* \text{si} x_i^* \leq b_i k_i$$

(6)
$$x_i = k_i/(1+b_i) + [1/(1+b_i)]x_i^*$$
 si $x_i^* > b_i k_i$

Pour des raisons de commodité, nous allons refaire l'équation budgétaire en termes de variables dans la fonction d'utilité et ajouter quelques notations mineures. Pour l'équation (2), nous la divisons par Yet nous ajoutons $N_i P_i$ au terme de sommation. Ceci donne :

$$\sum_{i} [(X_i/N_iP_i)(1-m_i)P_iN_i/Y)] = (T+B)/Y + (G+I-D)/Y$$
Posons: $a_i = (1-m_i) P_iN_i/Y$, $s = (G+I-D)/Y$,

en se rappelant que : t = T/Y, b = B/Y, $x^* = X_i/N_i P_i$, nous obtenons :

$$\sum a_i x_i^* = b + t + s$$

Les nombres a_i et s exigent un bref commentaire. Nous avons :

= « rapport prix/revenu » net associé au capital pour le *i ème* bien.

Désormais, les « rapports prix/revenu » seront désignés par a_i .

La variable s représente la somme des subventions inconditionnelles (G) et des revenus d'intérêt après déduction des frais d'intérêt (I-D), exprimée comme une fraction du revenu provincial. Les gouvernements provinciaux n'ont guère de contrôle sur le montant qu'ils doivent débourser pour l'intérêt et le principal au moment où ils élaborent le budget de l'année courante, si bien que s représente le « revenu exogène net » par rapport au revenu de la province. Cette variable désignera désormais le « rapport du revenu exogène ».

Par substitution des équations (5), (6) et (7) dans la fonction d'utilité (1), nous obtenons :

(8)
$$U = U \begin{bmatrix} x_{i}^{*}/b_{i} & i = 1 \dots 4 \\ \text{ou} & (\text{le choix du terme} \ ; \ y(1-t-b) \ ; \\ \text{ou} & \text{dépend du signe} & b/t \ ; E \end{bmatrix}$$

Cette fonction possède un nœud, de dimension n, au point $x_i^* = b_i k_i$ (i = 1 ... 4).

On maximise la fonction (8) en choisissant x_i^* , t et b sous la contrainte budgétaire (7). Cette maximisation est très difficile à réaliser puisque la présence d'un nœud empêche l'utilisation des techniques de calcul standards. Nous savons, cependant, qu'il existe une forme réduite dans laquelle chaque variable endogène $(x_i^*, t \text{ et } b)$ sera généralement fonction de toutes les variables exogènes du système (a_i, s, b_i, k_i, y, E) . Nous pouvons donc écrire :

(9a)
$$x_i^* = \varphi^i(\bar{a}, \bar{k}, s, \bar{b}, y, E)$$
 $i = 1 \dots 4$

où:

$$\bar{a} = (a_1, ..., a_4)$$

 $\bar{k} = (k_1, ..., k_4)$
 $\bar{b} = (b_1, ..., b_4)$
(9b)
 $t = \varphi^t(\bar{a}, \bar{k}, s, \bar{b}, y, E)$
 $b = \varphi^b(\bar{a}, \bar{k}, s, \bar{b}, y, E)$

Les équations signifient que les quatre variables x_i^* , ainsi que les taux de quasi-taxes (t) et de quasi-emprunt (b) dépendent en général des rapports prix/revenu de tous les biens de capital, du stock de biens existant per capita, du rapport de revenu exogène (s), des coûts relatifs de fonctionnement et du capital lui-même (b_i) , du revenu réel per capita de la province, d'une variable d'élection qui reste à déterminer. Toutes ces variables n'influeront pas sur toutes les catégories de dépenses ; seules les variables significatives seront retenues pour la partie empirique.

ÉTUDE EMPIRIQUE

Dans l'étude empirique, nous avons fait des estimations linéaires de l'équation $(9a)^7$ pour les quatre catégories de dépenses budgétaires mentionnées précédemment. Les données ont été tirées des sources suivantes : Provincial Government Finance (divers numéros), CANSIM (données sur le revenu provincial, estimées à partir des salaires et gages, et de certaines données sur la population), Construction in Canada (pour le stock de capital 8 , estimé par la somme pondérée avec une pondération géométrique légèrement décroissante, des dépenses réelles passées de construction), données publiées sur l'enregistrement des véhicules automobiles (pour la « population » relative aux dépenses de voirie). Aucune donnée n'a été trouvée pour le vecteur \bar{b} .

