

Les effets de la variabilité des taux de change sur le commerce international. Une analyse pour le Canada

The effects of exchange rate variability on international trade. An analysis for Canada

Agathe Côté

Volume 62, Number 4, décembre 1986

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/601388ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/601388ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Article abstract

This paper examines the impact of the variability of the Canadian dollar effective exchange rate on the volumes and prices of Canadian trade during the recent floating exchange rate regime. The effects of two distinct types of variability on total trade flows, as well as on trade disaggregated by category are empirically assessed. Even though the two measures of variability have statistically significant impacts in some equations, their effects turn out to be economically negligible.

Cite this article

Côté, A. (1986). Les effets de la variabilité des taux de change sur le commerce international. Une analyse pour le Canada. *L'Actualité économique*, 62(4), 501–520. <https://doi.org/10.7202/601388ar>

LES EFFETS DE LA VARIABILITÉ DES TAUX DE CHANGE SUR LE COMMERCE INTERNATIONAL . UNE ANALYSE POUR LE CANADA

Agathe CÔTÉ
Banque du Canada

Cette étude examine l'impact de la variabilité du taux de change effectif du dollar canadien sur le volume et le prix des échanges extérieurs du Canada pendant la dernière période de taux de change flottant. L'effet de deux types distincts de variabilité sur l'ensemble des échanges extérieurs de biens ainsi que sur les échanges de certains sous-groupes est évalué empiriquement. Bien que la variabilité ait dans certaines équations un impact statistiquement significatif, elle apparaît avoir un effet négligeable en termes économiques.

The effects of exchange rate variability on international trade. An analysis for Canada.

— This paper examines the impact of the variability of the Canadian dollar effective exchange rate on the volumes and prices of Canadian trade during the recent floating exchange rate regime. The effects of two distinct types of variability on total trade flows, as well as on trade disaggregated by category are empirically assessed. Even though the two measures of variability have statistically significant impacts in some equations, their effects turn out to be economically negligible.

1. INTRODUCTION

Tous s'entendront pour dire que l'incertitude a des effets inhibiteurs sur l'activité économique. Pour ceux qui transigent sur les marchés internationaux, une part de cette incertitude concerne les fluctuations du cours des monnaies. Les mouvements cumulatifs des taux de change en longue période ont bien entendu des effets sur la répartition des revenus entre les différents secteurs et pays. Cependant, le rôle des fluctuations des taux de change en courte période semble encore aujourd'hui faire l'objet d'un débat.

Les opinions exprimées dans la présente étude sont celles de l'auteur et ne traduisent pas nécessairement les vues de la Banque du Canada. L'auteur tient à remercier David Longworth pour ses commentaires judicieux ainsi que Steve Beal pour sa participation aux recherches. Bien entendu, l'auteur est seule responsable de toutes erreurs ou omissions.

Au cours des dernières années, on a pu observer une très grande variabilité des taux de change. La mesure dans laquelle cette variabilité a contribué à réduire le volume des échanges internationaux ne peut en définitive être déterminée qu'à l'aide de tests empiriques. Dans l'ensemble, les résultats de ces tests ne confortent pas l'hypothèse d'un lien systématique entre la variabilité des taux de change et les flux commerciaux. C'est la conclusion à laquelle en arrivent Farrell *et al.* (1983) et le FMI (1984) après avoir complété des revues exhaustives de la littérature. Cependant, les travaux subséquents de Akhtar et Hilton (1984a, b) pour l'Allemagne et les États-Unis sont venus remettre en cause cette conclusion. Comme il n'y a pas eu récemment d'étude empirique approfondie concernant le commerce canadien, nous avons jugé le moment opportun pour entreprendre une telle recherche. Nous en présentons les résultats dans ce mémoire.

Nous examinons l'impact de la variabilité du taux de change effectif du dollar canadien sur le volume et le prix des échanges extérieurs multilatéraux du Canada pendant la période de taux de change flottant. Nous observons l'effet de deux mesures de variabilité sur l'ensemble des échanges extérieurs de biens ainsi que sur les échanges de certains sous-groupes.

Le reste du texte se divise comme suit. À la section 2, nous examinons les conséquences de l'incertitude et nous discutons des problèmes reliés à l'application et à l'interprétation des tests empiriques. À la section suivante, nous faisons un bref survol de la littérature récente. Les résultats d'estimation apparaissent à la section 4. Finalement, nous réservons la dernière section aux conclusions.

2. CONSIDÉRATIONS THÉORIQUES

2.1 *Conséquences de l'incertitude*

Un accroissement de l'incertitude quant aux valeurs futures des taux de change et, par conséquent, un accroissement de l'incertitude quant aux niveaux futurs des prix et des profits devrait en théorie résulter en une baisse du volume des échanges internationaux. En effet, l'augmentation du risque devrait entraîner une contraction à la fois de l'offre et de la demande, ce qui conduit inévitablement à une réduction des quantités de biens échangés à l'équilibre. L'impact sur les prix est cependant ambigu. Il dépend de l'ampleur relative des deux déplacements et donc du groupe (les exportateurs ou les importateurs) qui supporte le risque. Si la majorité des prix des biens exportés par un pays sont fixés dans la devise de l'exportateur, l'effet de contraction de la demande devrait prédominer et on anticipe une baisse des prix. Si, au contraire, les prix des exportations sont fixés en devises étrangères, ceux-ci devraient alors s'inscrire à la hausse.

Faisant face à une offre parfaitement élastique, le Canada est un preneur de prix sur le marché de ses importations. Le prix des biens importés dépend donc uniquement des prix mondiaux alors que le volume des importations reflète les conditions de la demande. Le Canada est également considéré comme un preneur de prix sur le marché de ses exportations de produits de base, la demande étrangère pour celles-ci étant parfaitement élastique. Cependant, on lui reconnaît

une certaine influence sur le prix de ses exportations de produits manufacturés. Par conséquent, le volume et le prix des exportations agrégées devraient refléter les conditions tant de l'offre que de la demande.

Dans le cas canadien, on peut donc s'attendre à ce que la variabilité du taux de change du dollar réduise la demande d'importations, ce qui aurait pour effet de réduire son volume alors que les prix pourraient demeurer inchangés. Sur le marché agrégé des exportations, l'offre et la demande sont toutes deux vraisemblablement affectées et, sous l'hypothèse que les exportateurs canadiens supportent davantage le risque, le prix des biens exportés pourrait augmenter. Toutefois, la variabilité du taux de change pourrait ne pas affecter les volumes échangés dans la mesure où les producteurs canadiens seraient prêts à accepter des profits amputés de façon à conserver leur part de marché.

