



HAL
open science

Fret : un modèle de simulation des flux de marchandises au Canada

Guy Picard, Sang Nguyen, Marc Gaudry

► **To cite this version:**

Guy Picard, Sang Nguyen, Marc Gaudry. Fret : un modèle de simulation des flux de marchandises au Canada. Les Cahiers Scientifiques du Transport / Scientific Papers in Transportation, 1988, 17-18 | 1988, pp.183-200. 10.46298/cst.11860 . hal-04114455

HAL Id: hal-04114455

<https://hal.science/hal-04114455v1>

Submitted on 1 Jun 2023

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



Distributed under a Creative Commons Attribution - NonCommercial - ShareAlike 4.0 International License

Fret :
**Un modèle de simulation des flux
de marchandises au Canada**

Guy PICARD

Marc GAUDRY

SANG NGUYEN

Centre de recherche sur les transports
Université de Montréal, P.O. Box 6128
Station A., Montréal, Québec H3C 3J7

INTRODUCTION

L'impact de la demande de transport de marchandises sur les besoins en infrastructures et sur le développement régional a une portée considérable. Dans un tel contexte, on comprend facilement que les modèles de demande de transport constituent des outils de base indispensables à toute procédure de planification régionale.

C'est dans le but de répondre à ce besoin qu'on a été entrepris les travaux ayant menés à la construction du modèle de simulation des flux de marchandises présenté dans cet article. Ce modèle, FRET¹, se compose de deux modules. Le premier, TOMM-D², est un modèle de type entropique incorporant des contraintes input-output régionales et simulant les flux intérieurs interrégionaux de marchandises en

¹ FRET signifie Forecasting Regional Economies and Transportation

² TOMM-D signifie Transportation Oriented Multiregional Model-Disaggregated version.

fonction du système de transport et d'un scénario donné. Quant au second module, FRETNET³, dans sa version définitive, il incorporera une composante de choix modal ainsi qu'un modèle d'affectation des flux sur le réseau de transport canadien. Toutefois, nous nous limitons dans ce texte à la présentation du modèle de répartition modale qui est de type Box-Cox logit.

La plupart des modèles de type interrégionaux utilisent un découpage spatial ne permettant pas véritablement une analyse fine des problèmes de transport, ce qui limite d'autant leur application. Afin de surmonter cette difficulté, nous avons calibré le modèle à l'aide de données très désagrégées, soit: 67 zones géographiques canadiennes et 88 biens et services. La construction d'une banque de données adaptée à nos besoins s'est donc révélée nécessaire et constitue d'ailleurs la source d'information la plus complète à ce jour concernant les flux intérieurs de marchandises au Canada.

La suite du texte est structurée de la façon suivante: le chapitre 1 décrit l'approche méthodologique retenue lors de la construction du modèle de génération-distribution en regard des divers travaux sur le sujet, le chapitre 2 illustre le fonctionnement du modèle à l'aide de scénarios et le chapitre 3 traite du modèle de répartition modale.

1. LE MODÈLE DE GÉNÉRATION-DISTRIBUTION

1.1 L'APPROCHE MÉTHODOLOGIQUE CHOISIE

Appliqués principalement à la détermination du flux global de marchandises entre différentes régions géographiques, les modèles de niveau dont fait état la documentation souscrivent à une foule d'approches. De type normatif ou descriptif, ils sont généralement statiques (à l'exception des modèles de série chronologique) et agrégés. Par ailleurs, comme plusieurs d'entre eux tirent leur origine de la modélisation des flux interurbains de passagers, ils ne permettent pas une prise en compte des relations interindustrielles.

Les modèles normatifs s'appuyant sur la minimisation des coûts de transport (Baranov et Matlin (1981), O'Sullivan et Ralston (1974), Chrisolm et O'Sullivan (1973) etc.) ou sur la maximisation d'une mesure de quasi-bien-être économique (Thore (1982), Takayama (1971), Samuelson (1952) etc.) sont fort limitatifs dans le contexte d'un modèle global de transport, puisque d'une part, ils n'autorisent pas la présence de flux croisés (f_{ij} et f_{ji} non nul simultanément), et que, d'autre part, ils ne permettent que difficilement la reconnaissance des relations interindustrielles. Cette dernière critique s'applique également aux modèles entropiques dont le populaire modèle de gravité est un cas particulier.

Les modèles de régression constituent une autre approche ayant été abondamment utilisée. La demande de transport entre différentes paires de régions est alors exprimée comme une fonction des attributs suivants:

-niveau de production de la région d'origine;

³ FRETNET signifie FRET NETWORK

- niveau de consommation de la région de destination;
- distance et/ou coût de transport entre les régions; etc.

Un bon exemple de ce type de modèle a été conçu par la Commission Canadienne des Transports (1975):

$$T_{cijt} = \exp\left(\sum_{i,j} \alpha_{ij} D_{ij}\right) \exp\left(\sum_{i,j} \beta_{ij} D_{ij} t\right) \prod_{h,i} D_i E_{hit}^{\gamma_{hi}} \prod_{k,j} \bar{D}_j \bar{E}_{kjt}^{\tilde{\gamma}_{kj}} \prod_l E_{lt}^{\gamma_l} \epsilon_{ij} t \quad (1)$$

où:

- T_{cijt} est le flux du bien c de la région i à la région j au temps t ;
- D_{ij} est une variable dychotomique permettant d'obtenir une constante α_{ij} et un effet temporel $\beta_{ij} t$ différent pour chaque flux allant de i à j ;
- E_{hit} est la $h^{i\text{ème}}$ variable structurelle de poussée de la région i au temps t ;
- \bar{E}_{kjt} est la $k^{i\text{ème}}$ variable structurelle d'attraction de la région j au temps t ;
- E_{lt} est la $l^{i\text{ème}}$ variable structurelle commune à toutes les régions;
- D_i, \bar{D}_j sont des variables dychotomiques permettant à E_{hit} et \bar{E}_{kjt} d'avoir un impact différent en fonction des régions.