L'estimation a été faite pour les dix provinces et, dans la plupart des cas, pour la période 1952-1970. Pour certaines provinces les données n'étaient disponibles qu'à partir de 1954.

^{7.} C. Miller, de Guelph, lors d'une réunion de l'Association Canadienne d'Economique, a bien fait ressortir que l'hypothèse de linéarité est plus forte que d'habitude lorsqu'on tente d'estimer une fonction non linéaire à l'aide d'une fonction linéaire, car la non-linéarité consiste, en partie, dans l'existence d'un nœud.

8. L'estimation empirique de & a été faite à partir de deux séries de données: le

^{8.} L'estimation empirique de k a été faite à partir de deux séries de données: le stock de routes et le stock d'établissements institutionnels. Les données sur le capital autre que les structures, c'est-à-dire la machinerie et l'outillage, n'étaient pas disponibles. De toute façon, elles avaient probablement peu d'importance. Même si les structures se prêtent à une plus large ventilation, par exemple, les routes, les hôpitaux, les établissements éducationnels, à cause des contraintes de temps et de ressources, nous avons dû nous limiter à deux.

Deux variables d'élection ont été expérimentées : le nombre de mois avant une élection (EV1), la « distance » d'une élection (EV2). Cette dernière a été définie ainsi :

$$\mathop{\rm Min}\nolimits \bigg\}_{{\boldsymbol{M}}_2}^{{\boldsymbol{M}}_1}$$

où M_1 est le nombre de mois à courir jusqu'à la prochaine élection et M_2 , le nombre de mois écoulés depuis la dernière élection. L'une ou l'autre de ces variables devrait illustrer ce que l'on veut dire par « les élections influencent les dépenses ». Leur valeur étant plus petite à l'approche d'une élection, un effet positif sera déterminé par un coefficient négatif pour une variable ou pour les deux, et un effet négatif, par un coefficient positif.

1) Commentaires généraux sur la valeur des ajustements statistiques

Etant donné qu'il y a dix provinces, quatre catégories de dépenses pour chaque province et qu'il peut y avoir un grand nombre de variables significatives par équation, nous ne pouvons faire autrement que de nous en tenir, ici, à quelques points saillants.

Le tableau 1 contient les résultats des régressions pour les dépenses d'éducation. Le lecteur trouvera la signification des symboles à la fin de l'article. La constante a été supprimée afin d'économiser de l'espace mais, de toute façon, elle n'apporte pas d'information utile.

Si l'on se fie aux critères conventionnels, les résultats sont généralement bons. En effet, les R^2 ont des valeurs élevées, bien que ceci résulte en partie de l'existence d'un trend prononcé de la variable dépendante et les tests de Durbin-Watson sont satisfaisants sauf, peut-être, pour le Nouveau-Brunswick. De même, les valeurs de « t » sont bonnes, ce qui ne doit pas surprendre puisque le désir de conserver des degrés de liberté nous a conduit à laisser tomber toutes les variables pour lesquelles l'hypothèse d'un coefficient nul ne pouvait pas être rejetée à 10 p.c. sur la base d'un test unilatéral. On peut faire à peu près les mêmes remarques pour les tableaux 2, 3 et 4, relatifs aux dépenses de voirie, aux soins hospitaliers et aux « autres dépenses ». Notons que les \bar{R}^2 étant légèrement plus faibles dans le cas des dépenses de voirie, ceci empêche de voir que les ajustements sont en fait meilleurs pour l'ensemble, à cause du faible trend dans les dépenses de voirie par véhicule, en dollars constants, et de constater l'existence de plusieurs points de retournement qui sont, pour la plupart, « saisis » par les régressions. Voyons maintenant plus en détail certains aspects des résultats.

2) Les effets de revenu

Des modifications du revenu provincial affectent les dépenses non seulement par l'intermédiaire de la variable YPN mais aussi par l'in-