L'analyse ci-dessus présuppose que les marchés à terme ne peuvent offrir une protection complète contre le risque. Il en est ainsi puisque les entreprises ne peuvent prévoir avec certitude les coûts et les prix futurs de leurs biens de même que le moment et l'ampleur de leurs besoins en devises étrangères¹. Sur une période de temps assez courte, il est généralement admis que les marchés à terme offrent une garantie contre le risque à un coût plutôt négligeable². Cependant, les commerçants doivent planifier leurs revenus et dépenses sur une période beaucoup plus longue que celle de la durée des contrats. Il n'est alors pas exclu qu'une variabilité plus forte des taux de change augmente la propension des firmes à recourir au marché intérieur.

2.2 Mesures de l'incertitude

Le problème majeur qui se pose dans les tests empiriques est de déterminer une variable pour tenir lieu de l'incertitude. En général, on fait appel à une mesure quelconque de variabilité. Cependant, il est à noter qu'une plus grande variabilité n'implique pas nécessairement une plus grande imprévisibilité. Il est donc souvent suggéré (voir, par exemple, Farrell *et al.* (1983)) que les effets de l'incertitude sur les flux commerciaux sont surestimés puisque les mesures de variabilité ne sont pas définies uniquement en termes des variations non anticipées des taux de change mais comprennent également tout mouvement systématique (prévisible). À cet égard, il apparaît préférable d'utiliser des mesures basées sur les taux de croissance (plutôt que sur les niveaux) des variables car le facteur de tendance temporelle est alors partiellement éliminé. Akhtar et Hilton (plus loin, A-H) considèrent pour leur part que les mesures de variabilité vont tendre à sous-estimer l'incertitude car les modèles de prévision des taux de change sont très peu fiables. Selon eux, bien que la variabilité mesurée *ex post* soit faible, l'incertitude *ex ante* peut tout de même être très élevée.

1. Voir, par exemple, Clark (1973).

2. Dans l'étude du FMI (1984), on examine les coûts de couverture à terme, tels que représentés par les écarts entre les cours acheteur - vendeur, pour les principales devises. Les écarts pour les contrats à 3 mois et à 12 mois sont généralement bien en-dessous de 1 pourcent. Les auteurs concluent que ces coûts semblent trop faibles pour avoir un effet significatif sur les flux commerciaux.

Plusieurs autres dimensions doivent être considérées dans le choix d'une mesure de variabilité : l'utilisation du taux de change réel vs nominal, d'une mesure de taux effectif vs bilatéral, le choix de la fréquence d'observation des mouvements de la variable, etc.³ Le choix entre une mesure basée sur le taux réel ou nominal dépend entre autres de l'intervalle de temps considéré. S'il s'agit d'une période assez courte, le taux de change nominal est privilégié car les prix sont peu variables. Par ailleurs, une mesure de taux de change effectif apparaît plus adéquate si on veut mesurer l'incertitude du point de vue de l'ensemble de l'économie ou du point de vue de commerçants échangeant des produits dans de nombreux pays. En effet, si les mouvements de certaines devises sont reliés de façon systématique, le taux de change effectif peut s'avérer beaucoup plus stable que l'un ou l'autre des taux de change bilatéraux qui le composent. Le taux effectif devrait mieux refléter l'incertitude globale entourant les revenus futurs.

Il est difficile de déterminer la fréquence optimale des données. Dans un certain nombre d'études, dont celle de A-H, on examine les mouvements des taux de change au jour le jour. L'utilisation d'observations mensuelles ou trimestrielles est cependant plus répandue. Certains auteurs, tel Solomon (1984), considèrent que les fluctuations quotidiennes autour de la tendance ne devraient pas affecter significativement le commerce étant donné que les commerçants ont toujours la possibilité de retarder ou d'accélérer à brève échéance la conversion de leurs devises étrangères.

2.3 Limites de l'analyse

Lorsqu'on interprète les résultats empiriques, il est bon de garder à l'esprit que ceux-ci découlent uniquement d'une analyse partielle. La variabilité des taux de change dépend dans une certaine mesure de l'instabilité d'autres variables économiques. Il n'est pas difficile de concevoir, par exemple, qu'une variabilité accrue des taux de change soit compensée par une variabilité moins grande des taux d'intérêt. Si on tente d'évaluer les coûts réels des fluctuations des taux de change, on doit tenir compte des coûts qui auraient été encourus si des politiques alternatives avaient été mises en oeuvre pour réduire l'ampleur de ces fluctuations. Ces considérations ont été soulignées avec insistance dans les travaux récents de Barr (1984) et Solomon (1984).

3. SURVOL DE LA LITTÉRATURE RÉCENTE

Tel que mentionné précédemment, des revues assez détaillées de la littérature ont été complétées par Farrell *et al.* (1983) et le FMI (1984). Nous nous concentrerons donc sur les études publiées par la suite. Auparavant, revoyons brièvement les résultats obtenus pour le Canada.

Des résultats d'équations estimées pour les flux commerciaux du Canada apparaissent dans Makin (1976), Hooper et Kohlhagen (1978), Cushman (1983),

3. Ces questions sont examinées en détail dans FMI (1984).

FMI (1984) et Kenen et Rodrik (1984). Dans les deux premières études, on ne trouve pas d'effet significatif de la variabilité sur le volume des échanges extérieurs du Canada. Les équations sont cependant estimées avec très peu d'observations sur la dernière période de taux de change flottant. Cushman utilise une mesure de variabilité des taux de change réels plutôt que nominaux et trouve un effet de risque significatif sur le volume des échanges entre le Canada et les États-Unis et sur le prix des exportations canadiennes vers les États-Unis. Les équations sont estimées sur la période 1965 à 1977. Dans l'étude du FMI, les équations de Cushman (simplifiées) sont réestimées pour la période 1965 à 1982 et on ne trouve alors aucun effet de risque significatif et du signe attendu dans les équations estimées pour les flux canadiens. Finalement, Kenen et Rodrik examinent l'effet de six mesures de volatilité du taux de change effectif réel sur les volumes de commerce multilatéral de divers pays, dont le Canada. Une de ces mesures a alors un effet négatif et significatif sur les flux commerciaux canadiens. Les équations sont estimées sur la période 1975 à 1982 et les mesures de volatilité sont basées sur les variations mensuelles des taux de change.

