



COMMISSION
DES PRIX
ET DES
REVENUS

HD4901
.R1
N6414

c. 1
pco pco

**Études sur
les aspects monétaires
de l'inflation**

Études sur les aspects monétaires
de l'inflation / par F.C. Nold, Jack

adho

c. 1

pco pco

ACCESS CODE	
CODE D'ACCÈS	adho
COPY / ISSUE	
EXEMPLAIRE	
NUMÉRO	5.1



ÉTUDES SUR LES ASPECTS MONÉTAIRES
DE L'INFLATION

par

F.C. Nold

Jack L. Carr

John W.L. Winder

PROPERTY OF - PROPRIÉTÉ DU
PRIVY COUNCIL OFFICE
BUREAU DU CONSEIL PRIVÉ
LIBRARY
BIBLIOTHÈQUE

"Le présent document fait partie d'une série d'études rédigées pour la Commission des prix et des revenus. Les analyses et les conclusions qui s'en dégagent sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement les vues de la Commission."

COPIES OF THE
EXHIBITS
WILL BE
MAILED TO YOU
BY FIRST CLASS
MAIL

TABLE DES MATIÈRES

TAUX D'INTÉRÊT ET INFLATION AU CANADA ET AUX ÉTATS-UNIS

par F.C. Nold

	Page
Introduction	1
L'approche naïve de Fisher	3
Effets Fisher dans un contexte à variables multiples...	18
Le paradoxe de Gibson	43
Taux d'intérêt canadiens et américains:	
structures et interrelations périodiques	48
Conclusion	68
 Annexe A: Les données	 73
Annexe B: Concepts d'analyse spectrale	83
Annexe C: La méthode d'estimation de Hannan	91
Bibliographie	97

LA MASSE MONÉTAIRE ET LE TAUX D'INFLATION

par Jack L. Carr

Introduction	101
Le modèle	103
- Les équations structurelles du modèle	104
- Solution du modèle	113
Résultats empiriques	116
Définitions possibles de la masse monétaire	121
Conclusions	123

UNE DÉFINITION EMPIRIQUE DE LA MONNAIE

par John W.L. Winder

... 135

TABLEAUX

Étude	Tableau		Page
1	I	Statistiques récapitulatives du test sur la relation entre les taux d'intérêt et les taux mensuels du changement des prix	6
	II	Statistiques récapitulatives du test sur la relation entre les taux d'intérêt et l'IPCT et l'IPCA	8
	III	a) Bons du Trésor canadiens Fonction linéaire des estimations de Hannan	19
		b) Bons du Trésor américains Fonction linéaire des estimations de Hannan	25
	IV	Résultats des moindres carrés ordinaires et de la procédure de Durbin en deux étapes pour les bons du Trésor en régression sur l'IPCM national	29
	V	Statistiques récapitulatives à plusieurs variables	36
	VI	Paradoxe de Gibson: Statistiques récapitulatives	46
	VII	Statistiques récapitulatives: Structure périodique au Canada	51
	VIII	Statistiques récapitulatives: Structure périodique aux États-Unis	52
	IX	Statistiques récapitulatives: Relations É.-U. - Canada	55
	X	62
	A.1	Sources des données et construction des variables	75
	A.2	Test de khi-carré de Mann-Wald sur la normalité des données aménagées	79
	A.3	Test des hypothèses de stationnarité	81
	B.1	Résultats sélectionnés du test non-paramétrique	90

Étude	Tableau		Page
2	XI	Résultats de régression de l'équation (5) dans laquelle on a utilisé le taux d'inflation prévu tel que préalablement calculé 1958: III-1969: IV	125
	XII	Résultats de régression de l'équation (5A) dans laquelle on a utilisé le taux d'inflation prévu tel que préalablement calculé 1958: III-1969: IV	126
	XIII	Résultats de régression de l'équation (5)" obtenue au moyen des variables d'Almon du second degré, 1955: III-1969: IV	127
	XIV	Résultats de régression de l'équation (5A)' obtenus au moyen des variables d'Almon du second degré, 1955: III-1969: IV	128
	XV	Résultats de régression de l'équation (8), sans contraintes, 1953: I-1969: IV	129
	XVI	Résultats de régression de l'équation (8), compte tenu des contraintes appropriées, 1953: I-1969: IV	130
	XVII	Résultats de régression de l'équation (8A), sans contraintes, 1953: I-1969: IV	131
	XVIII	Résultats de régression de l'équation (8A), compte tenu des contraintes appropriées, 1953: I-1969: IV	132
	XIX	Effet sur les prix d'un doublement unique et définitif de la masse monétaire, en supposant que $\alpha = 0.12$	133
	XX	Comparaison du R^2 et du $Sy.x$ des équations (8A) et (12) en utilisant l'IPG pour définir le taux d'inflation et en employant huit définitions possibles de la masse monétaire, 1953: I-1969: IV	134

Etude	Tableau		page
3	XXI	a) Hypothèse de base: 1955:I-1968:IV.....	152
		b) Hypothèse de base, ajustement déclaré: 1955:II-1968:IV.....	154
		c) Hypothèse de base, ajustement déclaré: 1955:II-1968:IV.....	156
		d) Hypothèse de base, transformée par coef- ficient autorégressif: 1955:I-1968:IV...	158
	XXII	Inclusion des intérêts prévus: 1955: I-1968: IV.....	160
	XXIII	Inclusion des prévisions de l'intérêt et du revenu: 1955:I-1968: IV.....	162
	XXIV	Inclusion des prévisions d'intérêt de revenu et de prix: 1955:I-1968: IV.....	164

GRAPHIQUES

Etude	Graphique		
1	1	Taux d'intérêt des bons du Trésor des É.-U.	9
	2	Fonctions de cohérence de la théorie naïve de Fisher.....	11
	3	Cohérence: selon différents types de formulation de la prévision des prix.....	13
	4	Spectre - échantillon résiduel des bons du Trésor du Canada par rapport au IPCM.....	15
	5	Échantillon du rapport signal/bruit des bons du Trésor du Canada concernant l'IPCM..	16
	6	Cohérence partielle IPCM basée sur RPCM et RPCG par rapport au Canada et au É.-U.....	38
	7	Cohérence multiple entre RPCG, RPCM et IPCM et le Canada et les É.-U.....	39
	8	Fonctions de cohérence des taux d'intérêt aux États-Unis.....	42
	9	Paradoxe de Gibson, cohérence à deux variables du niveau national de l'IPC.....	44

Etude	Graphique	Page
10	Fonction de cohérence partielle avec le niveau national de l'IPC conditionné selon RPCG et RPCM.....	45
11	Rapport signal/bruit des relations avec les bons du Trésor des É.-U.....	47
12	Fonctions de cohérence marginale sélectionnées.....	56
13	Spectre résiduel et rapport signal/ bruit des bons du Trésor du Canada comme fonction linéaire des bons du Trésor ajustés des É.-U.....	59
A.1	Bons du Trésor des É.-U., avril 1952 - octobre 1960.....	82

TAUX D'INTÉRÊT ET INFLATION

AU CANADA ET AUX ÉTATS-UNIS

par

F.C. Nold*

INTRODUCTION

La présente étude a pour objet d'analyser les relations linéaires qui existent entre les taux d'intérêt nominaux au Canada et aux États-Unis et entre ces taux d'intérêt et l'inflation à l'intérieur du pays. Nous allons étudier plus particulièrement quatre points. Le premier concerne la valeur à accorder au fait de considérer les taux d'intérêt nominaux comme étant la somme du taux réel d'intérêt, d'une prime de liquidité, et du taux d'inflation prévu, calculé comme une combinaison linéaire des taux réels d'inflation nationale. Le deuxième point est le présumé paradoxe de Gibson, c'est-à-dire, la corrélation positive observée entre le niveau des prix et les taux d'intérêt nominaux. Ces deux possibilités ont été étudiées dans le domaine-temps en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires, la méthode des moindres carrés quasi généralisée, et diverses techniques de retards échelonnés, par exemple, dans les références (7), (10), (11), (12), (27) et (32). Les analyses dans le domaine-temps sont généralement compatibles avec la doctrine économique établie, même si des difficultés d'estimation sous forme

*Je désire exprimer ma reconnaissance à J.F. McCollum, J.G. Cragg et au réviseur pour leurs commentaires et suggestions particulièrement utiles, et à T. Amemlya et T.W. Anderson pour avoir enseigné à l'auteur les techniques utilisées dans la rédaction de cette étude. À ma femme, Ellen, pour son aide précieuse dans la préparation du manuscrit pour la publication, et à G. Suppes, pour sa collaboration efficace dans la recherche, j'adresse ici mes remerciements. Il est entendu que l'auteur assume la responsabilité des erreurs.

d'autocorrélation ou de structures de retards incroyables se présentent assez souvent. Le troisième point traite des conditions régissant les taux d'intérêt en fonction de la période d'emprunt à l'intérieur du pays. Finalement, nous étudierons l'hypothèse selon laquelle les taux d'intérêt appliqués au Canada sont déterminés en grande partie par les taux en vigueur aux États-Unis.