TABLEAU 1 RÉSULTATS DE LA RÉGRESSION, DÉPENSES D'ÉDUCATION, 1952-1959 1

Province	Elasticité- revenu	SSS	STR	STI	ARD	AHC	AED	AOT	EV1	EV2	DNBE 2	YPN	R²	D.W.
Terre-Neuve	-6.2			2.73 (7.32)**	1,642,169. (4.43)**	576,546. (2.78)*		336,429. (2.50)*					.9468	1.99
Ile-du-Prince-Edouard	1.2		0.081 (2.34)*		-388,178. (-2.07)	420,251. (1.89)	-648,032. (-3.50)**						.8807	1.44
Nouvelle-Ecosse	0.2	1520.5 (3.37)**	-0.117 (-3.89)**	0.825 (4.18)**		554,408. (1.87)	-897,641. (-3.30)**						.9765	2.29
Nouveau-Brunswick	2.8	1305.2 (1.70)	-0.123 (-2.34)*				-956,287. (-3.16)**				208.7 (10.09)**		.9635	1.07
Québec	0.5		-0.334 (-4.11)**	2.16 (4.44)**	-645,092. (-3.84)**	1,241,883. (3.75)**						0.254 (4.09)**	.9860	2.98
Ontario	1.9		-0.579 (-5.32)**	1.57 (6.86)**			-1,043,358. (-1.99)	-244,579. (-2.30)*	-0.798 (-1.94)				.9480	1.93
Manitoba	2.1	1975.1 (2.04)	-0.398 (-2.68)*	1.74 (3.08)**				216,746. (1.88)				0.266 (3.50)**	.9440	1.48
Saskatchewan	0.2			0.858 (16.25)**	-193,903. (-3.07)**	880,249. (4.98)**	-1,046,221. (-5.01)**						.9792	1.63
Alberta	2.1			0.469 (4.60)**								0.265 (3.91)**	.9585	2,16
Colombie-Britannique	2,8		-0.296 (-4.07)**	1.43 (5.20)**								0.239 (6.43)**	.9281	2.32

^{*} Significatif à 5 p.c. ** Significatif à 1 p.c.

Voir l'appendice, page 46
 Variable muette d'éducation pour le Nouveau-Brunswick.

TABLEAU 2 résultats de la régression, dépenses de voirie, 1952-1969 1

Province	Elasticité- revenu	sss	STR	STI	ARD	АНС	AED	АОТ	EVI	EV2	NRY - 1	$\bar{\mathrm{R^2}}$	D.W.
Terre-Neuve	1.3	:	-0.275 (-2.03)	2.41 (2.24)*	-3,718,430. (-4.11)**			ı	-2.78 (-2.14)			.7905	1.59
Ile-du-Prince-Edouard		;	0.207 (4.42)**	-0.863 (-2.90)*						+2.86 (-3.17)**	1	.8036	1.94
Nouvelle-Ecosse	-2.4	1094.1 (2.13)	0.173 (4.55)**	0.416 (2.05)	-666,160. (-3.98)**	1,347,609. (3.66)**			!			.7901	2.89
Nouveau-Brunswick	-1.6		0.271 (4.46)**		-1,222,343. (-4.33)**		2,165,690. (3.76)**	-207,429. (-2.10)				.8172	2.62
Québec	1.3		0.054 (2.15)*		-1,194,399. (-4.45)**					-1.14 (-1.84)		.5208	1.07
Ontario	4.2	1812.6 (6.69)**	0.100 (6.54)**	-0.658 (-11.46)**	—151,366. (—4.19)**	-1,408,361. (-10.42)**		84,547. (4.78)**		0.353 (3.50)**		.9495	3.08
Manitoba	2.6	584.4 (1.64)	0.278 (5.94)**	-1.07 (-6.15)**	-142;195. (-1.91)	-396,589. (-2.65)*		-178,367. (-3.74)**		-0.848 (-2.87)*		.8655	1.89
Saskatchewan			0,066 (5,42)**									.6192	0.76
Alberta	-1.1	532.5 (2.74)*		0.119 (2.34)*	487,091. (-3.62)**	755,284. (5.10)**				-0.395 (1.89)	327.9 (1.72)	.8750	1.29
Colombie-Britannique	2.0			:	-726,330. (-3.14)**	-308,253. (-2.09)				-1.48 (-1.53)		.3000	1.14

Significatif à 5 p.c.
Significatif à 1 p.c.
Voir l'appendice, page 46

TABLEAU 3 résultats de la régression, dépenses de soins hospitaliers, 1952-1959 1