Retournons maintenant aux études récentes pour les autres pays. Justice (1983) examine l'influence de diverses mesures de variabilité sur le volume et le prix des exportations de biens manufacturés du Royaume-Uni pour la période 1973 à 1981. La variabilité du cours de la livre sterling n'a alors pas d'effet significatif sur le volume des exportations. Cependant, une mesure de variabilité *mondiale* des taux de change s'avère marginalement significative. Les effets estimés sur les prix varient considérablement en fonction de la mesure de volatilité choisie.

A-H (1984b) présentent les résultats d'équations estimées pour les échanges extérieurs de biens manufacturés de l'Allemagne et des États-Unis sur la période 1974 à 1981. La variabilité, mesurée par l'écart-type d'un indice quotidien de taux de change effectif nominal à l'intérieur d'une période de trois mois, a un effet négatif significatif sur les volumes d'exportations des deux pays et sur le volume d'importations de l'Allemagne et un effet positif significatif sur les prix des biens importés par les États-Unis⁴. Il s'agit de la première étude où on obtient des effets de risque significatifs avec une mesure de variabilité basée sur les mouvements à très court terme des taux de change. On note cependant que les résultats sont affectés par un changement de la période d'estimation ou par l'utilisation d'une mesure de variabilité du taux de change réel (voir A-H [1984a]).

Dans une étude de la Banque d'Angleterre (1984), on teste l'effet d'une mesure de variabilité identique à celle de A-H sur les échanges de biens manufacturés. La variabilité n'a alors aucun effet direct sur les volumes. Son effet est négatif et non significatif sur les prix à l'importation et positif quoique peu signifi-

4. L'élasticité des flux commerciaux par rapport à la volatilité des taux de change s'avère beaucoup plus élevée pour l'Allemagne. Selon les auteurs, cette différence s'explique par la plus grande ouverture de l'économie allemande et, par conséquent, la plus grande sensibilité de ses échanges extérieurs aux changements de prix relatifs.

catif sur les prix à l'exportation. Ces résultats suggèrent que les exportateurs du Royaume-Uni tendent à fixer les prix de leurs biens en devises étrangères, ce qui, selon les auteurs, est contraire aux observations. Selon eux, la variabilité du taux de change a peu d'effet sur les flux commerciaux car les prix relatifs eux-mêmes ont peu d'effet.

Finalement, Gotur (1985) démontre que les résultats de A-H pour l'Allemagne et les États-Unis varient considérablement en fonction de la période-échantillon, de la mesure du risque et de la technique d'estimation. Le seul coefficient de volatilité qui semble solide est celui de l'équation du volume des exportations allemandes. Par ailleurs, elle réestime des équations semblables pour la France, le Japon et le Royaume-Uni. Les coefficients estimés du risque dans les équations de volume sont alors ou bien de signe contraire aux attentes ou bien non significatifs. Le risque a un effet significatif dans plusieurs équations de prix mais les résultats s'avèrent non plausibles.

4. RÉSULTATS EMPIRIQUES

4.1 Méthode

Nous avons utilisé une procédure d'estimation en deux étapes. D'abord, nous avons spécifié des équations pour le volume et le prix des exportations et des importations multilatérales du Canada sans y inclure de mesures de risque. Les équations sont estimées pour deux définitions du commerce agrégé. Nous avons retranché de l'ensemble des exportations ou des importations certains groupes de biens de façon à obtenir des agrégats plus homogènes à déterminer. Dans le premier cas (correspondant à $X1$ et $M1$ pour les exportations et les importations, respectivement), on a retranché les échanges multilatéraux de produits énergétiques et les échanges de véhicules automobiles et pièces détachées avec les États-Unis. Les variables agrégées se trouvent ainsi soustraites des biens dont les échanges extérieurs sont déterminés de manière importante par des facteurs institutionnels. Dans le second cas (correspondant à $X2$ et $M2$), on retranche les échanges de produits énergétiques et de produits alimentaires, obtenant ainsi une mesure très large du commerce en biens manufacturés. Des indices de prix implicites sont définis de façon analogue ($PX1$, $PM1$, $PX2$, $PM2$).

Les équations de volume d'exportations incorporent des éléments d'offre et de demande. Du côté de la demande, on retrouve une mesure de l'activité économique étrangère et le prix relatif des exportations canadiennes par rapport aux biens étrangers. Du côté de l'offre, on a une mesure du prix relatif des biens exportés par rapport aux biens vendus sur les marchés locaux ainsi qu'une variable binaire pour capter l'effet d'une grève dans l'industrie des produits forestiers. Les équations de volume d'importations représentent le comportement de la demande et comprennent des mesures de l'activité économique intérieure, du taux intérieur d'utilisation des capacités et des prix relatifs ainsi qu'une variable binaire pour tenir compte des conditions de demande excédentaire qui ont prévalu

dans certaines industries, en particulier celle de l'acier, aux alentours de 1974⁵. Les prix à l'exportation sont spécifiés en fonction des prix étrangers (avec hypothèse d'homogénéité à long terme), des coûts unitaires intérieurs de main-d'oeuvre et d'une mesure d'utilisation intérieure des capacités. Finalement, les prix à l'importation sont déterminés essentiellement par les prix étrangers.

L'effet de deux mesures de risque a été testé après qu'une équation finale ait été retenue pour chacune des variables dépendantes. Ces équations finales ont été choisies à cause de la qualité de l'ajustement et de l'absence de variables dont les coefficients estimés sont de signe contraire à ce qui est attendu⁶. La première mesure du risque est celle de A-H (que l'on appelle *VAR-AH*). Le taux de change effectif utilisé est celui publié par la Banque du Canada. Il est calculé par rapport aux monnaies des dix principaux partenaires commerciaux du Canada. La deuxième mesure (que l'on appelle *VAR-C*) est similaire à celle utilisée par Cushman. Il s'agit de l'écart-type mobile sur quatre trimestres (se terminant au trimestre courant) du taux de variation du taux de change effectif réel. Le taux de change réel est défini comme le ratio du dégonfleur de la DNB au Canada à une moyenne pondérée des dégonfleurs de la DNB ajustés pour les taux de change des cinq principaux partenaires commerciaux⁷. Nous avons testé diverses formes de retards sur les variables de risque. Dans le cas de *VAR-AH*, les équations ont été estimées de trois manières: avec la variable courante seulement, avec la variable retardée d'une période seulement et avec la variable courante plus quatre retards (non contraints). Pour ce qui est de *VAR-C*, nous avons testé l'influence de retards jusqu'à deux périodes.