Cette étude sera consacrée surtout au domaine-fréquence en utilisant des techniques d'analyse spectrale. En général, les techniques d'analyse spectrale conviennent surtout aux séries temporelles relativement longues, contenant plus de 200 observations. Pour cette raison et pour bien d'autres aussi, nous utiliserons des données mensuelles pour la période de janvier 1952 à juillet 1970. Les avantages de ce genre d'analyse qui deviendront plus évidents au fur et à mesure de l'analyse, viennent de l'utilisation plus efficace des renseignements contenus dans une série temporelle.

L'obtention de ces renseignements est rendue possible par l'adoption d'une hypothèse mieux définie concernant le comportement de la série temporelle: celle de la stationnarité de la covariance. Bien que cette hypothèse soit, jusqu'à un certain point, implicite dans la plupart des travaux d'économétrie concernant ces sujets, nous devons reconnaître que de nombreuses séries temporelles brutes ne sont pas stationnaires du point de vue de la covariance. Nous réglerons cette difficulté de façon formelle (et en même temps, nous simplifierons le problème de l'estimation) en aménageant les séries temporelles à l'aide d'un filtre linéaire utilisé de façon judicieuse. Le filtre se trouve à l'annexe A qui comprend un exposé détaillé des séries temporelles utilisées dans ce document ainsi qu'une évaluation de la concordance de la série aménagée avec l'hypothèse de stationnarité. De plus, des essais sur les hypothèses sont rendus possibles par la supposition que certains sous-ensembles de la série temporelle suivent la distribution normale à plusieurs variables. Une vérification partielle de cette hypothèse se trouve à la même annexe.

Le reste de ce document se divise en six sections. La deuxième porte sur la formulation la plus rudimentaire des rapports hypothétiques entre les taux nationaux d'inflation et les taux d'intérêt. La troisième section analyse ce

rapport dans un contexte à plusieurs variables et peut être considérée comme l'équivalent dans le domaine-fréquence d'une équation réduite. La quatrième traite des rapports qui ont été observés entre le niveau des prix à l'échelon national et les taux nationaux d'intérêt, en étudiant à la fois les cas à variable double et à variables multiples. La cinquième section étudie la structure des taux d'intérêt en fonction de la période d'emprunt de même que la relation entre les taux d'intérêt au Canada et ceux des États-Unis. Enfin, la dernière section fait la synthèse des incidences de cette analyse en matière de politique économique et d'élaboration des modèles.

L'APPROCHE NAÏVE DE FISHER

On s'est beaucoup intéressé dernièrement à faire la distinction entre les taux nominaux et les taux réels d'intérêt. Il ne peut jamais y avoir de confusion sur ce que sont les taux d'intérêt nominaux, mais ce que l'on entend par taux d'intérêt réels est souvent mal défini. Irving Fisher (8) a énoncé la relation représentée dans l'équation (1)

$$i_t^L = r_t^L + (\dot{P}/P)_t^e, L \quad (1),$$

où i_t^L est le taux d'intérêt nominal d'une obligation à échéance L à l'instant t , r_t^L est le taux réel d'intérêt à l'instant t de la période L , et $(\dot{P}/P)_t^e, L$ est le taux probable du changement de prix à l'instant t de la période L .

Comme il a été dit, l'équation (1) ne permet pas de vérifier l'hypothèse parce qu'il s'agit soit d'une tautologie soit d'une condition d'équilibre. Comme point de départ, les chercheurs ont trouvé pratique d'affirmer que les prévisions de l'inflation ont pour base une fonction linéaire stable des anciens taux d'inflation. De même, l'hypothèse simpliste selon laquelle r_t^L est une constante a souvent été adoptée et la difficulté de préciser les déterminants du taux d'intérêt réel a donc ainsi été évitée. Dans cette section, nous adopterons ces deux affirmations qui constituent l'approche naïve de Fisher

$$i_t^L = b_L + \sum_{s=0}^n a_s^L (\dot{P}/P)_{t-s} \quad (2),$$

où b_L est une constante, $(\dot{P}-P)_{t-s}$ est le taux annuel réel du changement de prix pendant la période $t-s$, et a_s^L est le facteur de pondération attribué à la période $t-s$ dans la formulation des prévisions des prix applicables à la période L .

Nous avons choisi d'utiliser le taux de variation de l'indice des prix à la consommation (IPC) pour mesurer l'inflation parce que nous nous intéressons avant tout aux prévisions. Même s'il est incontestable qu'il existe de meilleurs instruments de mesure pour déterminer l'inconnue qu'est le taux d'inflation, le taux de variation de l'IPC reste l'indice le plus souvent utilisé pour évaluer le taux de fluctuation des prix et qui joue vraisemblablement un rôle prépondérant dans la détermination des prévisions concernant l'inflation.

On pourrait être tenté d'évaluer les paramètres de la formule (2) en utilisant les moindres carrés ordinaires après avoir ajouté synthétiquement une "erreur" supposée indépendante, distribuée de façon identique. Cependant, si la méthode des moindres carrés ordinaires est utilisée pour faire l'estimation de l'équation (2), en général, trois problèmes se présentent: a) la multicollinéarité des variables exogènes retardées, b) la corrélation en série des résidus estimés, et c) l'insuffisance des renseignements sur la spécification appropriée de n^1 . Plusieurs techniques de retards échelonnés pourraient être utilisées pour résoudre le premier problème, si jamais il se présentait. Le deuxième problème, sauf dans le cas où l'on connaît déjà la valeur de n , rend l'estimation très difficile. Si a priori on connaissait n on pourrait faire l'estimation de l'équation (2) en utilisant les moindres carrés ordinaires et calculer une estimation cohérente de la matrice des variances-covariances des résidus, Σ . On pourrait alors continuer avec la méthode des moindres carrés quasi généralisée en utilisant l'estimation de Σ .

Ces trois difficultés peuvent être évitées en utilisant les propriétés de la matrice des variances-covariances des résidus et sa relation avec les estimations spectrales. Ce mode d'analyse a été suggéré en premier lieu par E.J. Hannan (18) et peut être interprété dans le domaine-temps comme un

¹ Voir Malinvaud, (24), chapitre 15.

algorithme pour les moindres carrés généralisés. Une récapitulation de la procédure se trouve à l'annexe C.

Le point le plus important de la méthode consiste à obtenir des estimations cohérentes des éléments de la matrice des covariances des résidus. En effet, la retransformation en une estimation de Σ n'est pas nécessaire car nous pouvons résoudre un ensemble d'équations normales pour nos estimations des paramètres de l'équation (2). Il est utile de noter que, étant donné que nous avons laissé la structure des retards virtuellement indéterminée, cette activité ne représente guère plus qu'une "description non critique des données"². On ne peut tirer de conclusions non ambiguës que lorsqu'aucune relation n'a été démontrée.

Dans une analyse de régression dans une distribution à deux variables, la vérification des coefficients de corrélation équivaut à une vérification des coefficients de régression. De la même façon, il est intéressant de considérer l'équivalent dans le domaine-fréquence du coefficient de corrélation, la variable double ou la fonction de cohérence marginale³. Le tableau I renferme une statistique récapitulative paramétrique de la cohérence estimée entre le taux d'intérêt nominal de diverses obligations et le taux d'inflation annuel calculé par extrapolation du taux mensuel du changement de l'indice des prix à la consommation par rapport au taux annuel d'inflation (que nous appellerons IPCM)⁴. Étant donné la normalité sous-jacente de la distribution à plusieurs variables de la série temporelle, la distribution asymptotique de la statistique récapitulative est la norme et le test de non-relation est unilatéral (étant donné que la cohérence, par

² Hamon et Hannan (17), p. 6039.

³ Cette fonction est définie à l'annexe B.

⁴ Cette statistique récapitulative est aussi étudiée à l'annexe B.

définition, est limitée⁵ à (0,1)). Nous repousserions l'hypothèse nulle (pas de relation) au niveau de cinq pour cent si nous avons pour la statistique d'essai une valeur de 1.645 ou plus.

TABLEAU I

Statistiques récapitulatives du test sur la relation entre les taux d'intérêt et les taux mensuels du changement des prix

	IPCM aux É.-U.		IPCM canadien	
	48	37	48	37
	retards	retards	retards	retards
Bons du T. can.		-1.188	0.033	0.7403
Can. 1-3		-0.679	-0.364	-0.6157
Can. 3-5		0.859	-0.414	-0.3719
Can. 5-10		0.82	-0.145	0.2633
Can. +10		-1.062	-0.294	-0.1618
McLeod Young Weir		0.003	0.3252	0.0127
Bons du T. E.-U.	0.377	0.508		
E.-U. 9-12 mois	0.245	0.291		
E.-U. 3-5	0.282	0.45		
E.-U. +10	0.435	1.007		
Moody's	1.199	2.206		
Sociétés	-0.101	0.009		
IPCM canadien	3.549	4.31		

⁵ Il n'est pas nécessaire de se fier entièrement à la statistique du test donnée à l'hypothèse de la normalité de la distribution à plusieurs variables de la série temporelle sous-jacente en utilisant un test non paramétrique basé sur la distribution binomiale. Les résultats de cette statistique récapitulative non paramétrique sont présentés au tableau B.1 (annexe B). Ces résultats sont inclus comme preuve supplémentaire.