Ces effets sont reflétés par les différents coefficients γ_{hi} , $\tilde{\gamma}_{kj}$.

Contrairement aux modèles précédents, les relations interrégionales et interindustrielles responsables des flux de marchandises sont ici partiellement modélisées. Par exemple, la production d'acier est utilisée comme variable d'attraction dans l'équation expliquant les flux de minerai de fer. Cependant, ce modèle ne permet pas de considérer l'ensemble des relations interindustrielles à l'intérieur d'une économie. Une façon plus efficace visant à tenir compte de ces relations nous est donnée par l'analyse input-output.

Les premiers modèles input-output multirégionaux consistaient en des versions désagrégées du modèle national de Leontief. Par exemple, dans le modèle de Isard (1951), les équations structurelles de base sont les suivantes:

$$z_i^k - \sum_h \sum_j x_{ij}^{kh} = \sum_j y_{ij}^k \quad \forall k, h, \quad (2)$$

$$x_{ij}^{kh} = b_{ij}^{kh} z_j^h \quad \forall h, k, i, j, \quad (3)$$

où: z_i^k est la production totale de l'industrie k dans la région i , x_{ij}^{kh} est le flux commercial de l'industrie k dans la région i vers l'industrie h dans la région j , alors que y_{ij}^k représente la part de la demande finale pour le bien k dans la région j satisfaite par la production de la région i . Enfin, b_{ij}^{kh} est un coefficient input-output spatial. On remarque que le modèle est de type carré.

La collecte des données nécessaires à l'estimation des coefficients (b_{ij}^{kh}), soit par observation directe, soit par un échantillonnage des flux de marchandises, demeure toutefois une tâche nettement prohibitive. Conséquemment, on doit recourir à

différentes approximations faisant intervenir des hypothèses pouvant se révéler assez restrictives. Par exemple, Moses (1955) et Chenery (1956) considèrent comme constante la proportion des inputs en provenance des différentes régions lors du calcul des coefficients commerciaux.⁴ La stabilité de la structure commerciale que présuppose cette approche implique cependant l'insensibilité des flux de marchandises face à des modifications des structures tarifaires.

Une façon plus adéquate pour traiter ce problème fut suggéré par Leontieff et Strout (1963). L'hypothèse de rigidité des coefficients commerciaux est relâchée en supposant que les producteurs et les consommateurs sont indifférents à la destination et à la provenance des biens et réagissent seulement à des variations des prix. Ils supposent de plus que les flux interrégionaux obéissent à une forme fonctionnelle de type gravitaire. Wilson (1970) montra par la suite que le modèle de Leontieff-Strout est un cas particulier du modèle entropique général suivant:

$$\text{MIN} \sum_i \sum_j \sum_k x_{ij}^k \ln x_{ij}^k \quad (4)$$

sujet à

$$\sum_j x_{ji}^k - \sum_h \alpha_i^{kh} \sum_j x_{ij}^h = y_i^k \quad \forall k, i \quad (5)$$

$$\sum_i \sum_j c_{ij}^k x_{ij}^k = c_k \quad \forall k \quad (6)$$

où:

x_{ij}^k est le flux commercial du bien k entre les régions i et j ;

α_i^{kj} est un coefficient technique input-output;

c_{ij}^k est une mesure du coût de transport d'une unité du bien k entre les régions i et j ;

y_i^k est la demande finale pour le bien k en i ;

c_k est une observation du coût total de transport pour le bien k durant l'année de base .

Suivant l'approche de Leontieff-Strout et Wilson, les travaux de Los (1980), Bigras, Hamelin et Nguyen(1983), Picard, Paskievici et Nguyen(1985) et Picard(1987) ont permis de développer un modèle permettant de tenir compte des coûts de transport d'une façon beaucoup plus explicite. Ce modèle, TOMM-D, fait l'objet de la section suivante.

⁴ Le coefficient input-output spatial b_{ij}^{kh} est communément défini comme le produit d'un coefficient technique et d'un coefficient commercial.

1.2 LE MODÈLE TOMM-D

Formulation du modèle

Formellement, le modèle s'énonce de la façon suivante:

$$\text{MIN} \sum_i \sum_j \sum_k x_{ij}^k \ln(x_{ij}^k / \bar{z}_{ij}^k) \quad (7)$$

sujet à

$$\sum_{j=1}^R x_{ji}^k = \sum_{h \in I_1} \alpha_i^{kh} \sum_{j=1}^R x_{ij}^h + \Psi_i^k \quad \forall k \in I_1; \quad i \in R \quad (8)$$

$$x_{ij}^k \geq 0 \quad \forall k \in I_1; \quad i, j \in R \quad (9)$$

où:

- R représente le nombre de régions considérées (pour notre application, $R = 67$);
- K représente le nombre de biens et services analysés (pour notre application, $K = 88$ et représente 64 biens, appelés biens commercialisables, et 24 services, appelés biens non-commercialisables);
- I_1 est l'ensemble des indices des biens commercialisables ($|I_1| = 64$);
- I_2 est l'ensemble des indices des biens non-commercialisables ($|I_2| = 24$);
- x_{ij}^k est le flux du bien commercialisable k entre les régions i et j ;
- α_i^k représente les besoins intérieurs totaux (directs et indirects) de bien k par unité de production du bien h dans la région i ;
- Ψ_i^k représente la demande finale globale pour le bien k dans la région i ;
- \bar{z}_{ij}^k est une valeur a priori pour le flux x_{ij}^k .