4.2 Résultats des équations estimées pour le commerce agrégé

Nous présentons d'abord aux tableaux 1 et 2 les résultats obtenus dans les équations de volume. Les équations sont estimées sur la période 1972T1 (ou 1972T2) à 1983T4 par moindres carrés ordinaires (en appliquant une correction pour l'autocorrélation d'ordre 1 lorsque le paramètre d'autocorrélation s'avère assez significatif). Nous avons retenu la meilleure équation obtenue avec chacune

5. Les équations finales ont également été estimées en introduisant les deux composantes des prix relatifs (soit le taux de change et les prix) de façon séparée dans les équations. Cette modification n'affecte en rien les conclusions sur les effets du risque et ces résultats ne sont donc pas rapportés.

6. Dans toutes les équations, nous avons testé la présence de retards sur les différentes variables explicatives.

7. Boothe et Glassman (1985) démontrent que les mouvements trimestriels du taux de change \$Can/\$É.-U. suivent une loi normale et, par conséquent, que l'utilisation de la variance comme mesure de volatilité est appropriée. Pour les mouvements quotidiens du taux de change, la distribution de Student semble plus adéquate. Dans ce cas, la variance (ou l'écart-type) seule n'est pas une mesure complète de volatilité. D'autres mesures pourraient être préférées. A-H (1984a) soulignent qu'ils ont testé diverses mesures de variabilité, dont la différence moyenne de Gini qui est une mesure qui apparaît plus appropriée pour les distributions contenant beaucoup d'observations aux extrémités, mais que les résultats ne sont pas affectés de manière significative par ce changement. On notera que l'étude de Boothe et Glassman porte sur les taux de variation des taux de change et non pas les niveaux (qui sont utilisés dans la mesure de A-H) et sur les taux bilatéraux (vis-à-vis le \$É.-U.) et non pas les taux effectifs.

des variables dépendantes et chacune des variables de risque⁸. Concernant d'abord les exportations, on note que la meilleure équation obtenue pour l'agrégat $X1$ est celle renfermant les quatre retards de $VAR-AH$. Cette variable a alors un effet négatif et significatif. Par contre, avec $X2$, la meilleure équation est celle comprenant uniquement $VAR-AH$ à la période courante, qui a un coefficient estimé de signe contraire à ce qui est attendu. Avec les autres spécifications dont les résultats ne sont pas consignés au tableau 1, les variables de risque ont un coefficient estimé avec peu de précision qui est tantôt négatif tantôt positif.

Parmi les équations d'importations dont les résultats figurent au tableau 2, il n'y a qu'avec l'agrégat $M1$ comprenant les quatre retards de $VAR-AH$ que l'on obtient un effet de risque négatif et significatif. Lorsqu'on modifie les retards dans cette équation, les coefficients associés à $VAR-AH$ sont toujours négatifs alors que les coefficients associés à $VAR-C$ sont toujours positifs. Avec l'agrégat $M2$, les variables de risque n'ont jamais un effet significatif.

Les résultats des équations de prix sont rapportés aux tableaux 3 et 4. L'effet statistiquement significatif de la variabilité du taux de change sur le prix des biens exportés par le Canada semble confirmé par les données. En effet, les variables de risque ont toujours un effet à la hausse sur les prix à l'exportation et dans trois cas sur quatre, cet effet apparaît nettement significatif. Par contre, les résultats sont partagés dans les équations de prix à l'importation. La variabilité du taux de change a un effet positif dans toutes les équations mais cet effet est significatif seulement avec la mesure de variabilité trimestrielle du taux de change réel.

Pour tester la possibilité d'un changement dans l'effet du risque, nous avons inclus une variable binaire multiplicative dans les équations. Nous avons examiné la possibilité d'un changement de pente à partir de 1978T1 ainsi qu'à partir de 1981T1⁹. Dans la majorité des cas, les résultats nous amènent à rejeter l'hypothèse d'un tel changement (la variable de risque multipliée par la variable binaire a un coefficient estimé non significatif au niveau 95 pourcent). Les résultats suggèrent cependant une augmentation de l'effet du risque sur $X2$ et $M2$ au cours des dernières années ainsi qu'une diminution de l'effet de $VAR-C$ (l'effet de $VAR-AH$ apparaît stable) sur les prix¹⁰.

4.3 *L'effet du risque sur les données commerciales désagrégées*

Nous avons également examiné l'influence de la volatilité du taux de change

8. Nous définissons « meilleure équation » comme l'équation qui fournit le « meilleur ajustement », ce qui ne correspond pas nécessairement à une équation avec laquelle on obtient un coefficient estimé significatif (ou du signe attendu) sur la variable de risque.

9. Le choix de ces deux trimestres est purement arbitraire. Nous avons simplement voulu tester si l'effet du risque s'accroît sur la période plus récente, tel qu'il a été suggéré dans des études antérieures.

10. Nous avons également effectué un test de Chow pour examiner la stabilité des coefficients estimés sur les sous-périodes 72T1 (ou T2) à 77T4 et 78T1 à 83T4. L'hypothèse de stabilité n'a alors pu être rejetée dans aucune des équations de prix. Par contre, cette hypothèse est rejetée dans la moitié des équations de volume. Les tests sont effectués pour un niveau de confiance de 95 pourcent.