La différence entre les deux statistiques du test présentées pour certains des chiffres du tableau I vient du fait que les chiffres de la colonne de droite sont calculés à partir d'estimations basées sur 37 retards tandis que ceux de gauche sont basés sur des estimations utilisant 48 retards⁶.

Le chercheur doit décider du nombre de retards à utiliser. Le spectre d'un échantillon se trouve au graphique 1. Il existe des substitutions possibles et des évaluations subjectives dans le choix des retards à employer dans l'estimation. En termes généraux, pour un échantillon d'une taille donnée, la distorsion de l'estimation augmente au fur et à mesure que le nombre de retards utilisés diminue, et la variance augmente au fur et à mesure que le nombre des retards utilisés augmente. Cette substituabilité peut être exprimée et en une série de principes d'incertitude⁷. Alors que nous acceptons 37 retards comme compromis raisonnable pour la plus grande partie de notre travail, des estimations utilisant 48 retards ont souvent été calculées pour vérifier si les résultats-clés étaient sensibles au nombre de retards utilisés. Bien que la statistique récapitulative soit biaisée vers le haut dans les deux cas, les valeurs sur 48 retards indiquent des estimations plus indépendantes des spectres et des spectres croisés et sont donc moins biaisées.

Le tableau II contient des valeurs pour la même statistique du test sur la cohérence d'ensemble entre les taux d'intérêt des obligations à échéances diverses et deux indices légèrement différents du changement des prix. Etant donné que le comportement de l'IPCM d'un mois à l'autre est très irrégulier, il est vraisemblable que certains utilisent une sorte de technique de lissage non linéaire pour déduire des observations mensuelles l'évolution "vraie" du mouvement des prix. Bien sûr, le nombre de personnes susceptibles d'appliquer une telle technique de lissage est illimité, et on pourrait sans doute prouver un algorithme de lissage dont le résultat varierait de façon significative avec certaines séries de taux d'intérêt nominaux. Nous nous sommes limités à deux algorithmes de lissage qui sont intuitivement plausibles: le changement trimestriel du niveau des prix extrapolé par rapport à un taux annuel (ICPT) et le taux annuel de changement du niveau des prix (IPCA). Toutes les statistiques du test sont basées sur des estimations spectrales à 37 retards.

⁶ Les estimations spectrales et cospectrales peuvent être obtenues en prenant les sommes pondérées limitées des covariances de retard et des variances croisées. Le nombre de retards dénote le nombre de ce genre utilisées dans la procédure de la moyenne.

⁷ Voir Dhrymes (4) p. 501.

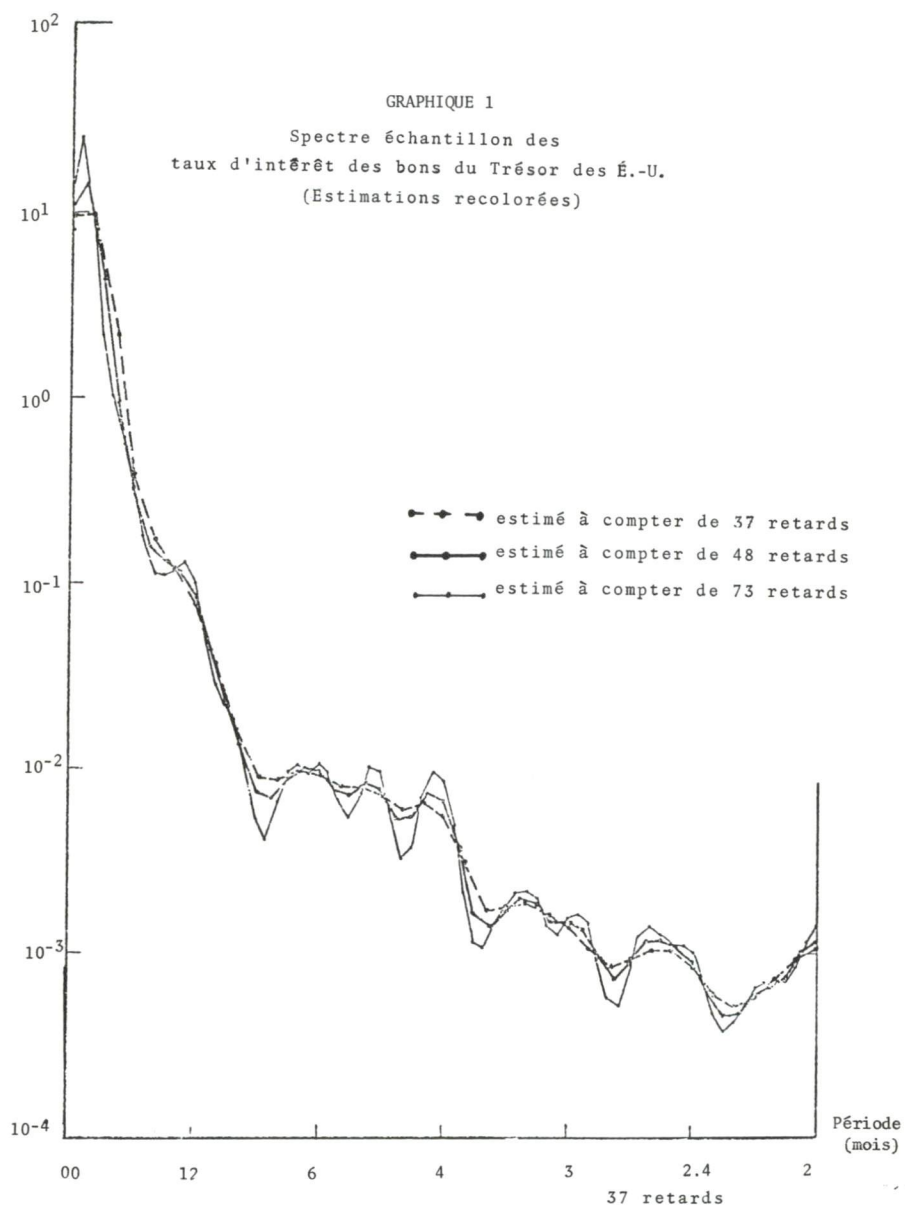
TABLEAU II

Statistiques récapitulatives du test sur la relation
entre les taux d'intérêt et l'IPCT et l'IPCA

	Canada		É.-U.	
	IPCT	IPCA	IPCT	IPCA
Bons du T. can.	0.207	-0.852	-0.444	-0.221
Can. 1-3	-0.429	0.748	0.188	-0.202
Can. 3-5	-0.809	-0.262	0.744	-0.339
Can. 5-10	-0.606	0.380	-0.510	0.082
Can. + 10	-0.524	0.963	-0.997	-1.560
McLeod Young Weir	0.118	1.00	0.164	0.983
IPCT			7.612	2.102
IPCA			3.536	6.912
Bons du T. É.-U.			0.992	1.502
É.-U. 9-12 mois			-0.449	-0.949
É.-U. 3-5			0.582	-0.708
É.-U. + 10			-0.354	0.086
Sociétés			-0.759	-0.264
Moody's			-0.143	0.222

Les résultats indiqués dans les tableaux I et II mettent en doute l'existence d'une relation linéaire significative entre le taux d'inflation, quelle que soit la façon dont il est calculé, et les taux d'intérêt nominaux. Nous acceptons les hypothèses nulles (aucune relation) aux fins d'association entre les taux d'intérêt IPCM, IPCT et IPCA dans tous les cas. Bien qu'on puisse affirmer que la statistique récapitulative est faible parce qu'elle ne reconnaît pas la signification des cohérences de basse fréquence par opposition aux cohérences de haute fréquence étant donné "le spectre typique d'une série temporelle économique"⁸, les graphiques 2 et 3 montrent que les cohérences individuelles sont en

⁸ Voir Granger (14).



général de peu d'importance⁹. En supposant que les séries temporelles sous-jacentes sont normalement à plusieurs dimensions, seuls les points qui dépassent la ligne pointillée ont une signification au niveau de dix pour cent. Il est concevable qu'on pourrait déduire de la position des quelques cohérences significatives que les valeurs proches du taux d'inflation ont un certain effet sur les taux d'intérêt nominaux. Cependant, on doit prendre soin de ne pas confondre la covariation de deux séries avec d'autres séries temporelles avec une véritable relation causale. Bien que cette difficulté soit toujours présente en économétrie, elle se fait particulièrement sentir lorsqu'il est question d'évolution des tendances ou d'évolution saisonnière.