Fonction objectif

L'expression [7], qui est une mesure de distance entre deux distributions,⁵ conduit à une solution qui tend vers les flux a priori \bar{z}_{ij}^k . Ces flux sont indirectement obtenus à l'aide d'un modèle de régression qui tient compte des variables suivantes:

- coût de transport interrégional;
- distance interrégionale;
- niveau de production de la région d'origine;
- niveau de consommation de la région de destination.

Lorsque le scénario analysé n'a pas d'impact direct sur l'une de ces variables, les valeurs a priori utilisées demeurent les flux observés de l'année de base. Par ailleurs,

⁵ Différentes mesures de distances peuvent être utilisées en fonction des hypothèses posées sur le comportement des agents économiques. Pour cette première application du modèle, nous avons utilisé la mesure de Kulback qui suppose l'absence d'information a priori sur le comportement des agents.

si un scénario induit une modification de l'une de ces variables, alors les flux à priori \bar{z}_{ij}^k sont déterminés de la façon suivante:

$$\bar{z}_{ij}^k = z_{ij}^k \cdot f(\beta^k, \delta^k) \quad (10)$$

où:

z_{ij}^k est le flux du bien commercialisable k entre les régions i et j observé durant l'année de base;

β^k est l'ensemble des coefficients d'un modèle de régression pour le bien k .

Cette régression est de la forme:

$$\bar{z}_{ij}^k = G(\beta^k; CTK_{ij}^k, P_i^k, A_j^k, D_{ij}) \quad (11)$$

où:

\bar{z}_{ij}^k est la valeur estimée du flux z_{ij}^k ;

CTK_{ij}^k est le coût de transport par km de une unité du bien k entre les régions i et j durant l'année de base;

P_i^k est la production nette du bien k durant l'année de base par la région i ;

A_j^k est la consommation nette du bien k durant l'année de base par la région j ;

D_{ij} est la distance entre les régions i et j ,

et

δ^k est l'ensemble des variations relatives, par rapport à l'année de base, des variables socio-économiques incluses dans le modèle de régression [11] pour le bien k .

Comme le modèle de régression utilisé est de type log-linéaire, le facteur de correction $f(\cdot)$ prend la forme suivante:

$$f(\beta^k, \delta^k) = \prod_{v=1, \dots, 4} (1 + \delta_v^k)^{\beta_v^k} \quad (12)$$

où v est l'indice associé aux quatre variables utilisées dans le modèle [11].

Ainsi, suite à une modification du coût de transport sur un ou plusieurs des liens du réseau, ou à une variation du niveau de production d'une région, la fonction $f(\beta^k, \delta^k)$ permet de modifier les flux observés de l'année de base de façon à obtenir des valeurs a priori \bar{z}_{ij}^k reflétant ces modifications. Dans une seconde étape, la résolution du modèle [7], [8], [9] permet de corriger ces valeurs a priori de manière à ce qu'elles respectent les contraintes input-output.

Contraintes input-output

Quoique les biens (I_1) et services (I_2) soient considérés par le modèle, nous n'avons pas tenu compte explicitement des flux de services dans les contraintes input-output. Cette simplification résulte de l'hypothèse voulant que les services soient produits et consommés à l'intérieur des mêmes régions et a été dictée par la faible

qualité des données sur les flux de services. Comme les services sont linéairement dépendants de la production des biens commercialisables, puisque l'on utilise des fonctions de production Leontieff, les coefficients structuraux α_i^{kh} ont été calculés de manière à tenir compte du lien entre biens commercialisables et biens non commercialisables.

Dans les contraintes [8], le membre de gauche de chaque contrainte représente l'ensemble des flux du bien commercialisable k destinés à la région i , alors que le membre de droite représente les différentes utilisations du bien k dans cette région. D'un côté, on retrouve une demande intermédiaire pour le bien k nécessaire à la production des différents biens expédiés vers les marchés intérieurs par la région i (Cette demande peut également être induite par la production des biens non-commercialisables), et de l'autre, il y a la demande finale globale, Ψ_i^k , que l'on peut subdiviser en trois composantes:

- 1) les besoins en bien k de la région i induits par les exportations internationales;
- 2) les besoins en bien k induits par la demande finale des biens non-commercialisables;
- 3) la demande finale pour le bien k .