TABLEAU 1
ÉQUATIONS DE VOLUMES D'EXPORTATIONS

Variables explicatives	Équations			
	ln(X1)	ln(X1)	ln(X2)	ln(X2)
Constante	1,4541 (1,13)	2,6122 (1,40)	2,0043 (7,71)	1,9860 (7,38)
$\ln(YUS)_t$	1,0765 (3,89)	0,5861 (2,66)	—	—
$\ln(IPI5)_t$	0,3801 (1,75)	0,4436 (1,89)	—	—
$\ln(Y6)_t$	—	—	1,6325 (30,31)	1,6378 (29,59)
$\ln((PUS*E)/PX1)_t$	0,3752 (2,37)	0,3947 (2,31)	—	—
$\ln(((W*PMATUS*E) + (1 - W)*(PUS*E))/PX2)_t$	—	—	0,4868 (2,92)	0,5163 (2,89)
$\ln(((W*PMATUS*E) + (1 - W)*(PUS*E))/PX2)_{t-1}$	—	—	-0,3623 (2,18)	-0,4016 (2,37)
$D[75T3-76T1]$	-0,0664 (2,44)	-0,0353 (1,34)	-0,0643 (3,10)	-0,0625 (2,93)
$\ln(PX1/IPVI)_{t-1}$	0,7853 (2,50)	0,7038 (2,16)	—	—
variable dépendante $_{t-1}$	0,1948 (1,44)	0,4167 (3,92)	—	—
$VAR-AH_t$	—	—	0,0158 (1,38)	—
$\sum_{i=0}^4 VAR-AH_{t-i}$	-0,0722 (2,55)	—	—	—
$VAR-C_{t-1}$	—	0,0028 (0,41)	—	—
$VAR-C_{t-2}$	—	—	—	0,0019 (0,29)
$\bar{R}^2$	0,9647	0,9583	0,9576	0,9558
E.T.R.	0,0319	0,0346	0,0325	0,0331
D.W. [Durbin h]	[1,88]	[0,03]	1,90	1,83
RHO	—	—	—	—
Période d'estimation	72T1-83T4	72T1-83T4	72T1-83T4	72T1-83T4

NOTES : La définition des variables apparaît à l'annexe A. La valeur absolue de la statistique t figure entre parenthèses en-dessous du coefficient estimé. E.T.R. est l'écart-type de la régression.

TABLEAU 2
ÉQUATIONS DE VOLUMES D'IMPORTATIONS

Variables explicatives	Équations			
	$\ln(M1)$	$\ln(M1)$	$\ln(M2)$	$\ln(M2)$
Constante	- 6,1862 (11,06)	- 5,2657 (5,20)	7,8096 (3,33)	- 8,0611 (3,66)
$\ln(YP)_t$	1,4109 (28,34)	1,3247 (14,83)	2,2182 (5,65)	2,2311 (5,71)
$\ln(YP)_{t-1}$	—	—	- 0,9172 (2,40)	- 0,9193 (2,43)
$\ln(YP/Y\bar{P})_{t-1}$	0,3698 (3,37)	0,4167 (2,38)	0,7490 (3,30)	0,7593 (3,52)
$\ln((PUS*E)/PYP)_t$	- 0,1938 (2,11)	- 0,0981 (0,65)	—	—
$\ln((PM2/IPVI)_t$	—	—	- 0,6535 (2,43)	- 0,6776 (2,63)
$D[74T1-75T1]$	0,0462 (2,75)	0,0287 (1,17)	—	—
$VAR-AH_t$	—	—	0,0063 (0,51)	—
$\sum_{i=0}^4 VAR-AH_{t-i}$	- 0,0757 (3,73)	—	—	—
$VAR-C_t$	—	0,0102 (1,37)	—	—
$VAR-C_{t-1}$	—	—	—	0,0065 (0,89)
$\bar{R}^2$	0,9513	0,9373	0,9192	0,9202
E.T.R.	0,0294	0,0311	0,0326	0,0324
D.W.	1,80	2,02	2,07	2,06
RHO	—	0,39 (2,43)	0,58 (4,17)	0,54 (3,66)
Période d'estimation	72T1-83T4	72T2-83T4	72T2-83T4	72T2-83T4

NOTES : Voir tableau 1.

TABLEAU 3
ÉQUATIONS DE PRIX DES EXPORTATIONS

Variables explicatives	Équations			
	ln(PX1)	ln(PX1)	ln(PX2)	ln(PX2)
Constante	0,0038 (0,54)	0,0071 (0,87)	0,0017 (0,37)	-0,0025 (0,58)
$\ln((W*PMATUS*E) + (1-W)*(PUS*E))_t$	0,2142 (9,67)	0,2203 (9,00)	0,1532 (6,07)	0,1582 (8,24)
$\Delta \ln(CUMD)_t$	0,6871 (4,35)	0,6103 (3,73)	0,2856 (2,14)	0,1648 (1,36)
$\ln(IPI/\bar{IPI})_{t-1}$	—	—	0,1090 (3,13)	0,1184 (4,45)
tendance temporelle	0,0002 (1,06)	0,0002 (1,29)	—	—
variable dépendante _{t-1}	0,7858 ¹ (35,45)	0,7797 ¹ (31,87)	0,8468 ¹ (33,57)	0,8418 ¹ (43,84)
$VAR-AH_{t-1}$	0,0116 (2,55)	—	0,0071 (2,01)	—
$VAR-C_{t-2}$	—	0,0028 (1,11)	—	—
$\sum_{i=0}^2 VAR-C_{t-i}$	—	—	—	0,0066 (3,46)
$\bar{R}^2$	0,9988	0,9986	0,9991	0,9992
E.T.R.	0,0127	0,0134	0,0099	0,0091
D.W. [Durbin h]	[0,45]	[0,99]	[-1,18]	1,98
RHO	—	—	—	-0,36 (2,27)
Période d'estimation	72T1-83T4	72T1-83T4	72T1-83T4	72T2-83T4

NOTES : Voir tableau 1.

1. La somme des coefficients estimés des prix relatifs et de la variable dépendante retardée est contrainte à évaluer l'unité.

sur les échanges extérieurs de différentes catégories de biens. Pour ce faire, nous avons tout simplement introduit la variable de risque dans les diverses équations de commerce qui se trouvent présentement dans le modèle RDXF¹¹. L'effet des

11. Une description de la structure et des équations de la version de septembre 1980 du modèle RDXF apparaît dans Robertson et McDougall (1982a,b). Les estimations ont été effectuées avec la version de mars 1985 du modèle.

TABLEAU 4
ÉQUATIONS DE PRIX DES IMPORTATIONS

Variables explicatives	Équations			
	ln(PM1)	ln(PM1)	ln(PM2)	ln(PM2)
Constante	-0,0025 (0,27)	-0,0132 (1,47)	-0,0136 (2,25)	-0,0177 (3,08)
ln(PUS*E) _t	0,5616 (3,18)	0,6333 (3,78)	0,4959 (4,33)	0,5684 (5,15)
ln(PUS*E) _{t-1}	-0,5385 (3,16)	-0,5845 (3,70)	-0,4406 (3,88)	-0,4788 (4,61)
ln(PMATUS*E) _{t-1}	0,1434 (6,77)	0,1426 (7,29)	0,0802 (6,57)	0,0776 (6,81)
variable dépendante _{t-1}	0,8316 (19,13)	0,8105 (20,32)	0,8725 (14,30)	0,8439 (15,08)
$\sum_{i=0}^4 \text{VAR-AH}_{t-i}$	0,0021 (0,20)	—	0,0049 (0,71)	—
VAR-C _{t-1}	—	0,0081 (2,55)	—	0,0044 (2,09)
$\bar{R}^2$	0,9966	0,9968	0,9987	0,9987
E.T.R.	0,0205	0,0199	0,0129	0,0127
D.W. [Durbin h]	2,15	2,18	1,99	2,01
RHO	-0,28 (1,65)	-0,27 (1,75)	-0,24 (1,33)	-0,25 (1,56)
Période d'estimation	72T2-83T4	72T2-83T4	72T2-83T4	72T2-83T4

NOTES : Voir tableau 1.

deux mesures de variabilité a été testé¹². Le lecteur intéressé trouvera à l'annexe B une liste des coefficients estimés des variables de risque dans chacune des équations.