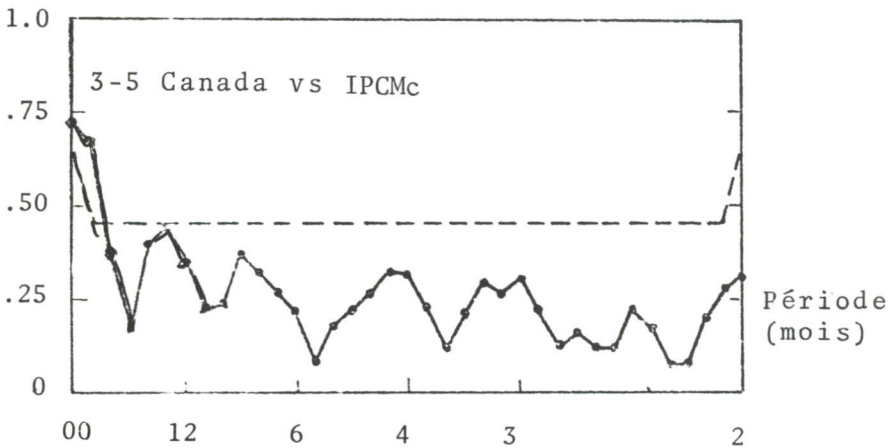
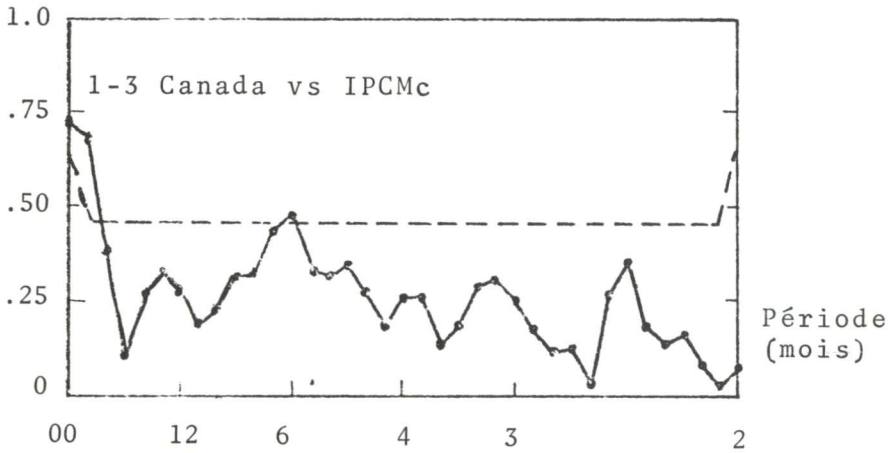
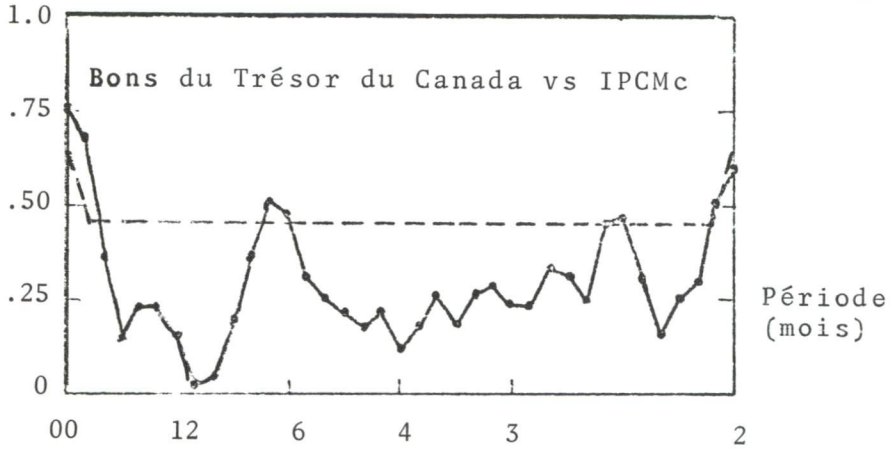
Nous en venons maintenant à l'estimation de l'équation (2). Il y a plusieurs critères disponibles pour faire le choix de la valeur appropriée de n dans la formule de régression de Hannan. Cependant, la relation comprise dans l'équation (2) a été jugée trop faible pour mériter la mise en application d'un programme d'estimation complet. Par contraste avec les estimations obtenues par la formule de Hannan, la méthode des moindres carrés ordinaires et la procédure en deux étapes de Durbin supposant une autocorrélation de premier ordre dans les résidus ont aussi été effectuées.

Avant d'étudier les coefficients estimés, nous allons donner une explication heuristique du fonctionnement de la méthode de Hannan et envisager les situations dans lesquelles elle peut avoir des propriétés intéressantes. Comme point de repère, nous allons étudier le cas où les hypothèses normales pour les moindres carrés ordinaires ont été satisfaites. Lorsque nous avons des résidus indépendants distribués de façon identique, le spectre résiduel théorique est une constante pour toutes les fréquences. (Sa valeur théorique est $\sigma^2/2\pi$). De la même façon, le rapport du signal au bruit a la même forme que le spectre de la variable exogène. Le second modèle le plus simple à suivre pour les résidus est celui d'un processus markovien de premier ordre. Étant donné l'autre corrélation normale

⁹ L'une des interprétations de l'analyse spectrale est celle d'une décomposition de la variance dans le domaine-fréquence. Les faibles fréquences des séries temporelles économiques contiennent généralement une grande partie de la variance de la série temporelle. La cohésion à l'intérieur de ces fréquences indique que les facteurs qui dominent tous les

GRAPHIQUE 2

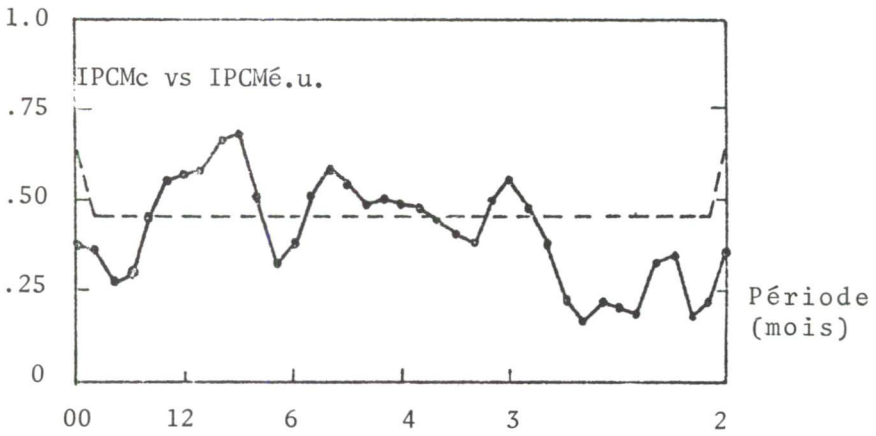
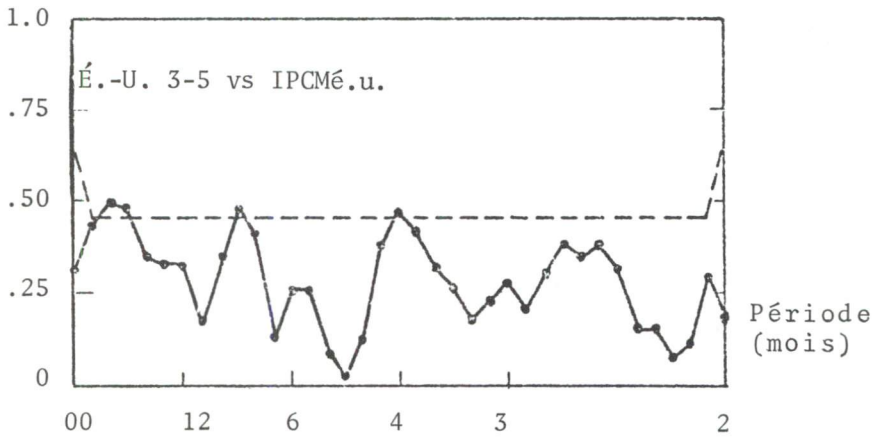
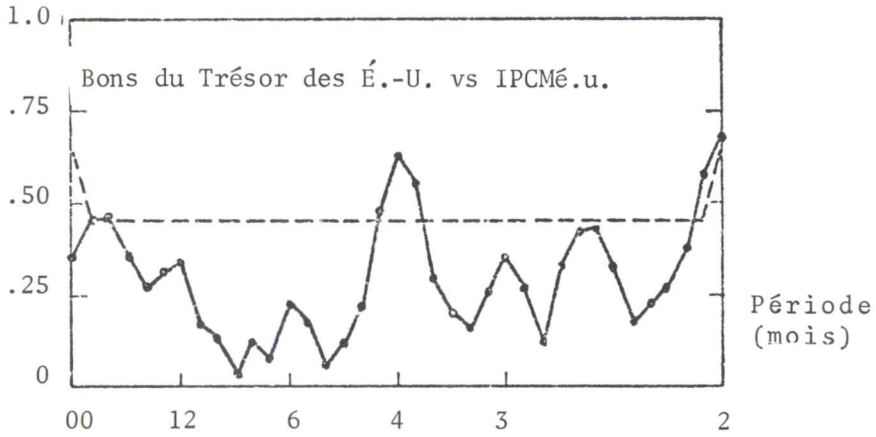
Fonctions de cohérence de la théorie naïve de Fisher



IPCMc = taux annuel d'inflation au Canada (à suivre)

GRAPHIQUE 2 (suite)

Fonctions de cohérence de la théorie naïve de Fisher



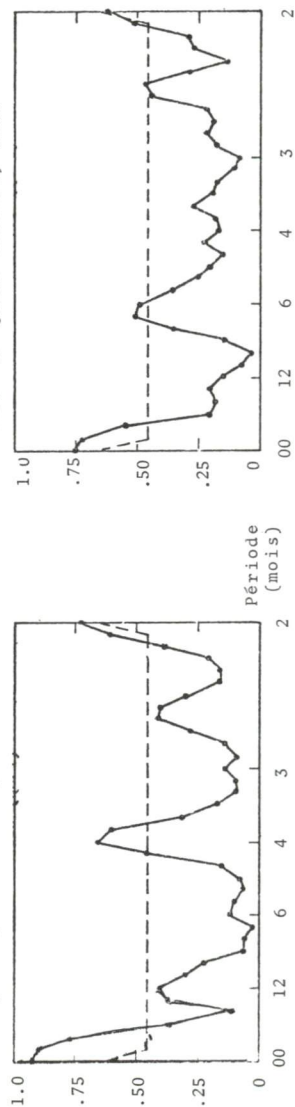
IPCMé.u. = taux annuel d'inflation aux É.-U.