Résultats des estimations

Pour chaque bien, le modèle de régression suivant a été utilisé:

$$\ln z_{ij}^k = \beta_0 + \beta_1 \ln CTK_{ij}^k + \beta_2 \ln D_{ij} + \beta_3 \ln P_i^k + \beta_4 \ln A_j^k + u_{ij}^k \quad (13)$$

Puisque les différentes zones géographiques sont de taille fort variable, des problèmes d'hétéroskédasticité peuvent toutefois surgir lors de l'estimation du modèle. Nous avons donc supposé une hétéroskédasticité de la forme suivante:

$$(\sigma_{ij}^k)^2 = E[(u_{ij}^k)^2] = \sigma^2 (p_i^k \cdot A_j^k)^\alpha \quad (14)$$

La valeur de α est obtenue en remplaçant $(\sigma_{ij}^k)^2$ par son estimateur $(e_{ij}^k)^2$ obtenu à partir de [13], et en estimant par les moindres carrés l'équation:

$$\log (e_{ij}^k)^2 = \log \sigma^2 + \alpha \log (p_i^k \cdot A_j^k) + v_{ij}^k \quad (15)$$

Dans près de 25% des cas, l'hypothèse $H_0: \alpha = 0$ fut rejetée, impliquant l'hétéroskédasticité du modèle. Pour chacun de ces biens, le modèle a alors été transformé en divisant [13] par $W = (P_i^k \cdot A_j^k)^{\alpha/2}$, l'expression [13] devient alors:

$$\frac{\ln z_{ij}^k}{W} = \frac{\beta_0}{W} + \frac{\beta_1 \ln CTK_{ij}^k}{W} + \frac{\beta_2 \ln D_{ij}}{W} + \frac{\beta_3 \ln P_i^k}{W} + \frac{\beta_4 \ln A_j^k}{W} + w_{ij}^k \quad (16)$$

Les coefficients associés au coût de transport et à la distance se sont avérés significativement différents de zéro (test de niveau .05) et de signe attendu dans plus de 80% des cas. Les variables de production et d'attraction sont, pour leur part, significatives dans près de 95% des cas. La valeur moyenne du R^2 est de 0,53, ce qui est satisfaisant pour ce type d'étude.

Les résultats indiquent que de façon générale l'impact relatif de la distance sur le flux est supérieur à celui du coût de transport. En effet, la valeur moyenne de l'élasticité du flux par rapport à la distance, donnée par la valeur du coefficient β_2 , s'élève à -0,98, alors que l'élasticité par rapport au coût s'établit en moyenne à -0,65.

Résolution du modèle

La structure particulière des contraintes permet de considérer de façon explicite la somme des lignes et des colonnes de la matrice de flux. Le modèle [7], [8] et [9] peut alors être reformulé de la manière suivante, ce qui réduit considérablement le temps de résolution:

$$\text{MIN} \sum_i \sum_j \sum_k x_{ij}^k \ln(x_{ij}^k / \bar{z}_{ij}^k) \quad (17)$$

sujet à

$$y_i^{k+} = \sum_{j=1}^R x_{ij}^k \quad \forall k \in I_1; \quad i \in R \quad (18)$$

$$y_i^{k-} = \sum_{j=1}^R x_{ji}^k \quad \forall k \in I_1; \quad i \in R \quad (19)$$

$$y_i^{k-} = \sum_{h \in I_1} \alpha_i^{kh} y_i^{h+} + \Psi_i^k \quad \forall k \in I_1; \quad i \in R \quad (20)$$

$$x_{ij}^k \geq 0 \quad \forall k \in I_1; \quad i, j \in R \quad (21)$$

Les détails se rapportant à l'algorithme de résolution sont contenus dans Picard(1987).

2. ANALYSE DES SCÉNARIOS

Afin d'illustrer le fonctionnement du modèle, nous présentons deux analyses de scénarios qui ne constituent pas des applications pratiques concrètes mais qui cherchent plutôt à mettre en lumière la dynamique du fonctionnement du modèle.

Les deux scénarios considérés sont les suivants:

1- Nous avons appliqué une diminution de 20% aux coûts de transport des mouvements de marchandises provenant de la province de Québec. Cette simulation

permet tout d'abord d'évaluer la sensibilité de la production régionale des différents biens face à une variation des coûts de transport. De plus, ce scénario nous indique l'ampleur de la correction apportée aux flux a priori par la résolution du programme mathématique représenté par les équations (7) à (9).

2- Nous avons haussé de 10% la demande finale du bien #62 (objets personnels et ménagers) de chacune des zones du Québec. Bien que ce groupe ne représente qu'un faible pourcentage du tonnage total transporté au Canada, il correspond tout de même à près de 10% de la valeur totale des flux intérieurs. L'analyse de ce bien permet alors de saisir la nature des relations commerciales interzonales dans un secteur important, puisque les augmentations du revenu personnel disponible servent dans une large proportion à l'achat de produits appartenant au groupe #62.

Avant d'aborder de façon plus spécifique chacun des scénarios, il convient de souligner qu'en aucun cas nous n'avons introduit des contraintes régionales de capacité de production ou de main-d'oeuvre. Dans la mesure où certaines de ces contraintes pourraient s'avérer contraignantes, le modèle devrait alors être considéré comme un outil de planification à moyen et long terme, plutôt qu'à court terme. De telles contraintes peuvent cependant être incorporées au modèle.

2.1 MODIFICATION DES COÛTS DE TRANSPORT

La première étape de ce scénario consiste à déterminer de nouvelles valeurs a priori pour les flux interrégionaux dont les coûts de transport ont été modifiés, soit:

$$\begin{aligned}\bar{z}_{ij}^k &= z_{ij}^k \cdot f(\beta^k, \delta^k) \\ &= z_{ij}^k \cdot (1 + \delta CTK_{ij}^k)^{\beta_1^k}\end{aligned}$$

La variation relative des coûts de transport, δCTK_{ij}^k , s'élève à -0,2 pour chaque groupe de marchandises, alors que la valeur du coefficient β_1^k , qui représente l'élasticité par rapport au coût de transport, varie en fonction du bien analysé. La valeur moyenne du coefficient β_1^k s'élève à -0,65.