Les résultats obtenus avec les données désagrégées tendent à infirmer l'hypothèse que la volatilité du taux de change affecte le commerce. La grande majorité des coefficients des variables de risque ne sont pas significatifs. En outre, beaucoup d'entre eux sont de signe contraire à ce qui est attendu. En effet, ce n'est que dans 4 cas sur 66 (soit 6 pourcent) que l'on obtient un coefficient (ou une somme de coefficients) estimé du signe attendu et significatif au niveau 95 pourcent sur la variable de risque.

12. Nous avons inclus, d'une part, la valeur courante ainsi que quatre retards de VAR-AH et, d'autre part, la valeur retardée d'une période de VAR-C. Ces spécifications ont été choisies parce que ce sont celles qui, en moyenne, apportaient les meilleurs résultats avec les données agrégées.

5. CONCLUSION

Les résultats des tests empiriques pour le Canada ne nous permettent pas de rejeter l'hypothèse qu'une plus grande variabilité du taux de change effectif du dollar canadien ait des conséquences néfastes sur les échanges extérieurs de ce pays. En effet, dans un certain nombre d'équations pour les volumes et les prix agrégés, nous obtenons des variables de risque avec un coefficient estimé statistiquement significatif et du signe attendu. Cependant, les résultats sont fort variables, particulièrement dans les équations de volumes. Dans les équations de prix, les résultats sont moins sensibles au choix de la variable dépendante et indiquent que ce sont principalement les Canadiens qui supportent le risque en échangeant des biens sur les marchés mondiaux. Par ailleurs, on note que la variabilité quotidienne du taux de change nominal semble avoir un impact direct plus important sur les volumes de commerce que la variabilité trimestrielle du taux de change réel. Par contre, dans les équations de prix, la variabilité du taux de change réel a dans la majorité des cas un effet plus important.

Bien que les variables de risque aient dans certaines équations un effet significatif en termes statistiques, leur effet apparaît plutôt négligeable en termes économiques. En effet, nous avons calculé l'effet *total* de la variabilité du taux de change sur les volumes de commerce^{13,14}. Les résultats figurent au tableau 5. Dans l'ensemble, l'effet du risque est très faible. Les deux exceptions concernent l'effet de la variabilité quotidienne du taux de change nominal sur le volume des exportations et importations de biens excluant les échanges multilatéraux de produits énergétiques et les échanges avec les États-Unis de produits de l'automobile.

TABLEAU 5
EFFET TOTAL D'UN ACCROISSEMENT DE
10 POURCENT DE LA VARIABILITÉ

Agrégat	Effet de VAR-AH(en %)		Effet de VAR-C(en %)	
	I	L	I	L
X1	-0,028	-0,416	0,0	0,112
X2	0,106	0,067	-0,024	-0,079
M1	-0,152	-0,507	0,169	0,169
M2	0,0	0,0	0,0	-0,317

I = impact

L = long terme

13. Les élasticités ont été calculées en utilisant la valeur moyenne de la variable sur la période d'estimation.

14. L'effet total comprend l'effet indirect sur les volumes via le coefficient estimé de la variabilité dans les équations de prix. Dans les calculs, on ne tient compte que de l'effet des variables dont le coefficient estimé a une statistique *t* supérieure à 1.

Par ailleurs, les résultats obtenus avec les données désagrégées ne confortent pas l'hypothèse d'un lien entre la volatilité des taux de change et le commerce. Ces résultats nous incitent à encore plus de prudence quant aux conclusions à tirer de l'exercice fait avec les données agrégées. Dans les équations estimées avec les données désagrégées, les variables explicatives choisies correspondent plus étroitement à ce qu'on désire mesurer. De plus, on notera que les indices de prix des exportations et des importations sont du type Paasche. Il est possible que la variabilité des changements de pondérations soit corrélée avec la variabilité du taux de change réel¹⁵. Ceci pourrait expliquer en partie les résultats obtenus avec les données agrégées.

En définitive, les résultats présentés dans cette étude ne permettent pas d'affirmer la conclusion tirée précédemment par le FMI (1984), à savoir que la majorité des tests empiriques n'arrivent pas à démontrer l'existence d'un lien systématiquement significatif entre la variabilité mesurée des taux de change et le volume de commerce international. Bien entendu, le fait que les tests empiriques ne révèlent pas la présence d'un lien systématique n'implique pas qu'un tel lien causal n'existe pas. Ce résultat peut dépendre des divers problèmes rencontrés dans l'application des tests, entre autres de la difficulté de déterminer une mesure adéquate du risque et de tenir compte des corrélations entre les variables. Jusqu'à preuve du contraire, les résultats suggèrent cependant que le risque associé aux fluctuations des taux de change a un effet plutôt négligeable sur le volume des échanges internationaux.

ANNEXE A

DESCRIPTION ET SOURCE DES DONNÉES

Toutes les variables sont désaisonnalisées, sauf indication contraire. Les données trimestrielles sont obtenues en prenant la moyenne des données mensuelles, le cas échéant.

Variables dépendantes

SOURCE : Statistique Canada (Cansim).

- X1 : exportations totales — (exportations de produits énergétiques + exportations de véhicules automobiles et pièces détachées vers les É.-U.)

$$B1166 - (B1169 + B1170 + B1171 + B1176)$$
- X2 : exportations totales — (exportations de produits alimentaires et de produits énergétiques)

$$B1166 - (B1167 + B1168 + B1169 + B1170 + B1171)$$

15. Par exemple, des variations de prix des produits énergétiques peuvent avoir un effet sur la volatilité du taux de change réel.