Province	Elasticité- revenu	SSS	STR	STI	ARD	` AHC	AED	AOT	EV1	EV2	DNFH 2 DNBH 3	YPN	₹²	D.W.
Terre-Neuve	·			0.692 (3.65)**					-0.37 (-1.36)		24.0 (1.81)		.9451	3.25
Ile-du-Prince-Edouard	1.3		0.059 (4.84)**					-93,934. (-4.41)**	-0.328 (-1.92)				.9524	1.44
Nouvelle-Ecosse	2,7	445.8 (2.05)	-0.029 (-1.89)	0.212 (2.70)*		-406,898. (-2.59)*		-102,632. (-4.69)**					.9886	2,80
Nouveau-Brunswick	1.8	425.5 (1.64)			206,472. (1.58)			-109,001. (-3.32)**		,	28.15 (2.35)*		.9814	2.59
Québec	2,9		-0.193 (-2.30)*	1.03 (2.20)*	-510,687. (-3.18)**	757,870. (2.36)*	-485,906. (-2.11)					0.200 (3.40)**	.9814	1.74
Ontario	1,9		-0.174 (-2.49)*	0.799 (3.61)**	-499,392. (-2.93)*			-161,609. (-2.54)*					.9496	1.80
Manitoba .	1.6	555.9 (1.81)		0.543 (6.65)**	-364,827. (-4.66)**	:		-118,608. (-2.61)*					.9788	2.23
Saskatchewan	0,1			0.489 (20.51)**	-150,736. (-5,24)**	106,234. (3.26)**				: .			.9825	1.63
Alberta	0.6		-0.040 (-3.60)**	0.542 (13.38)**	-213,157. (-4.04)**		315,728. (4.03)**			-0.223 (-2.27)*		0.052 (2.84)*	.9976	2.51
Colombie-Britannique	2.1	. 1				-364,230. (-2.8)*				,		0.056 (2.43)*	.8341	0.57

^{*} Significatif à 5 p.c. ** Significatif à 1 p.c.

Voir l'appendice, page 46
 Variable muette de soins hospitaliers pour Terre-Neuve.
 Variable muette de soins hospitaliers pour le Nouveau-Brunswick.

TABLEAU 4 résultats de la régression, autres dépenses, 1952-1969 1

5 756.7 (2.84)*	0.123 (3.76)** 0.069 (4.11)** -0.117 (-9.29)**	1.43 (5.86)**	1,145,303. (4.37)**	723,037. (4.21)**	359,512. (2.90)*						.9668	2.20
5 756.7	(4.11)** -0.117				ļ .							1
				(6.33)**				-0.951 (-2.22)*		0.567 (11.08)**	.9740	2.53
1	1,,									0.452 (18.98)**	.9858	2.42
4						-57,827. (-2.15)*			179.7 -(11.32)**		.9650	1.42
1	-0.080 (-2.17)*			584,986. (2.49)*	-636,304. (-3.15)**					0.386 (8.95)**	.9849	1.63
5 2600.3 (3.36)**	-0.472 (-13.15)**	1.42 (19.49)**			-1,876,527. (-9.21)**						.9906	2.38
5 1207.5 (1.88)	-0.335 (-3.42)**	1.55 (4.17)**				160,443. (2.12)	0.620 (3.25)**			0.199 (3.98)**	.9705	2.04
2 —1228.7 (—3.43)**		0.806 (18.68)**							*		.9565	1,22
9	,	0.307 (4.82)**				242,046. (4.20)**				0.302 (8.17)**	.9732	2.64
0			710,739. (4.02)**							0.174 (6.99)**	.8924	1.00
1 5 2	(3.36)** 1207.5 (1.88) -1228.7	2600.3 (3.36)** -0.472 (-13.15)** 1207.5 (1.88) -0.335 (-3.42)**	2600.3 (3.36)**	2600.3 (3.36)** (-2.17)* (1.42 (19.49)** (19.49)** (19.49)** (1.88) (-3.42)** (4.17)** (19.89)** (1.86) (18.68)** (1.86)** (1.86)** (1.86)**	2600.3	(-2.17)* 2600.3 (3.36)** (-3.15)** 1.42 (19.49)** 1207.5 (1.88) -0.335 (-3.42)** 1.55 (4.17)** -1228.7 (-3.43)** 0.806 (18.68)** 0.307 (4.82)** 710,739.	2600.3 (-2.17)* 2600.3 (-3.42)** 1.42 (19.49)** 1.207.5 (-3.42)** 1.55 (4.17)** -1228.7 (-3.43)** 0.307 (4.82)** 710,739.	2600.3	2600.3 (3.36)**	2600.3	-0.080 (-2.17)* 2600.3 (-3.45)** (1.42 (19.49)** 1207.5 (1.88) (-3.42)** (4.17)** -1228.7 (-3.43)** (0.307 (4.82)** (19.79). -1207.5 (1.80) (1.80	-0.080 (-2.17)* 584,986. (2.49)* -636,304. (-3.15)** 9906 9906

^{*} Significatif à 5 p.c. ** Significatif à 1 p.c.