Cette première modification conduit à une augmentation moyenne des flux quittant la province de Québec de l'ordre de 15,95%.

La seconde étape affecte la totalité des flux et vise à déterminer une solution respectant les contraintes input-output. Plusieurs des flux ayant subi une augmentation lors de la première étape sont alors affectés à la baisse. En fait, l'augmentation moyenne des flux quittant la province de Québec n'est plus que de 8% après la seconde étape. Quant aux autres flux, 94% d'entre eux subissent une diminution et la diminution moyenne est de 1,9%.

Ces résultats illustrent bien le fait qu'un modèle de régression conventionnel ne tenant pas compte des contraintes input-output surestime largement l'impact du coût de transport sur la demande. Les élasticités de la demande par rapport aux coûts de transport telles que calculées avec un modèle de régression doivent donc s'interpréter

comme étant des estimations de long terme, alors que les résultats obtenus en considérant les structures industrielles existantes sont plutôt des estimations de court et moyen terme. La dynamique du passage du court au long terme demeure cependant un sujet encore mal connu.

2.1 MODIFICATION DE LA DEMANDE FINALE

A l'intérieur de ce scénario, la demande finale québécoise pour le bien #62 est augmentée de 10%, ce qui représente \$ 394 336 047,00 (CDN). L'augmentation de la demande finale intérieure n'est cependant que de \$ 269 725 856,00 puisque les importations comblent 31% de la demande québécoise totale.

Le tableau 1 indique les variations de productions pour le bien #62 ainsi que pour ses principaux inputs.

Tableau 1

numéro du bien	nom du bien	variation absolue (\$)	variation relative (%)
62	biens personnels	277 524 000,00	2,24
31	autres dérivés des animaux et végétaux	35 542 000,00	1,31
64	produits manufacturés divers	16 586 000,00	0,08
41	autres produits chimiques	10 876 000,00	0,32
48	produits du fer et de l'acier	6 787 000,00	0,10
40	produits chimiques	6 569 000,00	0,29
63	contenants	4 896 000,00	0,14
61	autres équipements manufacturés	3 185 000,00	0,06

Dans l'ensemble, 54% de l'augmentation de production est située au Québec et 39% dans la province de l'Ontario. Cependant, si l'on porte notre attention sur les inputs nécessaires à la fabrication du bien #62, on remarque que ceux-ci sont très majoritairement produits en Ontario et non au Québec.

A un niveau de désagrégation spatiale plus élevé, on constate que le scénario produit une forte augmentation de production dans plusieurs zones ontariennes, alors qu'au Québec, seule la région de Montréal montre une forte augmentation de production.

Ces résultats reflètent bien la faible intégration des industries québécoises comparativement à celles de l'Ontario, ainsi que le haut niveau d'intégration des systèmes urbains ontariens. Bien que ces faits soient déjà bien connus sur une base qualitative,

nos résultats confirment les capacités d'analyse du modèle qui permet maintenant d'ajouter une dimension quantitative à la connaissance de ces problèmes régionaux.

3. LE MODÈLE DE RÉPARTITION MODALE

Au cours des dernières années, le logit linéaire a été abondamment utilisé dans le cadre d'analyse du choix modal dans le domaine du transport des marchandises (avec des données agrégées: Levin(1977), Boyer(1977), Kullman(1973), Turner(1975) ou des données désagrégées: Daughety et Inaba(1981) et Watson, Hartweg et Linton(1974)).

Plus récemment, l'introduction des transformations de Box-Cox sur les variables explicatives dans les études relatives au transport des passagers (avec des données agrégées: Gaudry et Wills(1978) ou des données désagrégées: Hensher et Johnson(1981), McCarthy(1982) et Gaudry(1985)) a prouvé la supériorité du Box-Cox logit sur la forme linéaire. Toutefois, nous n'avons trouvé aucune application du Box-Cox logit dans le domaine du transport des marchandises.

Nous nous emploierons à l'intérieur de cette section à comparer différentes configurations du Box-Cox logit à l'aide de 48 ensembles de données⁶.

Comme il nous a été impossible d'obtenir de l'information fiable concernant les mouvements maritimes, l'analyse ne porte que sur la répartition modale du trafic terrestre des marchandises. Dans la mesure où la navigation n'accapare que 9.7% du trafic intérieur et que l'utilisation du navire sur un lien donné est très souvent déterminée par des considérations techniques et d'accessibilité et non par des motifs de compétition intermodale, nous estimons que cette omission n'est nullement critique.

3.1 SPÉCIFICATION DU MODÈLE

Variables indépendantes utilisées

Les analyses de choix modal conduites dans le domaine du transport des passagers considèrent généralement un nombre élevé de variables explicatives reliées tant au système de transport qu'aux conditions socio-économiques. Compte tenu des problèmes reliés à la collecte des données, les études agrégées dédiées à l'analyse des systèmes de transport de marchandises comportent cependant un nombre nettement plus restreint de variables.

Notre étude ne fait pas exception à cette règle puisque nous n'avons pu considérer que trois variables explicatives, soit le temps de transport, sa variabilité et le coût de transport. Toutefois, comme le coefficient associé à la variabilité du temps de

⁶ Sur les 64 ensembles de données que comporte notre banque, 16 groupes de marchandises ne comptent pas suffisamment d'observations pour permettre l'estimation des modèles, c'est-à-dire que pour ces groupes le trafic origine- destination est généralement captif d'un seul mode.

transport n'était que rarement significatif et souvent de signe contraire à nos attentes, nous avons choisi de ne considérer que les deux autres attributs de choix. Bien que ces deux variables soient les principaux déterminants du choix modal, nous convenons que notre modèle n'est pas très riche. Cependant, à ce stade-ci de nos travaux, notre principal intérêt réside dans l'analyse des transformations de Box-Cox dans le cadre du modèle logit et non pas dans l'élaboration du meilleur outil prévisionnel qui soit.