- M1* : importations totales — (importations de produits énergétiques + importations de véhicules automobiles et pièces détachées des É.-U.)
 $B1263 - (B1265 + B1266 + B1269)$
- M2* : importations totales — (importations de produits alimentaires et de produits énergétiques)
 $B1263 - (B1264 + B1265 + B1266)$
- PX1, PX2, PM1, PM2* : indices de prix implicites construits en divisant la valeur du commerce agrégé par le volume, selon la définition choisie.

Variables explicatives

- YUS* : produit national brut en dollars constants — États-Unis
 SOURCE : DRI (U.S. Central Data Bank) [GNP72]
- IP15* : moyenne pondérée sur la base du commerce des indices de production industrielle des cinq principaux partenaires commerciaux du Canada, à l'exception des États-Unis.
 PONDÉRATIONS : voir *VAR-AH* (les poids sont normalisés de telle sorte que la somme soit égale à l'unité)
 SOURCE : DRI (Current Economic Indicators Data Bank)
 Japon [JQIND@C158], Royaume-Uni [JQIND@C112],
 Allemagne [JQIND@C134], France [JQIND@C132], Italie [JQIND@C136]
- Y6* : moyenne pondérée sur la base du commerce des indices de produit national (intérieur) brut réels des six principaux partenaires commerciaux du Canada (toutes les données sont transformées sous la forme d'un indice dont la base est 1971 = 100)
 PONDÉRATIONS : voir *VAR-AH* (les poids sont normalisés de telle sorte que la somme soit égale à l'unité)
 SOURCES : États-Unis, DRI (U.S. Central Data Bank) [GNP72] ;
 Japon, Economic Statistics Monthly (Bank of Japan),
 tableau 126(4) ; Royaume-Uni, OCDE (Principaux Indicateurs Économiques) ; Allemagne, Monthly Report of
 the Deutsche Bundesbank, série 4, tableau 2 ; France,
 DRI (Europe Database) [GDP70@FR] ; Italie, OCDE
 (Comptes nationaux trimestriels)
- PUS* : dégonfleur de la dépense nationale brute — États-Unis
 SOURCE : DRI (U.S. Central Data Bank) [GNP/GNP72]
- E* : taux de change au comptant \$Can./\$É.-U. (non désaisonnalisé)
 SOURCE : Revue de la Banque du Canada, [Cansim B3400]

- W* : ratio moyen des exportations de matières premières aux exportations agrégées sur la période 1972 à 1983 ;
avec l'agrégat 1, $W = 0,501$
avec l'agrégat 2, $W = 0,390$
- PMATUS* : indice de prix des matières premières — États-Unis
SOURCE : DRI (U.S. Central Data Bank) [WPIRINDS]
- D[75T3-76T1]* : variable binaire qui tente de capter l'effet d'une grève dans l'industrie des produits forestiers (= 1 de 75T3-76T1, = 0 ailleurs)
- YP* : production brute des entreprises privées, à l'exception des entreprises agricoles et non commerciales — Canada
SOURCE : construit à la Banque du Canada pour le modèle RDXF
- ȲP* : mesure de la production tendancielle
SOURCE : construit à la Banque du Canada pour le modèle RDXF
- PYP* : indice de prix implicite de la production brute des entreprises privées, à l'exception des entreprises agricoles et non commerciales
SOURCE : construit à la Banque du Canada pour le modèle RDXF
- IPVI* : indice de prix de vente dans l'industrie — Canada (non désaisonnalisé)
SOURCE : Statistique Canada [Cansim D500000]
- D[74T1-75T1]* : variable binaire pour tenir compte des conditions de demande excédentaire qui ont prévalu dans l'industrie de l'acier ainsi que dans certaines autres industries au cours de la période (= 1 de 74T1-75T1, = 0 ailleurs)
- CUMD* : coûts unitaires normalisés de main-d'oeuvre — Canada
SOURCE : construit à la Banque du Canada pour le modèle RDXF
- IPI* : indice de production industrielle — Canada
SOURCE : DRI (Current Economic Indicator Data Bank) [JQIND@C156]
- ȪPI* : indice de production industrielle tendancielle
construit en régressant *IPI* sur un terme de tendance temporelle
- VAR-AH* : écart-type d'un indice quotidien de taux de change effectif nominal du dollar canadien à l'intérieur d'une période de trois mois
taux de change effectif : cours du dollar canadien par rapport aux monnaies des dix principaux partenaires commerciaux (les pondérations sont calculées en fonction des échanges commerciaux au cours de la période de 5 ans comprise entre 1977 et 1981)
SOURCE : Banque du Canada
PONDÉRATIONS : États-Unis : 0,818 ; Japon : 0,060 ; Royaume-Uni : 0,042 ; Allemagne : 0,024 ; France : 0,014 ; Italie : 0,012 ; Pays-Bas : 0,011 ; Belgique : 0,009 ; Suède : 0,005 ; Suisse : 0,005.

VAR-C : écart-type mobile sur quatre trimestres (se terminant au trimestre courant) du taux de variation d'un indice de taux de change effectif réel du dollar canadien

taux de change réel : dégonfleur de la DNB au Canada par rapport à une moyenne pondérée des dégonfleurs de la DNB ajustés pour le taux de change des cinq principaux partenaires commerciaux

PONDÉRATIONS : voir *VAR-AH* (les poids sont normalisés de telle sorte que la somme soit égale à l'unité)

source des données de prix (construit en divisant PNB nominal par PNB réel)

Canada : Statistique Canada [Cansim D40252 et D40593]

États-Unis : Statistique Canada [Cansim B53204]

Japon : Economic Statistics Monthly (Bank of Japan) tableaux 126(3), 126(4)

Royaume-Uni : OCDE (Principaux indicateurs économiques)

Allemagne : Monthly Report of the Deutsche Bundesbank, série 4, tableaux 1-2

France : DRI (Europe Database)