GRAPHIQUE 3

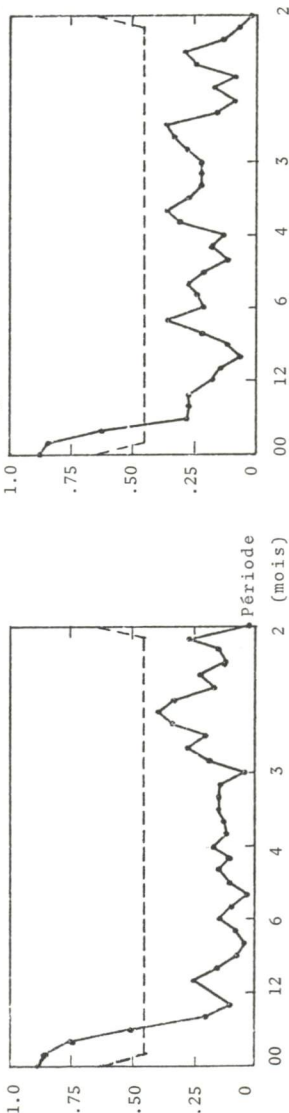
Cohérence: d'après différents types de formulation de prévision de prix

Bons du Trésor des É.-U. vs
Changement trimestriel dans l'IPC aux É.-U.
extrapolé (taux annuels) IPCC

Bons du Trésor du Canada vs
Changement trimestriel dans l'IPC du Canada
extrapolé (taux annuels) IPCC



Changement d'une année à l'autre aux É.-U. (IPCA)
Changement d'une année à l'autre au Canada (IFCA)



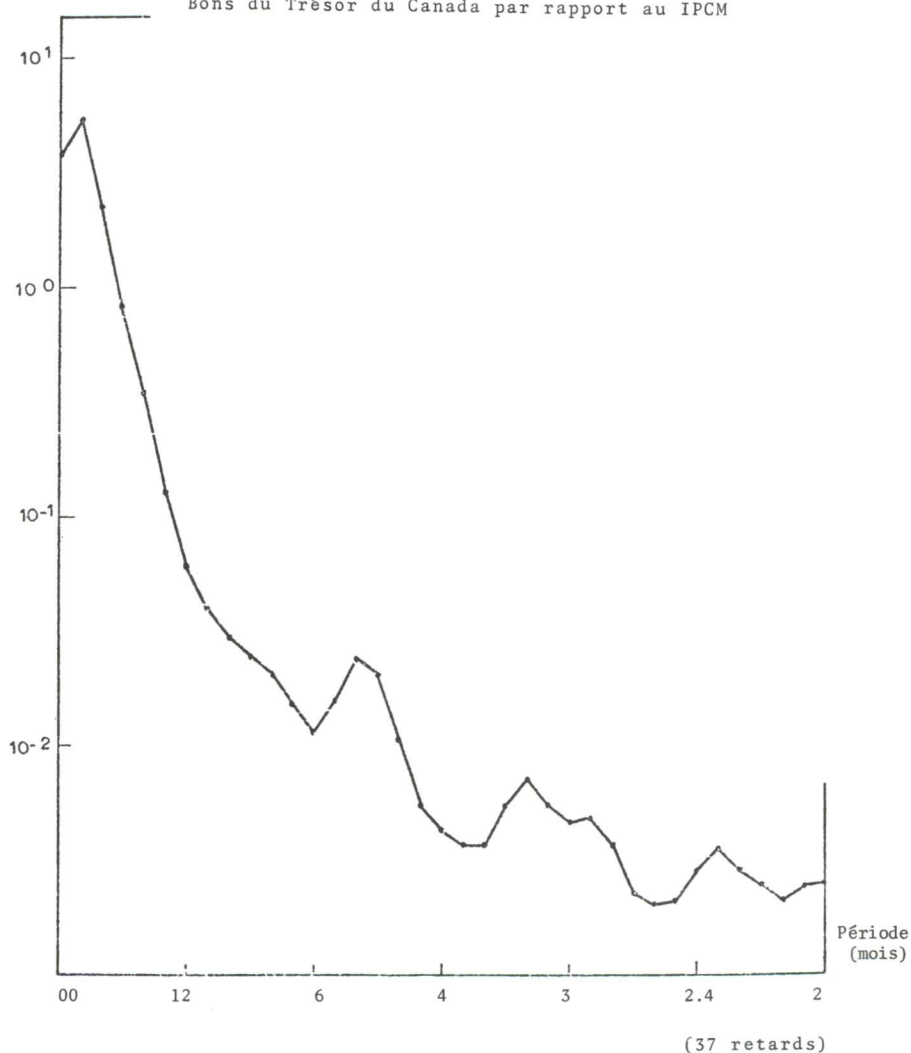
Tous les calculs sont établis d'après 220 observations et des estimations du spectre utilisant 37 retards

positive ($1 > \rho > 0$) des séries temporelles économiques, le spectre résiduel théorique diminue avec régularité à mesure que la fréquence augmente. (Ses valeurs théoriques sont $(1 - 2\rho \cos(2\pi/f) - \rho^2)\sigma^2/2\pi$ lorsque f représente la fréquence). De même, étant donné la forme typique d'une série temporelle économique, nous pouvons prévoir que le rapport du signal au bruit sera plus ou moins constant. Le spectre résiduel et le rapport du signal au bruit sont définis à l'annexe C.

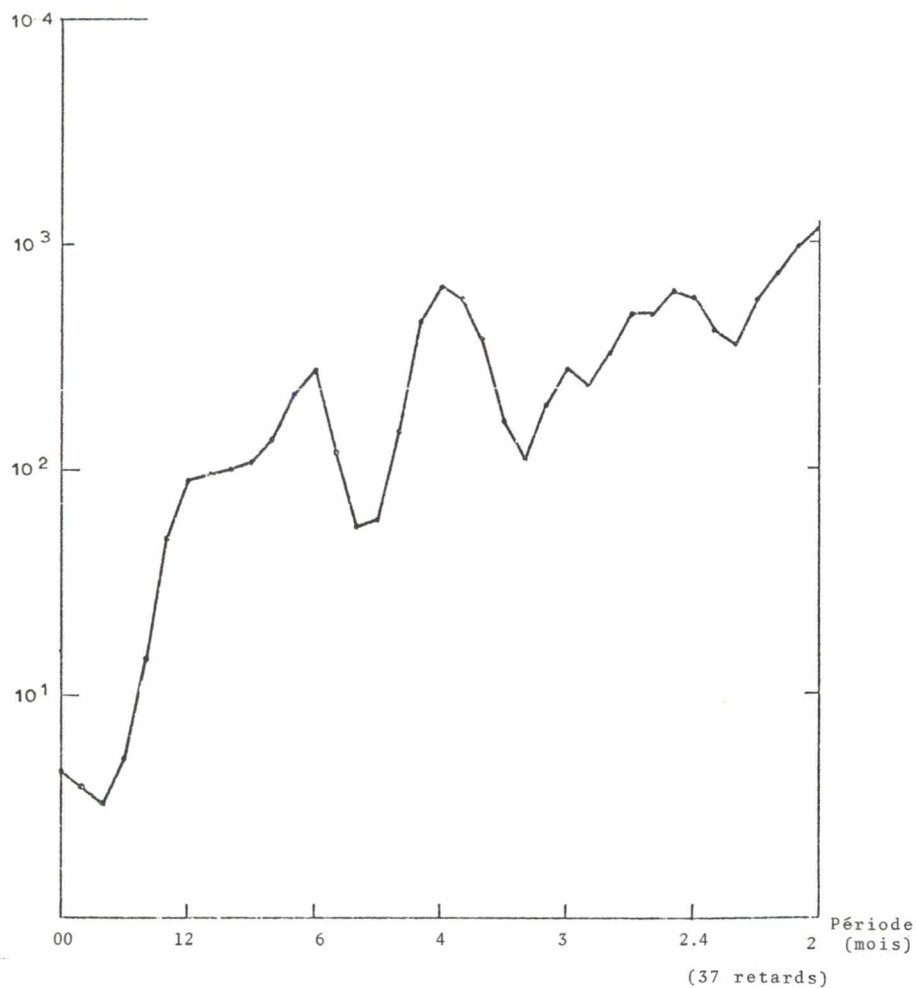
Les graphiques 4 et 5 sont typiques des modèles de spectre résiduel de l'échantillon et du rapport du signal au bruit de l'échantillon dans les relations que nous avons analysées. Le spectre résiduel de l'échantillon n'est pas monotone et contient trop de pointes pour en faire l'approximation par un processus markovien d'ordre minime. Le rapport du signal au bruit de l'échantillon varie par trois ordres d'amplitude et se comporte en général de façon irrégulière. Les caractéristiques du spectre résiduel et des rapports du signal au bruit rendent l'estimation compliquée et difficile, à la fois en théorie et en pratique. On peut démontrer que l'efficacité de l'estimation pour les moindres carrés ordinaires avec une variable exogène a une borne inférieure de $4\lambda_s\lambda_L/(\lambda_s + \lambda_L)^2$, où λ_L et λ_s sont respectivement les valeurs spectrales les plus grandes et les plus petites de Σ^{10} . On peut aussi établir que les valeurs maxima et minima de la fonction de distribution spectrale sont proches des valeurs spectrales maxima et minima de la matrice des variances-covariances. Ainsi, la borne inférieure de l'efficacité des moindres carrés ordinaires dans le cas de l'estimation des coefficients pour la relation entre les bons du Trésor canadiens et l'IPCM canadien est approximativement de 0.0017. Pour mettre cette borne inférieure en lumière, disons qu'elle serait la borne inférieure applicable si nous présumions que les résidus dans un problème de régression dans une distribution à deux variables étaient indépendants et distribués de façon identique alors qu'en fait ils découlaient