Formes fonctionnelles utilisées

Avec deux variables explicatives, la forme générale du Box-Cox logit est la suivante:

$$S_r = \frac{e^{U_r}}{e^{U_r} + e^{U_t}} \quad (22)$$

où:

r représente le chemin de fer;

t représente le camionnage;

S_r est la part estimée du chemin de fer;

U_m est la fonction d'utilité représentative associée au mode m .

et:

$$U_r = \beta_0 + \beta_1 P_r^{(\lambda_1)} + \beta_2 T_r^{(\lambda_2)} \quad (23)$$

$$U_t = \beta_3 P_t^{(\lambda_1)} + \beta_4 T_t^{(\lambda_2)} \quad (24)$$

et la transformation de Box-Cox est:

$$X^{(\lambda)} = \begin{cases} \frac{X^\lambda - 1}{\lambda}, & \text{si } \lambda \neq 0 \\ \log X, & \text{si } \lambda = 0 \end{cases}$$

où:

P_m représente le coût de transport par tonne par le mode m ;

T_m représente le temps de transport par le mode m ;

β_i est un ensemble de paramètres;

λ_j est un ensemble de paramètres associés à la transformation de Box-Cox.

Les temps de transport ont été calculés à l'aide de fonctions analytiques ayant comme argument la distance. Ces temps étant étroitement corrélés avec la distance ($\rho = 0,97$), nous avons posé $\beta_2 = \beta_4$ afin d'éviter tout problème de multicollinéarité. Ainsi, notre modèle général de départ peut être représenté par les équations 22, 23 et 24 avec $\beta_2 = \beta_4$, (modèle I), et ce modèle sera comparé à cinq sous-modèles afin d'évaluer l'impact des transformations de Box-Cox. Les six modèles analysés sont indiqués au tableau 2. Le modèle V correspond au logit linéaire conventionnel.

MODÈLES ANALYSÉS

Numéro du modèle	Fonctions d'utilité représentative
I	$U_r = \beta_0 + \beta_1 P_r^{(\lambda_1)} + \beta_2 T_r^{(\lambda_2)}$ $U_t = \beta_3 P_t^{(\lambda_1)} + \beta_2 T_t^{(\lambda_2)}$
II	modèle I + $\{\beta_1 = \beta_3\}$
III	modèle I + $\{\lambda_1 = \lambda_2\}$
IV	modèle I + $\{\beta_1 = \beta_3, \lambda_1 = \lambda_2\}$
V	modèle I + $\{\beta_1 = \beta_3, \lambda_1 = \lambda_2 = 1\}$
VI	modèle I + $\{\beta_1 = \beta_3, \lambda_1 = \lambda_2 = 0\}$

Tableau 2

3.2 RÉSULTATS

Forme fonctionnelle optimale

Nous avons dans un premier temps estimé chacun des six modèles pour six des 48 catégories de marchandises. Ces premiers résultats ont permis de dégager certaines conclusions quant à l'efficacité des différents modèles et permis d'orienter le travail d'estimation pour l'ensemble des biens.

La principale conclusion qui se dégage est qu'aucun des six modèles ne s'impose comme forme dominante pour ce sous-ensemble de biens. Toutefois, les modèles I et II présentent, et de loin, les meilleures performances (sur la base du test du quotient de vraisemblance de niveau 5%). Nous indiquons au tableau 3 les conclusions relatives à ce travail préliminaire. Nous avons retenu le modèle I, soit celui offrant la plus grande souplesse, comme modèle de base à l'intérieur du module FRETNET.

Dans le but de comparer la performance du modèle I au logit linéaire, nous avons également estimé celui-ci pour l'ensemble des biens. Le tableau 3 fait clairement ressortir la nette supériorité du Box-Cox logit sur le logit linéaire. En effet, le modèle non contraint s'est révélé significativement supérieur dans 77% des cas.

MODÈLE OPTIMAL

Modèle	Fonctions d'utilité représentative	Meilleure performance	
		6 biens	48 biens
I	$U_r = \beta_0 + \beta_1 P_r^{(\lambda_1)} + \beta_2 T_r^{(\lambda_2)}$ $U_t = \beta_3 P_t^{(\lambda_1)} + \beta_2 T_t^{(\lambda_2)}$	2	37 (77%)
II	model I + { $\beta_1 = \beta_3$ }	2	—
III	model I + { $\lambda_1 = \lambda_2$ }	1	—
IV	model I + { $\beta_1 = \beta_3, \lambda_1 = \lambda_2$ }	0	—
V	model I + { $\beta_1 = \beta_3, \lambda_1 = \lambda_2 = 1$ }	1	11 (23%)
VI	model I + { $\beta_1 = \beta_3, \lambda_1 = \lambda_2 = 0$ }	0	—

Tableau 3

Nous avons remarqué une forte variabilité dans les valeurs prises par les coefficients λ (-2,1 à 5,6). Toutefois, aucun d'entre eux s'est avéré significativement supérieur à l'unité. La valeur de la dérivée seconde de la transformation de Box-Cox étant donnée par l'expression suivante: $(\lambda - 1)x^{(\lambda-2)}$, nous pouvons en conclure que l'effet des variables explicatives sur l'utilité représentative est généralement décroissant.