Voir l'appendice, page 46
 Variable muette d'éducation pour le Nouveau-Brunswick.

termédiaire des quatre variables ARD, AHC, AED et AOT ⁹. Lorsque plus d'une variable est significative et qu'elles ne sont pas toutes de même signe, comme en Nouvelle-Ecosse par exemple, il est difficile de voir dans quelle direction va l'effet de revenu. C'est pourquoi nous avons inclus dans la première colonne du tableau les élasticités-revenu de la demande de service d'éducation ¹⁰, telles que calculées à partir des résultats des régressions. Etant donné la façon dont le revenu s'insère dans les régressions il est impossible de calculer les valeurs de « t » pour ces élasticités, mais celles-ci sont tirées de coefficients fortement significatifs dans la plupart des cas.

Tel que prévu, l'élasticité-revenu de la demande de services d'éducation est positive partout sauf à Terre-Neuve où elle n'a manifestement aucun sens. La signification du large éventail des taux d'élasticité n'est pas claire en l'absence de valeurs de « t », mais les faibles valeurs pour la Nouvelle-Ecosse, le Québec et la Saskatchewan semblent un peu surprenantes. Pour les autres provinces, les taux correspondent davantage à ce que l'on s'attendait.

Le tableau 2 montre les effets du revenu provincial sur les dépenses de voirie. Il est intéressant de voir le taux très élevé d'élasticité pour l'Ontario. Le résultat attendu à l'effet que les routes constituent un bien supérieur, ne s'avère que dans cinq provinces. Dans deux autres l'élasticité-revenu était apparemment nulle et elle était négative en Nouvelle-Ecosse, au Nouveau-Brunswick et en Alberta. Un tel résultat est possible et il pourrait s'expliquer par le fait que les dépenses de voirie une fois que le réseau routier est à peu près complété, baissent en chiffres absolus alors que les revenus augmentent. Cependant, ceci nous semble improbable. Nous préférons l'explication selon laquelle il existe un biais pour une raison ou pour une autre, dans les calculs de régression relatifs à ces provinces.

Les élasticités-revenu des soins hospitaliers (tableau 3) et des « autres services » (tableau 4) sont toutes positives à l'exception de Terre-Neuve. Pour cette province, ces résultats ajoutés à ceux qui ont été obtenus pour les dépenses d'éducation laissent douter de la possibilité d'appliquer le modèle global à cette province en particulier.

3) Les effets de prix

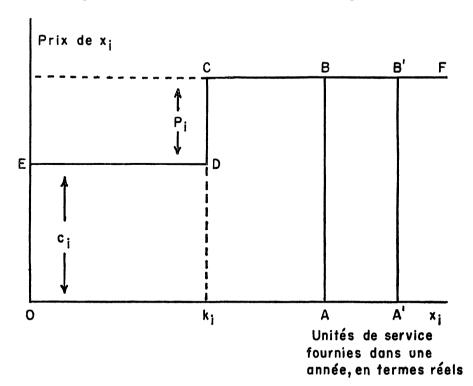
La théorie sous-jacente suppose l'existence d'un double prix pour chaque service. En effet, la fourniture d'une unité marginale implique un prix si le capital existe déjà (c_i) et un autre s'il y a nécessité de

^{9.} La définition de ces variables est donnée à l'appendice, page 46.

^{10.} Les élasticités-revenu ont trait aux dépenses d'éducation, en dollars courants, par rapport au revenu provincial courant. Des élasticités calculées à partir de variables exprimées en dollars constants n'ont aucune signification, pour des raisons semblables à celles qui sont discutées à la section sur les effets de prix.

capital additionnel $(c_i + P_i)$. Le prix moyen d'une unité de service pour une année ne dépend pas uniquement de c_i et de P_i , mais aussi du nombre d'unités fournies. Plus ce nombre est élevé, plus le poids relatif de P_i est élevé. Ceci, ajouté au fait que nous avons pu obtenir au moins une bonne approximation de P_i mais non de c_i complique énormément toute interprétation des effets de prix dans les régressions. Entre autres, les dépenses pour le i ème service (X_i) ne peuvent pas être exprimées en termes réels (x_i) en utilisant le prix de ce service puisque ce prix est lui-même fonction de x_i . Précisément, au graphique suivant (où k_i et k_i sont mesurés par les mêmes unités) le prix moyen de OA unités de k_i serait donné par la surface OABCDE divisée par OA, alors que le prix moyen de OA' unités serait donné par la surface OA'B'CDE divisée par OA'. Le coût marginal des unités de k est donné par la droite brisée EDCBB'F.

La variable dépendante de la régression était constituée par les dépenses per capita X_i/N_i exprimées en dollars constants à l'aide de P_i . On peut maintenant se rendre compte qu'il est très difficile de donner une interprétation intuitive de cette variable de dépenses « réelles ».