10 Des termes additionnels mais similaires entrent dans la détermination de la borne inférieure de l'efficacité de la méthode d'estimation au fur et à mesure que le nombre des variables exogènes retardées comprises dans la relation augmente. La borne inférieure de l'efficacité sera en général une fonction non croissante du nombre des variables exogènes (à cause de la relation entre les moyennes arithmétique et géométrique de deux nombres positifs réels). Voir Watson (31).

GRAPHIQUE 4
Spectre-échantillon résiduel des
Bons du Trésor du Canada par rapport au IPCM



GRAPHIQUE 5
Échantillon du rapport signal/bruit des
Bons du Trésor du Canada en fonction du IPCM



d'un processus markovien de premier ordre, ayant un coefficient de corrélation en série égal à 0.96. Malheureusement, il n'existe pas de moyen simple de faire l'approximation de la borne inférieure de l'efficacité du procédé en deux étapes de Durbin. Bien que cette méthode tienne compte de la forme générale du spectre des résidus, elle ne peut s'adapter à son véritable comportement très compliqué.

Le tableau III contient les valeurs estimées de Hannan pour les coefficients lorsque zéro, trois, six, douze et dix-huit valeurs retardées des taux nationaux d'inflation sont utilisées en tant que variables dépendantes. Des résultats semblables ont été obtenus pour des relations avec au moins 36 valeurs retardées pour les taux d'inflation nationale. Par souci de concision, nous ne donnerons pas ces chiffres ici. Des exemples représentatifs de structures retards identiques dont l'estimation a été faite avec d'autres procédés se trouvent au tableau IV.

Nous prévoyons que les coefficients de pondération dans la formulation du taux probable d'inflation seront positifs. Donc, les régions critiques seront unilatérales. La distribution asymptotique des coefficients estimés par la méthode de Hannan est normale. En vérifiant l'hypothèse nulle $a_S^L \leq 0$ au niveau de cinq pour cent, nous ne pouvons la rejeter que pour trois des quarante-quatre coefficients estimés dans le cas du Canada et pour deux ans dans le cas des Etats-Unis lorsque nous utilisons l'IPCM comme variable indépendante. Dans les deux cas, aucun coefficient n'est significatif au niveau de un pour cent. Dans les deux cas, le total des coefficients significatifs au niveau de cinq pour cent est dans les limites des totaux pseudoaléatoires générés si l'hypothèse nulle était vraie. Lorsque l'IPCT est utilisé comme variable indépendant, les coefficients estimés ont tendance à être un peu plus significatifs dans le cas américain tandis qu'ils demeurent généralement sans signification dans le cas canadien. Sept des quarante-quatre coefficients présentés sont significatifs au niveau de un pour cent dans les résultats utilisant l'IPCT des É.-U. Cependant, il faut noter que tous les coefficients estimés ont une amplitude assez faible. C'est seulement lorsque nous utilisons l'IPCA comme variable exogène qu'un grand nombre des coefficients tombent dans la région de rejet et qu'ils ont des amplitudes raisonnablement étendues. Une analyse des résultats obtenus lorsque l'IPCA est utilisé est donnée dans la section suivante.

Les résultats obtenus par la méthode des moindres carrés ordinaires, et jusqu'à un certain point, par la méthode en deux étapes de Durbin, présentent un aspect très différent de la question. Les coefficients estimés par les moindres carrés ordinaires en utilisant l'IPCM national comme variable exogène appuient fortement la relation établie par l'approche naïve de Fisher pour les données américaines et canadiennes. Les résultats donnés par la méthode en deux temps de Durbin sont quelque peu ambigus, et dans l'ensemble, ont tendance à appuyer la relation hypothétique.

Les conclusions de la présente section peuvent se résumer ainsi. Nous avons étudié la cohérence marginale de l'échantillon entre les taux d'intérêt et les taux d'inflation nationaux. Nous avons adopté deux méthodes pour étudier ces données: l'analyse de la statistique récapitulative et l'analyse des cohérences individuelles. Ni l'une ni l'autre n'ont vérifié l'hypothèse naïve de Fisher. Nous avons aussi reconverti nos estimations spectrales dans le domaine-temps. Le calcul du taux d'inflation par l'extrapolation des variations mensuelles de l'IPC a donné des résultats clairs et négatifs avec les estimations de Hannan. Toutefois, les autres mesures plus stables du taux annuel d'inflation ont donné des résultats moins significatifs et qui semblaient vérifier, dans une certaine mesure, l'hypothèse naïve de Fisher lorsqu'on utilisait l'IPCA comme variable exogène. Dans des conditions idéales pour l'étude de l'effet des prévisions des prix sur les taux d'intérêt nominaux, le chercheur aurait à sa disposition suffisamment de données pour représenter à la fois l'offre et la demande sur le marché des obligations, et pourrait évaluer de façon plus rationnelle (non linéaire) les prévisions des prix des prêteurs et des emprunteurs. Mais comme ces conditions idéales n'existent pas, il faut nous contenter de la compréhension que peuvent nous apporter les formulations rudimentaires de la théorie de Fisher. C'est dans cette optique que l'analyse s'étend au modèle plus réaliste, quoique insuffisant encore, de régression à variables multiples par rapport à une seule équation.

Effets Fisher dans un contexte à variables multiples

Dans la présente section, nous ne considérons plus r_t comme une constante. La méthode sera nécessairement la même que pour le traitement des modèles à une seule équation dans sa forme réduite, modèles que l'on trouve couramment dans le domaine de la recherche empirique. De façon générale,

TABLEAU III

(a) Bons du Trésor canadiens

Fonction linéaire des estimations de Hannan

Nombre de retards	Coefficient de l'IPC M	Coefficient de l'IPC T	Coefficient de l'IPC A
0	0.398 -3 (0.099)	0.180 -1 (1.665)	0.962 -1 (1.710)
3	-0.803 -2 (-1.559)	0.891 -2 (0.696)	0.815 -1 (1.438)
1	-0.130 -1 (-2.143)	-0.158 -1 (-1.452)	0.149 (2.633)
2	-0.666 -2 (-1.098)	-0.425 -2 (-0.392)	0.153 (2.714)
3	-0.118 -1 (-2.281)	-0.167 -1 (-1.300)	0.227 -1 (0.401)
6	-0.716 -2 (-1.304)	0.100 -1 (0.727)	0.911 -1 (1.593)

TABLEAU III(a) (suite)

1	-0.193 (-1.307)	-2	-0.324 (-0.024)	-3	0.166 (2.909)
2	-0.284 (0.378)	-2	-0.732 (-0.561)	-2	0.151 (2.646)
3	-0.527 (-0.656)	-2	-0.720 (-0.451)	-2	0.154 (0.271)
4	-0.837 (1.115)	-2	0.226 (1.731)	-1	0.113 (1.982)
5	-0.164 (-0.234)	-2	-0.612 (-0.454)	-2	0.868 (1.524)
6	0.829 (-0.151)	-3	0.159 (1.150)	-1	0.462 (0.809)
12	-0.527 (-0.871)	-2	0.169 (1.055)	-1	0.873 (1.435)
1	-0.479 (-0.579)	-2	0.154 (0.096)	-2	0.147 (2.431)

La région de rejet pour un test à une seule queue de H_0 , $A_S^{I \leq 0}$, au niveau de 5 pour cent, est un résultat de test >1.645 . Ce résultat figure entre parenthèses sous chacun des coefficients estimés.