Résultats des estimations

Les valeurs prises par les différents coefficients β n'ayant pas de signification particulière, nous négligeons la présentation des résultats des estimations et analysons plutôt dans quelle mesure les paramètres estimés se sont révélés significatifs. Le tableau 4 indique, pour chacune des quatre variables de choix, le nombre de biens pour lesquels le coefficient estimé s'est révélé de signe attendu ou non, tout en précisant si l'estimation peut être considérée comme significativement différente de zéro (test de niveau 10 %).

ESTIMATION DES COEFFICIENTS (β)

	Tarif rail	Temps rail	Tarif camion	Temps camion
Signe attendu				
Significatif	24 (50%)	30 (63%)	37 (77%)	30 (63%)
Non significatif	15 (31%)	7 (15%)	3 (6%)	7 (15%)
Signe non attendu				
Significatif	1 (2%)	8 (17%)	4 (8%)	8 (17%)
Non significatif	8 (17%)	3 (6%)	4 (8%)	3 (6%)
Total	48 (100%)	48 (100%)	48 (100%)	48 (100%)

Tableau 4

A l'exception du coefficient associé aux temps de transport, où 17% des résultats sont significatifs et contre intuitifs, les paramètres estimés sont généralement de signe attendu.

Estimation des élasticités

Les élasticités que nous avons calculées sont des moyennes, pondérées par l'importance relative de chaque mode et par le flux observé sur chaque paire origine-destination l . Pour un bien et un mode donné, l'élasticité ainsi calculée indique la variation relative de la part du tonnage total utilisant ce mode, suite à une variation relative unitaire de l'une des variables explicatives. Cette mesure de l'élasticité nous semble plus appropriée que la mesure traditionnelle, basée sur un point fictif correspondant aux valeurs moyennes des variables explicatives. Ainsi, l'élasticité prix de la part du trafic utilisant le chemin de fer s'écrit de la façon suivante:

$$E_{r,P_r} = \frac{\sum_{l=1}^L E_{r,P_r}^l \left(\frac{e^{U_r^l}}{e^{U_r^l} + e^{U_i^l}} \right) F^l}{\sum_{l=1}^L \left(\frac{e^{U_r^l}}{e^{U_r^l} + e^{U_i^l}} \right) F^l} \quad (25)$$

où:

$E_{r,P_r}^l = (P_r)^\lambda \beta_{P_r} \left(\frac{e^{U_r^l}}{e^{U_r^l} + e^{U_i^l}} \right)$ est l'élasticité prix pour le rail, évaluée pour la paire l ;

P_r représente le tarif par chemin de fer;

β_{P_r} représente le coefficient associé au tarif par chemin de fer;

$\frac{e^{U_r^l}}{e^{U_r^l} + e^{U_i^l}}$ représente la part estimée du chemin de fer, S_r , pour la paire l ;

U_m^l représente l'utilité représentative associée au mode m pour la paire l ;

F^l représente le flux total associé à la paire l ;

L représente le nombre de paire o/d associé à un bien donné.

Pour chacun des biens, nous avons également calculé la variation absolue de la part modale, ΔS , induite par une variation relative unitaire des variables de choix. Pour une variation de la part du chemin de fer causée par une modification de son propre prix, $\Delta S_{r,P_r}$, s'exprime de la façon suivante:

$$\begin{aligned} \Delta S_{r,P_r} &= \left(\frac{\delta S_r}{\delta P_r} \right) / P_r \\ &= E_{r,P_r} S_r \\ &= E_{r,P_r} \left(\frac{\sum_{l=1}^L S_r^l F^l}{\sum_{l=1}^L F^l} \right) \end{aligned}$$

Le tableau 4 donne les valeurs moyennes des élasticités et des variations absolues pour l'ensemble des biens.

ELASTICITÉS ET VARIATIONS ABSOLUES MOYENNES

	Tarif rail	Temps rail	Tarif camion	Temps camion
ΔS_r	-0,127	-0,206	0,243	0,239
E_r	-0,708	-0,887	1,260	1,036
E_t	0,171	0,305	-0,346	-0,352

Tableau 5

Nous observons tout d'abord que le tarif par camion ainsi que les temps de transport agissent sensiblement de la même façon sur la répartition modale et dominent l'impact associé au tarif par chemin de fer. De plus, nous remarquons que les élasticités associées au camionnage sont nettement inférieures à celles relatives au chemin de fer. En dehors de ces résultats globaux, notons toutefois que la valeur des différentes élasticité varie fortement d'un bien à l'autre.

Nous avons cherché à savoir si une correspondance existait entre le prix des biens et les valeurs E_r , E_t et ΔS . Aucune relation significative n'a pu être observée. Cependant, sur la base de l'enseignement que procure la théorie des inventaires, nous nous attendions à trouver une relation positive entre l'impact du temps de transport et la valeur des biens. Un modèle plus riche ou l'utilisation de données plus désagrégées pourrait peut-être apporter une solution à ce problème.

CONCLUSION

Nous avons présenté dans cet article la formulation et quelques résultats relatifs à la calibration des modules de génération- distribution et de choix modal du modèle intégré de transport FRET. Contrairement aux modèles input-output classiques, le modèle de niveau proposé permet aux coefficients de part de marché de varier suite à des modifications des coûts de transport. Les capacités du modèle à simuler les interrelations régionales et industrielles ont été illustrées à l'aide d'un scénario portant sur une variation de la demande finale. De plus, une analyse des effets d'une modification des coûts de transport a clairement démontré qu'un modèle de régression conventionnel ne tenant pas compte des relations input-output surestime largement l'impact des coûts de transport sur la demande. Les élasticités de la demande par rapport aux coûts de transport telles que calculées avec un modèle de régression doivent donc s'interpréter comme étant des estimations de long terme, alors que les résultats obtenus en considérant les structures industrielles existantes sont plutôt des estimations de court et moyen terme.