ANNEXE B
COEFFICIENTS ESTIMÉS DES VARIABLES DE RISQUE
DANS LES ÉQUATIONS DE RDXF

Équation	Coefficient estimé et valeur absolue de la statistique t de	
	$\sum_{i=0}^4 \text{VAR-AH}_{t-i}$	VAR-C_{t-1}
<i>Volume d'importations</i>		
matériaux de construction	-0,050 (1,48)	0,0047 (0,47)
aliments et boissons	0,044 (1,55)	0,0006 (0,08)
matières industrielles	-0,040 (1,25)	0,0078 (0,93)
machinerie et équipement	-0,040 (1,30)	0,0057 (0,82)
véhicules automobiles et pièces des É.-U.	-0,012 (0,39)	0,0018 (0,26)
véhicules automobiles et pièces des autres pays	-0,303 (2,81)	-0,0051 (0,19)
biens de consommation excluant les aliments	0,030 (1,27)	0,0082 (1,40)
produits énergétiques excluant le pétrole	-0,163 (1,89)	0,0684 (2,97)
<i>Volume d'exportations</i>		
produits chimiques et engrais	-0,049 (0,69)	0,0064 (0,41)
produits d'agriculture et pêche excluant le blé	0,031 (0,58)	0,0004 (0,03)
produits forestiers excluant le bois d'oeuvre	-0,054 (1,51)	0,0048 (0,47)
bois d'oeuvre	0,013 (0,33)	0,0015 (0,14)
métaux et minéraux excluant les produits énergétiques	-0,043 (1,46)	-0,0158 (1,75)
véhicules automobiles et pièces vers É.-U.	-0,008 (0,10)	-0,0068 (0,38)
produits énergétiques excluant le pétrole brut et le gaz	0,017 (0,16)	-0,0158 (0,77)
produits manufacturés divers	-0,083 (1,34)	0,0071 (0,73)
<i>Prix des importations</i>		
matériaux de construction	0,037 (1,68)	-0,0024 (0,48)
aliments et boissons	-0,007 (0,22)	-0,0101 (1,77)
matières industrielles	-0,026 (1,15)	0,0116 (2,09)
machinerie et équipement	-0,0001 (0,03)	-0,0005 (0,45)
véhicules automobiles et pièces des É.-U.	-0,010 (1,28)	-0,0011 (0,45)
véhicules automobiles et pièces des autres pays	-0,019 (1,15)	-0,0029 (0,59)
biens de consommation excluant les aliments	0,008 (0,89)	0,0017 (0,63)
produits énergétiques excluant le pétrole	0,147 (2,97)	0,0174 (1,47)
<i>Prix des exportations</i>		
produits chimiques et engrais	0,074 (2,16)	0,0075 (1,12)
produits d'agriculture et pêche excluant le blé	0,003 (0,17)	0,0029 (0,63)
produits forestiers excluant le bois d'oeuvre	-0,003 (0,58)	-0,0002 (0,12)
bois d'oeuvre	-0,013 (0,26)	0,0063 (0,89)
métaux et minéraux excluant les produits énergétiques	0,001 (0,14)	0,0003 (0,10)
véhicules automobiles et pièces vers É.-U.	0,009 (1,78)	-0,0004 (0,26)
véhicules automobiles et pièces vers autres pays	-0,009 (0,56)	0,0039 (0,87)
produits énergétiques excluant le pétrole brut et le gaz	-0,003 (0,32)	-0,0001 (0,02)
produits manufacturés divers	-0,007 (0,92)	0,0046 (0,54)

BIBLIOGRAPHIE

- AKHTAR, M.A. et HILTON, R.S. (1984a), « Exchange Rate Uncertainty and International Trade : Some Conceptual Issues and New Estimates for Germany and the United States », Banque de réserve fédérale de New York, Document de travail n° 8403, mai.
- AKHTAR, M.A. et HILTON, R.S. (1984b), « Effects of Exchange Rate Uncertainty on German and U.S. Trade », *Quarterly Review*, Banque de réserve fédérale de New York, vol. 9, printemps, pp. 7-16.
- Banque d'Angleterre (1984), « The Variability of Exchange Rates : Measurement and Effects », *Quarterly Bulletin*, vol. 24, septembre, pp. 346-349.
- BARR, D.G. (1984), « Exchange Rate Variability : Evidence for the period 1973-1982 », Document de travail — Série technique n° 11, Banque d'Angleterre, novembre.
- BOOTHE, P. et GLASSMAN, D. (1985), « The Statistical Distribution of Exchange Rates : Empirical Evidence and Economic Implications », Document présenté au congrès de l'Association canadienne des sciences économiques tenu à Montréal en mai 1985.
- CLARK, P.B. (1973), « Uncertainty, Exchange Risk, and the Level of International Trade », *Western Economic Journal*, vol. 11, septembre, pp. 302-313.
- CUSHMAN, D.O. (1983), « The Effects of Real Exchange Rate Risk on International Trade », *Journal of International Economics*, vol. 15, n° 1/2, août, pp. 45-63.
- FARRELL, V.S. avec DE ROSA, D.A. et McCOWN, T.A. (1983), « Effects of Exchange Rate Variability on International Trade and Other economic Variables : A Review of the Literature », *Staff Studies*, n° 130, Conseil de la réserve fédérale, Washington, décembre.
- Fonds Monétaire International (1984), « Exchange Rate Volatility and World Trade », Document occasionnel n° 28, juillet.
- GOTUR, P. (1985), « Effects of Exchange Rate Volatility on Trade — Some Further Evidence », *Staff Papers*, Fonds Monétaire International, vol. 32, n° 3, septembre, pp. 475-512.
- HOOPER, P. et KOHLHAGEN, S.W. (1978), « The Effects of Exchange Rate Uncertainty on the Prices and Volume of International Trade », *Journal of International Economics*, vol. 8, n° 4, novembre, pp. 483-511.
- JUSTICE, G. (1983), « The Impact of Exchange Rate Variability on International Trade Flows », Document de travail — Série technique n°4, Banque d'Angleterre, décembre.
- KENEN, P.B. et RODRIK, D. (1984), « Measuring and Analyzing the Effects of Short-Term Volatility in Real Exchange Rates », Université Princeton, Document de travail en économie internationale n° G-84-01, mars.

MAKIN, J.H. (1976), « Eurocurrencies and the Evolution of the International Monetary System », *Eurocurrencies and the International Monetary System*, C.H. Stem, J.H. Makin et D.E. Logue (éd.), American Enterprise Institute, Washington, pp. 17-51.

RDXF, version mars 1985, Banque du Canada, polycopie.

ROBERTSON, H. et McDUGALL, M. (1982a), « The Equations of RDXF : September 1980 Version », Banque du Canada, Rapport technique n° 25.

ROBERTSON, H. et McDUGALL, M. (1982b), « The Structure and Dynamics of RDXF : September 1980 Version », Banque du Canada, Rapport technique n° 26.

SOLOMON, R. (1984), « The Consequences of Exchange — Rate Variability », *Brookings Discussion Papers in International Economics* n° 24, décembre.