12	2	0.332 -2 (0.344)	-0.543 -2 (-0.329)	0.154 (2.541)
	3	0.292 -2 (0.266)	0.655 -2 (0.304)	0.316 -1 (0.525)
	4	0.182 -1 (1.551)	0.281 -1 (1.382)	0.109 (1.832)
	5	0.101 -1 (0.803)	0.282 -3 (-0.013)	0.682 -1 (1.165)
	6	0.145 -1 (1.115)	0.356 -1 (1.526)	0.391 -1 (0.676)
	7	-0.143 -1 (1.134)	0.298 -2 (0.141)	0.742 -1 (1.266)
	8	0.128 -1 (1.091)	0.780 -2 (0.384)	0.255 -1 (0.427)
	9	0.141 -1 (1.286)	0.237 -1 (1.098)	0.192 -1 (0.319)

TABLEAU III (a) (suite)

Nombre de retards	Coefficient de l'IPC M	Coefficient de l'IPC T	Coefficient de l'IPC A
12	10	0.119 -1 (1.233)	0.319 -2 (0.193)
	11	0.847 -2 (1.025)	0.679 -2 (0.421)
	12	0.510 -2 (0.842)	0.896 -2 (0.560)
18	0	-0.530 -2 (-0.866)	0.166 -1 (1.020)
	1	-0.564 -2 (-0.673)	0.200 -2 (0.122)
	2	0.327 -2 (0.336)	-0.633 -2 (-0.378)
	3	0.376 -2 (0.337)	0.614 -2 (0.283)
	4	0.201 -1 (1.646)	0.329 -1 (1.499)
			0.147 (2.377)
			0.153 (2.447)
			0.178 -1 (0.287)
			0.122 (1.956)
			0.760 -1 (1.216)
			0.528 -2 (0.087)
			0.539 -1 (0.886)

18	5	0.136 (1.027)	-1	-0.122 (-0.053)	-2	0.483 (0.776)	-1
	6	0.204 (1.447)	-1	0.406 (1.616)	-1	0.336 (0.546)	-1
	7	0.221 (1.534)	-1	0.130 (0.517)	-1	0.742 (1.201)	-1
	8	0.223 (1.536)	-1	0.104 (0.412)	-1	0.184 (0.290)	-1
	9	0.262 (1.792)	-1	0.341 (1.284)	-1	0.741 (1.117)	-2
	10	0.252 (1.740)	-1	0.191 (0.757)	-1	-0.437 (-0.689)	-1
	11	0.221 (1.539)	-1	0.101 (0.401)	-1	0.888 (0.000)	-5
	12	0.206 (1.464)	-1	0.233 (0.928)	-1	0.583 (0.947)	-1

TABLEAU III

(b) Bons du Trésor américains

Fonction linéaire des estimations de Hannan

Nombre de retards	Coefficient de 1'IPC M	Coefficient de 1'IPC T	Coefficient de 1'IPC A
0	0.562 -2 (1.748)	-0.173 -1 (-1.689)	0.113 +0 (2.403)
3	0.600 -2 (1.100)	-0.520 -2 (-0.387)	0.121 (2.473)
1	0.244 -2 (0.346)	0.358 -3 (0.029)	0.140 (2.858)
2	-0.462 -2 (-0.655)	0.150 1 (1.209)	0.148 (3.006)
3	-0.106 -1 (-2.081)	0.297 -1 (2.206)	0.145 (2.980)
6	0.116 -2 (1.492)	0.298 -2 (0.209)	0.117 (2.351)
1	0.145 -2 (0.985)	-0.402 -3 (-0.028)	0.125 (2.507)

TABLEAU III(b) (suite)

Nombre de retards	Coefficient de 1'IPC M	Coefficient de 1'IPC T	Coefficient de 1'IPC A
6			
2	0.235 -2 (0.284)	0.304 -1 (2.139)	0.140 (2.771)
3	0.829 -3 (0.906)	0.401 -1 (2.374)	0.132 (2.638)
4	0.133 -1 (1.604)	-0.618 -2 (-0.435)	0.320 -1 (0.637)
5	0.927 -2 (1.225)	0.330 -1 (2.286)	0.118 (2.378)
6	0.567 -2 (1.090)	0.224 -1 (1.571)	0.501 -1 (1.010)
12			
0	0.625 -2 (1.164)	0.574 -2 (0.389)	0.125 (2.355)
1	0.456 -2 (0.566)	0.155 -1 (0.998)	0.125 (2.410)
2	-0.630 -3 (0.069)	0.363 -1 (2.339)	0.148 (2.814)

La région de rejet pour un test à une seule queue de $H_0, A_1^* \leq 0$, au niveau de 5 pour cent, est un résultat de test > 1.645 . Ce résultat figure entre parenthèses sous chacun des coefficients estimés.

12	3	-0.295 (0.302)	-2	0.506 (2.691)	-1	0.139 (2.655)
	4	0.145 (0.740)	-2	0.291 (1.563)	-1	0.221 (0.415)
	5	0.206 (0.198)	-2	0.387 (2.059)	-1	0.132 (2.488)
	6	-0.299 (-0.283)	-2	0.493 (2.464)	-1	0.331 (0.641)
	7	0.903 (-0.869)	-2	0.487 (2.594)	-1	-0.227 (-0.428)
	8	0.341 (-0.338)	-2	0.125 (0.067)	-1	0.130 (0.245)
	9	-0.595 (-0.610)	-2	0.255 (1.355)	-1	-0.508 (-0.967)
	10	-0.920 (-1.076)	-2	0.234 (1.508)	-1	0.166 (0.317)

TABLEAU III(b) (suite)

Nombre de retards		Coefficient de 1'IPC M	Coefficient de 1'IPC T	Coefficient de 1'IPC A
12	11	-0.298 -2 (-0.369)	-0.188 -2 (-0.121)	-0.502 -2 (-0.097)
	12	-0.663 -3 (-0.123)	-0.108 -2 (-0.073)	0.147 -1 (0.277)
18	0	0.608 -2 (1.110)	0.582 -2 (0.392)	0.111 (1.995)
	1	0.435 -2 (0.526)	0.152 -1 (0.977)	0.114 (2.079)
	2	-0.133 -2 (0.140)	0.350 -1 (2.245)	0.149 (2.701)
	3	-0.345 -2 (-0.334)	0.507 -1 (2.669)	0.139 (2.519)
	4	0.737 -2 (0.682)	0.280 -1 (1.469)	0.239 -1 (0.427)
	5	0.195 -2 (0.172)	0.374 -1 (1.944)	0.138 (2.468)
	6	-0.281 -2 (-0.239)	0.513 -1 (2.504)	0.433 -1 (0.772)

TABLEAU IV

RÉSULTATS DES MOINDRES CARRÉS ORDINAIRES ET DE LA PROCÉDURE
DE DURBIN EN DEUX ÉTAPES POUR LES BONS DU TRÉSOR
EN RÉGRESSION SUR L'IPC M NATIONAL

Nombre de retards	Canada		États-Unis	
	Coefficient des moindres carrés ordinaires	Coefficient de Durbin en deux étapes	Coefficient des moindres carrés ordinaires	Coefficient de Durbin en deux étapes
0	0.122 (3.937)	0.001 (-0.232)	0.305 (8.797)	-0.005 (-1.067)
3	0.103 (3.515)	0.002 (0.428)	0.159 (4.983)	-0.007 (-1.267)
	0.072 (2.408)	0.008 (1.235)	0.125 (3.828)	0.006 (-1.013)
	0.078 (2.609)	0.013 (2.098)	0.128 (3.941)	0.001 (0.128)
	0.115 (3.929)	0.006 (1.038)	0.167 (5.301)	0.006 (1.050)
6	0.100 (3.819)	0.004 (0.655)	0.110 (3.706)	-0.006 (-1.112)
	0.085 (3.129)	0.010 (1.463)	0.086 (2.868)	-0.008 (-1.155)
	0.077 (2.86)	0.015 (2.164)	0.078 (2.591)	-0.001 (0.100)
	0.096 (3.567)	0.010 (1.344)	0.115 (3.905)	0.003 (0.401)
	0.067 (2.457)	0.004 (0.583)	0.084 (2.833)	-0.006 (-0.862)
	0.080 (-2.973)	0.001 (0.191)	0.101 (3.462)	0.006 (0.925)
	0.119 (4.57)	0.007 (1.237)	0.114 (3.966)	0.005 (0.809)

La région de rejet pour un test à une seule queue de $H_0, A_S^L \leq 0$, au niveau de 5 pour cent est un résultat de test > 1.645 . Ce résultat figure entre parenthèses sous chacun des coefficients estimés.