^{11.} Ou, ce qui est équivalent, b_{ij} , qui désigne le rapport de c_{ij} sur P_{ij} .

Cette difficulté est inhérente à la nature du processus étudié et elle ne pourrait pas être résolue même si on disposait de plus de données sur c_i , par exemple. De même, les variables dépendantes AED, ARD, AHC comportent en fait des prix mais ceux-ci s'adressent à une unité du capital nécessaire à la fourniture, respectivement, des services d'éducation, de voirie et des soins hospitaliers 12. On ne peut donc pas supposer qu'une augmentation de AED, par exemple, qu'elle résulte soit d'une augmentation de P_{ij} pour ce qui est du capital relatif aux services d'éducation, soit d'une baisse du taux de subventions conjointes en éducation, soit d'une baisse de la valeur de la variable Y/N_{i} comprise dans AED, amènera automatiquement une réduction de la demande « réelle » per capita de services d'éducation de la même façon qu'une hausse du prix d'un bien provoquerait normalement une baisse de la demande de ce bien. Toutefois, à force d'analyse pénible mais fondamentalement honnête, on pourrait montrer que les coefficients de AED devraient être négatifs dans les équations relatives aux dépenses d'éducation, ceux de ARD négatifs dans les équations relatives aux dépenses de voirie, etc... D'autre part, il s'est révélé jusqu'à maintenant impossible de faire ressortir des rapports de prix croisés, les implications habituelles sur la substituabilité et la complémentarité.

Un examen plus détaillé montre que les effets de prix autonomes pour ce qui est de l'éducation (AED, au tableau 1) ont été très significatifs et négatifs dans quatre provinces, à peu près significatifs et négatifs dans une cinquième, nuls dans cinq et n'ont été positifs dans aucun cas. L'absence apparente d'effets négatifs dans certaines provinces peut refléter, pour ces provinces et pour la période étudiée, une variation insuffisante du prix des immeubles et du taux de subventions conjointes pour les services d'éducation. Les effets de prix croisés sont, eux aussi, souvent significatifs. Mise à part Terre-Neuve, pour laquelle les résultats sont douteux, nous constatons qu'au Québec et en Saskatchewan, peut-être aussi dans l'Ile-du-Prince-Edouard et au Nouveau-Brunswick, une augmentation du rapport prix/revenu pour les soins hospitaliers entraîne un accroissement des dépenses d'éducation. De même, dans ces trois premières provinces une augmentation du prix des services de voirie entraîne une réduction des dépenses d'éducation. Il se peut bien que nous soyons en présence d'un cas où l'effet de revenu supplante l'effet de substitution dans ce sens qu'une hausse du coût de construction pourrait restreindre le budget de l'éducation — avec quatre catégories budgétaires seulement les effets de revenu pourraient aisément avoir autant d'importance que les effets de substitution.

^{12.} Nous avons utilisé, ici, c_i et non P_i puisque nous avons supposé que les « autres » biens demandaient une quantité négligeable de capital. Nous pouvions, dans ce cas, avoir une bonne approximation de c_i — l'indice de prix des « services » contenu dans *Prices and Price Indexes* (Statistique Canada) a été utilisé.

Les régressions concernant la voirie (tableau 2) montrent que huit provinces ont des coefficients de prix autonomes négatifs et que, une fois de plus, aucun n'est positif. Il est possible que les changements dans les subventions conjointes, lesquelles ont pour effet de modifier le prix net que les provinces doivent débourser pour la construction de routes, ont été suffisamment fréquentes pour permettre de « saisir » l'influence du prix. Les effets de prix croisés varient considérablement d'une province à l'autre, le rapport prix/revenu pour les soins hospitaliers ayant le plus souvent une influence, positive ou négative, sur les dépenses de voirie.

Le tableau 3 montre les effets du rapport prix/revenu pour les soins hospitaliers. Deux coefficients sont négatifs, six sont nuls et deux sont significativement positifs. Il semble improbable, bien qu'on puisse le penser, que la demande de soins hospitaliers dans six provinces soit très inélastique aux prix, ou même qu'elle ait une élasticité de zéro. L'existence de coefficients positifs au Québec et en Saskatchewan est totalement invraisemblable. Puisqu'aucune explication convaincante ne nous vient à l'esprit, nous en concluons que la théorie est fortement insuffisante lorsqu'il s'agit de prendre en compte les effets de prix et les effets des subventions conjointes pour les services hospitaliers. Nous ignorons si le biais affectant les coefficients de prix implique aussi l'existence de biais pour d'autres estimés tels que ceux qui se rapportent aux élasticitésrevenu. Nous espérons que non, mais il ne faut pas rejeter cette possibilité. Il est assez intéressant de constater que presque tous les rapports de prix/revenu croisés qui sont significatifs ont des coefficients négatifs. Par exemple, une hausse du coût de construction des routes entraîne une diminution des dépenses de soins hospitaliers partout sauf en Alberta et en Colombie-Britannique.