En ce qui a trait au modèle de répartition, notre étude représente la première application du Box-Cox logit dans le contexte du transport des marchandises. Tout

comme au niveau du transport des passagers, l'utilisation des transformations de Box-Cox s'est révélée un atout majeur dans l'explication de la répartition modale.

Comme le modèle a été testé pour un nombre élevé de marchandises (48), nous avons utilisé une spécification simple ne contenant que deux variables de choix. Une seconde étape consisterait à introduire des variables reflétant les structures de distribution des produits (taille des unités de production, degré de vrac du produit, etc.).

BIBLIOGRAPHIE

- [1] Baranov, E.F., Matlin, I.S., (1981), System of models coordinating decisions for sectorial and regional development, Communication présentée à l'International Institute for Applied Systems Analysis Conference, Laxenburg, Australia.
- [2] Bigras, Y., Hamelin, P., Nguyen, S., (1983), Un modèle des flux interrégionaux de marchandises au Canada basé sur le concept d'information, Publication no 292, Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal.
- [3] Boyer, K.D., (1977), Minimum Rate Regulation, Modal split Sensitivities and the Railroad Problem, *Journal of Political Economy* 85(3), 493-512.
- [4] Chenery, H., (1956), Interregional and international input-output analysis, In the Structural Interdependence of the Economy, Barna T (ed) Wiley, New York: 341-356.
- [5] Chisholm, M., O'Sullivan, P., (1975), Freight flows and spatial aspects of the British economy, Cambridge University Press, London.
- [6] Commission canadienne des transports, (1978), Report on modelling the demand for freight transport, Report no. ESAB-76-16-1, Ottawa.
- [7] Daughety, A.F. et Inaba, F.S., (1981), An analysis of Regulatory Change in the Transportation Industry, *Review of Economics and Statistics* 53, 246-255.
- [8] Gaudry, M.J. et Wills, M.J. (1978), Testing the Dogit Model with Aggregate Time-Series and Cross-Sectional Travel Data, publication #94, Centre de Recherche sur les Transports, Université de Montréal.
- [9] Gaudry, M.J. (1985), Modèles de demande agrégés et désagrégés à forme variable: résultats sur Montréal et Paris, publication #383, Centre de Recherche sur les Transports, Université de Montréal.
- [10] Hensher, D.A. et Johnson, L.W. (1981), Behavioural response and form of the representative component of the indirect utility function in travel mode choice, *Regional Science and Urban Economics*, 11, 559-572.
- [11] Isard, W., (1951), Interregional and regional input-output analysis: a model of a space economy, *The Review of Economics and Statistics* 33: 318- 328.
- [12] Kullback, S., (1959), Information theory and statistics, Wiley, New York: 31.

- [13] Kullman, B.C. (1973), A Model of Rail/Truck Competition in the Intercity Freight Market, thèse de doctorat (non publiée), Dept. of Civil Engineering, Massachusetts Institute of Technology.
- [14] Leontief, W., Strout, A., (1963), Multiregional input-output analysis, In Structural Interdependence and Economic Development, Barna T (ed), St- Martin's Press, London: 119-150.
- [15] Levin, R.C. (1978), Allocation in Surface Freight Transportation: Does Rate Regulation Matter ?, The Bell Journal of Economics 9(1), 18-45.
- [16] Los, M., (1980), A transportation-oriented multiregional economic model for Canada, publication no 178, Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal.
- [17] McCarthy, P. S., (1982), The Temporal Stability of Disaggregate Travel Demand Models, Transportation Research B, 16, 266- 276.
- [18] Moses, L.N., (1955), The stability of interregional trading patterns and input-output analyses, American Economic Review 45: 803-832.
- [19] O'Sullivan, P., Ralston, B., (1974), Forecasting intercity commodity transport in the U.S.A., Regional Studies 8: 191-195.
- [20] Picard, G., (1987), FRET: un modèle de simulation des flux de marchandises au Canada, Thèse de doctorat, Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal.
- [21] Picard, G., Paskievici, D. et Nguyen, S., (1985), Une version désagrégée du modèle de simulation des flux de marchandises TOMM, publication # 333, Centre de recherche sur les transports, Université de Montréal.
- [22] Samuelson, P.A., (1952), Spatial price equilibrium and linear programming, American Economic Review 42: 283-303.
- [23] Takayama, T., Judge, G.G., (1971), Spatial and temporal price and allocation models, North Holland Amsterdam.
- [24] Thore, S., (1982), The Takayama-Judge spatial equilibrium model with endogenous income, Regional Science and Urban Economics: 351-364.
- [25] Turner, R.E. (1975), Freight Mode Selection in Canada, Canadian Institute of Guided Ground Transport, rapport no. 75-14, Queen's University at Kingston, Ontario.
- [26] Wilson, A.G., (1970), Entropy in Urban and Regional Modeling, Pion London.
- [27] Watson, P., Hartweg, J.C. et Linton, W.E. (1974), Factors influencing Shipping Mode for Intercity Freight: a Disaggregate Approach, Transportation Research Forum 15, 138-144.