Pour ce qui est des « autres dépenses », les variables de prix, autonomes, ou croisés, ne se révèlent significatifs qu'occasionnellement. On ne doit pas s'en surprendre. En effet, la composante principale de ces autres dépenses est constituée des dépenses de bien-être et la deuxième plus importante, des dépenses d'administration générale. Or, il se peut que les problèmes conceptuels inhérents au choix d'un indice de prix pour ces catégories de dépenses ne trouvent pas de solution dans l'utilisation d'un indice de prix des services, ou encore que ces catégories de dépenses restent insensibles aux prix.

4) Les effets de stock

La complexité de la théorie nous a empêché jusqu'à maintenant de prouver quoi que ce soit concernant le signe prévu des variables de stock de capital. Examinons, d'abord, les résultats empiriques, après quoi nous commenterons les interprétations possibles. La colonne du tableau 1 identifiée par STI montre l'effet du stock d'établissements institutionnels sur les dépenses d'éducation. Malheureusement, ces données englobent non seulement les écoles et les universités, mais aussi les hôpitaux, les immeubles des gouvernements provinciaux, les prisons, etc..., en somme, la totalité des établissements institutionnels. Elles devraient, néanmoins, fournir une bonne approximation de la réalité. On voit que l'effet est positif dans huit provinces et nul dans deux. Les coefficients positifs sont très significatifs.

Le tableau 3 présente les mêmes résultats pour les soins hospitaliers. Il en ressort que STI est significatif pour sept des huit provinces qui présentaient aussi un STI significatif pour l'éducation. La Colombie-Britannique fait exception.

Pour ce qui est de la voirie (tableau 2), la variable de stock autonome est STR et elle est positive et significative dans sept provinces.

Les tableaux 1, 3 et 4 montrent aussi que les dépenses d'éducation, de soins hospitaliers et des « autres » services tendent à être influencées négativement par le stock de routes.

On peut se surprendre quelque peu de la forte influence positive des variables de stock autonomes, mais elle est trop générale pour être une simple coïncidence. Cela surprend parce que dans un modèle simple à deux variables, un bien public et un bien privé, l'influence prévue est négative à moins que le bien privé ne soit un bien inférieur, ce qui est improbable. Le fait que l'utilisation d'un stock existant important exige des dépenses de fonctionnement plus élevées (par exemple, un nombre plus grand d'hôpitaux entraîne des versements de salaires plus élevés aux gardes-malades, de plus gros achats de produits de laboratoire, etc...) pourrait rendre plausible l'existence d'un signe positif mais, du moins pour le modèle simple, ceci est trompeur. Bien que nous considérions cela comme improbable, on peut concevoir qu'avec une quantité de biens publics supérieurs à 1, des signes positifs pour les variables de stock sont possibles. Deux autres explications plus séduisantes viennent à l'esprit.

La première est que certains éléments du vecteur manquant de la variable c— les coûts unitaires de fonctionnement — sont en corrélation positive avec le stock de capital. Par exemple, plus on a construit d'hôpitaux l'année dernière, plus les salaires versés cette année aux gardes-malades et aux médecins sont élevés. Si c'était le cas, les coefficients des variables de stock seraient biaisés à la hausse. La seconde explication est que STI et STR constituent d'excellentes mesures de grandeur au moment de l'élaboration du budget des ministères provinciaux concernés respectivement par l'éducation, les soins hospitaliers et les dépenses de voirie, si bien qu'ils servent aussi d'excellentes mesures empiriques pour la théorie des accroissements budgétaires (incrementalism) — théorie selon laquelle le budget d'un ministère est souvent

déterminé en ajoutant à chaque année un petit montant au budget de l'année précédente.

Elections, revenus exogènes et variables muettes

Le tableau 2 montre que EV2 est négatif dans cinq provinces, nul dans quatre et positif dans une, ce qui va dans le sens de la tradition populaire à l'effet que les dépenses de voirie tendent à augmenter dans certaines provinces à l'approche des élections, ce qui impliquerait justement que les signes de EV1 ou EV2, au tableau 2, sont négatifs. Toutefois, il faut noter à la défense des gouvernements concernés que les variables d'élection, même lorsqu'elles sont significatives, ont un impact quantitatif infime. Conformément à ce qu'on attendait, les revenus exogènes (SSS) ont un effet positif partout où la variable est significative, sauf dans un cas; toutefois, elle n'est pas souvent significative. Pour ce qui est des dépenses de voirie en Alberta, la variable NRY₋₁ représente à peu de choses près un revenu exogène puisqu'il s'agit du revenu décalé provenant de la vente de droits d'exploitation des richesses naturelles, ce revenu ayant été inclus ici, sur avis d'un fonctionnaire de l'Alberta familier avec le processus budgétaire de cette province. Cette variable est du signe prévu et elle est presque significative. Les variables muettes ont été utilisées lorsque les données présentaient une discontinuité évidente. Ce fut le cas au Nouveau-Brunswick, pour l'éducation, à partir de 1967 et pour les soins hospitaliers, à partir de 1960, ainsi qu'à Terre-Neuve, pour les soins hospitaliers, à partir de 1961. Dans le premier cas, l'explication réside dans la prise en charge de l'éducation par le gouvernement de cette province à compter de 1967. Pour les autres cas, les raisons ne sont pas aussi évidentes.

CONCLUSIONS

Les résultats empiriques sont bons dans ce sens qu'ils expliquent très bien les dépenses, sauf quelques exceptions, et qu'ils répondent bien aux objectifs premiers du modèle, soit identifier certaines sources principales de variation des dépenses de construction des gouvernements provinciaux. Toutefois, on ne peut pas en tirer plus qu'une simple confirmation de la théorie sous-jacente d'après laquelle les gouvernements provinciaux maximisent leur fonction d'utilité sous des contraintes de budget de type plutôt inhabituel. Sous certains aspects, les résultats correspondent bien aux prévisions du modèle théorique. Par exemple, le signe des variables de prix autonomes et de subventions conjointes pour la voirie et l'éducation est approprié, les effets de revenu sont pour la plupart tels que prévus, les variables d'élection concordent avec la tradition populaire. Cependant, certaines prévisions ne sont pas réalisées. En particulier, les variables de prix autonomes pour les soins hospitaliers

montraient des coefficients positifs ou nuls et les signes positifs des variables de stock autonomes bien qu'ils soient possiblement compatibles avec la structure du modèle, peuvent aussi être compatibles avec la théorie de l'accroissement budgétaire, alors que cette théorie diffère passablement de celle qui est présentée ici.

Neil SWAN, Queen's University.

BIBLIOGRAPHIE

- 1. Ando, Albert, Brown, E. Cary et Adams, Earl W., «Government Revenues and Expenditures», dans J. Duesenberry et al., éditeurs, *The Brookings Quarterly Econometric Model of the United States*, North-Holland Publishing Co., Amsterdam, 1965.
- 2. Breton, Albert, «A Theory of the Demand for Public Goods», Canadian Journal of Economics and Political Science, vol. 32, no. 4, pp. 445-467.
- 3. Gramlich, Edward M., «State and Local Governments and their Budget Constraint», *International Economic Review*, vol. 10, juin 1969, pp. 163-182.
- Helliwell, John F., Evans, R.G., Gorbet, R.W., Jarret, Robert F.S. et Stephenson, D.R., Government Sector Equations for Macroeconomic Models, Banque du Canada, Ottawa, 1969, p. 173. (Bank of Canada Staff Research Studies, no. 4).
- 5. McCracken, M.C., Vue d'ensemble du modèle CANDIDE, cahier no 1 du projet CANDIDE, publié par le Conseil économique du Canada pour le Comité interministériel sur CANDIDE, février 1973.

APPENDICE

Désignation des variables

Pour les fins du calcul sur ordinateur, le langage Fortran a été utilisé. Le lecteur trouvera, ci-dessous, la correspondance entre ce langage et les symboles théoriques, ainsi qu'une brève définition.

Langage de l'ordinateur	•	Définition
SSS	s	Rapport du revenu exogène
STR	$k_{_1}$	Stock de routes, per capita
STI		Stock d'immeubles, per capita
ARD		Rapport prix/revenu pour les dépenses de voirie
AHC	$a_2^{'}$	Rapport prix/revenu pour les dépenses hospitalières
AED	$a_3^{}$	Rapport prix/revenu pour les dépenses d'éducation
AOT	$a_{_{A}}$	Rapports prix/revenu pour la catégorie « autres dé-
	-	penses »
EV1	EV1	Nombre de mois avant une élection
EV2	EV2	« Distance » d'une élection
YPN	y	Revenu réel per capita
DNBE	aucun	Variable muette
<i>DNBH</i>	aucun	Variable muette
DNFH	aucun	Variable muette