TABLEAU IV (suite)

Nombre de retards	Canada		États-Unis	
	Coefficient des moindres carrés ordinaires	Coefficient de Durbin en deux étapes	Coefficient des moindres carrés ordinaires	Coefficient de Durbin en deux étapes
12	0.053 (2.19)	0.005 (0.757)	0.095 (3.136)	-0.002 (-2.91)
	0.067 (2.883)	0.013 (1.828)	0.079 (2.641)	0.000 (0.057)
	0.080 (3.459)	0.020 (2.626)	0.071 (2.366)	0.012 (1.427)
	0.082 (3.552)	0.017 (2.059)	0.091 (3.047)	0.019 (2.017)
	0.073 (3.118)	0.020 (1.438)	0.082 (2.786)	0.013 (1.373)
	0.079 (3.421)	0.011 (1.229)	0.082 (2.815)	0.027 (2.753)
	0.086 (3.749)	0.018 (2.059)	0.084 (2.890)	0.027 (2.749)
	0.082 (3.561)	0.015 (1.714)	0.083 (2.848)	0.026 (2.725)
	0.077 (3.316)	0.019 (2.335)	0.054 (1.814)	0.023 (2.528)
	0.070 (3.017)	0.012 (1.439)	0.027 (0.924)	0.018 (2.121)
	0.059 (2.552)	0.006 (0.807)	0.019 (0.650)	0.013 (1.814)
	0.046 (2.003)	-0.004 (-0.550)	0.006 (0.210)	0.009 (1.413)
	0.045 (1.903)	0.001 (0.215)	-0.037 (-1.266)	0.001 (-0.277)
18	0.048 (2.006)	0.005 (0.727)	0.094 (3.012)	0.004 (-0.696)
	0.051 (2.118)	0.013 (1.733)	0.086 (2.717)	0.000 (-0.027)

TABLEAU IV (suite)

Nombre de retards	Canada		États-Unis	
	Coefficient des moindres carrés ordinaires	Coefficient de Durbin en deux étapes	Coefficient des moindres carrés ordinaires	Coefficient de Durbin en deux étapes
18	0.063 (2.6)	0.021 (2.684)	0.067 (2.121)	0.011 (1.317)
	0.067 (2.727)	0.017 (2.041)	0.087 (2.732)	0.016 (1.731)
	0.061 (2.459)	0.013 (1.494)	0.088 (2.824)	0.012 (1.270)
	0.063 (2.541)	0.011 (1.257)	0.081 (2.608)	0.024 (2.403)
	0.069 (2.811)	0.019 (2.030)	0.074 (2.407)	0.022 (2.079)
	0.074 (3.148)	0.017 (1.754)	0.081 (2.694)	0.017 (1.690)
	0.074 (3.215)	0.022 (2.300)	0.048 (1.597)	0.011 (1.126)
	0.067 (2.873)	0.014 (1.516)	0.024 (0.802)	0.005 (0.574)
	0.060 (2.595)	0.009 (0.913)	0.015 (0.491)	-0.001 (-0.78)
	0.046 (1.95)	-0.001 (-0.078)	0.011 (0.351)	-0.006 (-0.664)
	0.039 (1.609)	0.005 (0.584)	-0.032 (-1.033)	-0.015 (-1.789)
	0.037 (1.535)	0.005 (0.611)	-0.028 (-0.905)	-0.018 (-2.312)
	0.025 (1.026)	0.001 (0.065)	-0.001 (-0.027)	-0.016 (-2.102)
	0.024 (0.997)	0.003 (0.377)	0.007 (0.213)	-0.009 (-1.217)
	0.017 (0.683)	0.001 (0.112)	-0.005 (-0.171)	-0.014 (-2.022)
	0.018 (0.739)	0.001 (0.214)	0.017 (0.565)	-0.003 (-0.511)
	0.027 (1.113)	0.004 (0.624)	0.039 (1.322)	0.002 (0.335)

toute variable plus ou moins reliée à la détermination de l'offre ou de la demande d'obligations peut être introduite dans une équation à forme réduite¹¹.

Plusieurs facteurs contribuent à limiter le nombre des variables exogènes que nous pouvons introduire dans la relation, pour la présente analyse. D'abord, seules quelques séries temporelles économiques sont établies chaque mois de façon qu'elles soient compatibles avec les séries des taux des obligations et des taux d'inflation. Deuxièmement, les difficultés de programmation se multiplient assez rapidement à mesure que l'on introduit plus de variables dans la relation, parce que nous devons inverser et aménager les matrices hermitiennes dont l'ordre est le même que le nombre de variables exogènes. Enfin, l'introduction d'autres variables exogènes anéantit rapidement la possibilité pour nous de distinguer l'hypothèse nulle des diverses alternatives. Le problème se pose parce que, compte tenu du nombre des retards utilisés pour la phase de l'estimation, du nombre d'observations et de la fenêtre de retards utilisée, l'analyse ne comporte au départ que 11 degrés de liberté réels. L'introduction de chaque nouvelle variable exogène réduit de un le nombre de degrés de liberté applicables aux statistiques conditionnelles. Compte tenu de ces limites, il y a deux méthodes qui peuvent être utilisées et que nous avons examinées. L'une consiste à introduire les variables les plus importantes du point de vue théorique et empirique. L'autre consiste à extraire les composantes principales de l'ensemble des variables indépendante possibles ou de certaines sous-classes de ces variables.

La classe des modèles du domaine-temps que nous allons étudier dans la présente section, à l'exception des résultats pour lesquels on utilise les composantes principales comme deux des variables indépendantes, est donnée par:

$$r_t = b + \sum_{s=N_1}^{N_2} a_s (\Delta P/P)_{t-s} + \sum_{v=N_3}^{N_4} d_v \text{RPCG}_{t-v} + \sum_{u=N_5}^{N_6} c_u \text{RPCM}_{t-u} \quad (3)$$

¹¹ Voir (7), (10), (11), (12), (27) et (32).

Nous pouvons accepter ou rejeter toute une classe de modèles, ou déterminer si une variable en particulier a un caractère explicatif indépendant de quelque importance¹⁴. Par ailleurs, nous ne pouvons aucunement distinguer entre elles les variantes d'une classe de modèles qui renferme un ensemble particulier de variables exogènes.

Le second avantage qu'offre l'analyse dans le domaine-fréquence est la possibilité d'étudier la covariation des séries pour chaque fréquence. Cela représente un atout précieux lorsqu'il faut vérifier la validité d'un modèle en déterminant si certains aspects de la variation de la variable dépendante sont demeurés sans explication (en utilisant les valeurs relatives du spectre de la variable dépendante comme critère d'importance). Il importe encore plus, pour la présente analyse, de pouvoir déterminer l'effet de l'introduction d'autres séries temporelles sur la fonction de cohérence partielle pour chaque bande de fréquence.

Ce deuxième avantage que comporte l'analyse dans le domaine-fréquence n'est toutefois pas sans inconvénients. Bien que nous puissions contrôler la signification de chaque cohérence estimée, il nous faut encore une méthode de récapitulation de l'information contenue dans la fonction de cohérence pour avoir une idée approximative de l'étroitesse de la relation dans son ensemble. On peut utiliser ici les résultats statistiques de la section précédente en y apportant quelques modifications secondaires expliquées à l'annexe B¹⁵.

Les statistiques récapitulatives des analyses à variables multiples sont présentées au tableau V. Un grand nombre des résultats ont un caractère évident. D'abord, les résultats statistiques des fonctions de cohérence multiple sont généralement importants et concluants pour les séries concernant les É.-U. Les séries correspondantes pour le Canada n'ont toutefois pas révélé d'association aussi étroite, ce qui indique que la relation entre les diverses combinaisons de

¹⁴ Si les taux d'intérêt dépendent de quelque façon du RPCG et du RPCM, ils varient probablement selon les mouvements considérés comme permanents. Tant que les composantes permanentes sont extraites des valeurs mensuelles par des opérations linéaires, nous pouvons utiliser la propriété d'invariance des fonctions de cohérence pour tester tout le groupe de variables. On trouvera une brève explication de l'invariance de la fonction de cohérence à l'annexe B.

¹⁵ Les restrictions énoncées dans la section précédente

variables exogènes et les taux d'intérêt est considérablement plus étroite pour les É.-U. que pour le Canada. Ce phénomène s'explique par la forte tendance des taux canadiens à suivre les mouvements des taux des obligations américaines ayant les mêmes dates d'échéance. Cette tendance est étudiée dans la cinquième section de la présente étude. En second lieu, les résultats statistiques récapitulatifs pour la cohérence partielle entre les divers indicateurs du taux d'inflation nationale et les taux d'intérêt sont négatifs, et les chiffres sont relativement grands. Le conditionnement de l'effet du taux d'inflation nationale sur les taux d'intérêt a pour effet de faire disparaître une relation déjà faible.

Les fonctions de cohérence partielle entre l'IPCM national et des séries de taux d'intérêt choisies pour être représentatives subordonnées aux RPCG et RPCM sont présentées au graphique 6. On trouve au graphique 7 les fonctions complémentaires de cohérence multiple. Même si l'hypothèse nulle était vraie, la fonction de cohérence partielle devrait avoir deux points quelconques au-dessus de la ligne pointillée qui indique la limite de la région critique pour la vérification de l'hypothèse nulle au niveau de dix pour cent¹⁶. Il est à remarquer qu'aucune des fonctions de cohérence partielle du graphique 6 n'a autant de points dans la région critique qu'elle devrait en avoir. Comme les résultats obtenus pour le test non paramétrique des fonctions de cohérence multiple dans lesquelles les taux d'intérêt canadiens sont les variables dépendantes corroborent les conclusions provenant des statistiques paramétriques, nous allons limiter le reste de l'exposé dans la présente section aux résultats des séries pour les É.-U.

15 (suite)

s'appliquent ici aussi. Les données à l'appui provenant du test non paramétrique mentionné dans la section précédente et étudié à l'annexe B sont présentées dans le tableau B.1.

16 Si chacun des autres points auxquels la fonction de cohérence est estimée est considéré comme une observation indépendante d'une variable aléatoire dans une distribution binomiale où $P=0.1$, le nombre de points au-dessus de la ligne pointillée devrait être de 1.9, dans le cas qui nous occupe.

TABLEAU V

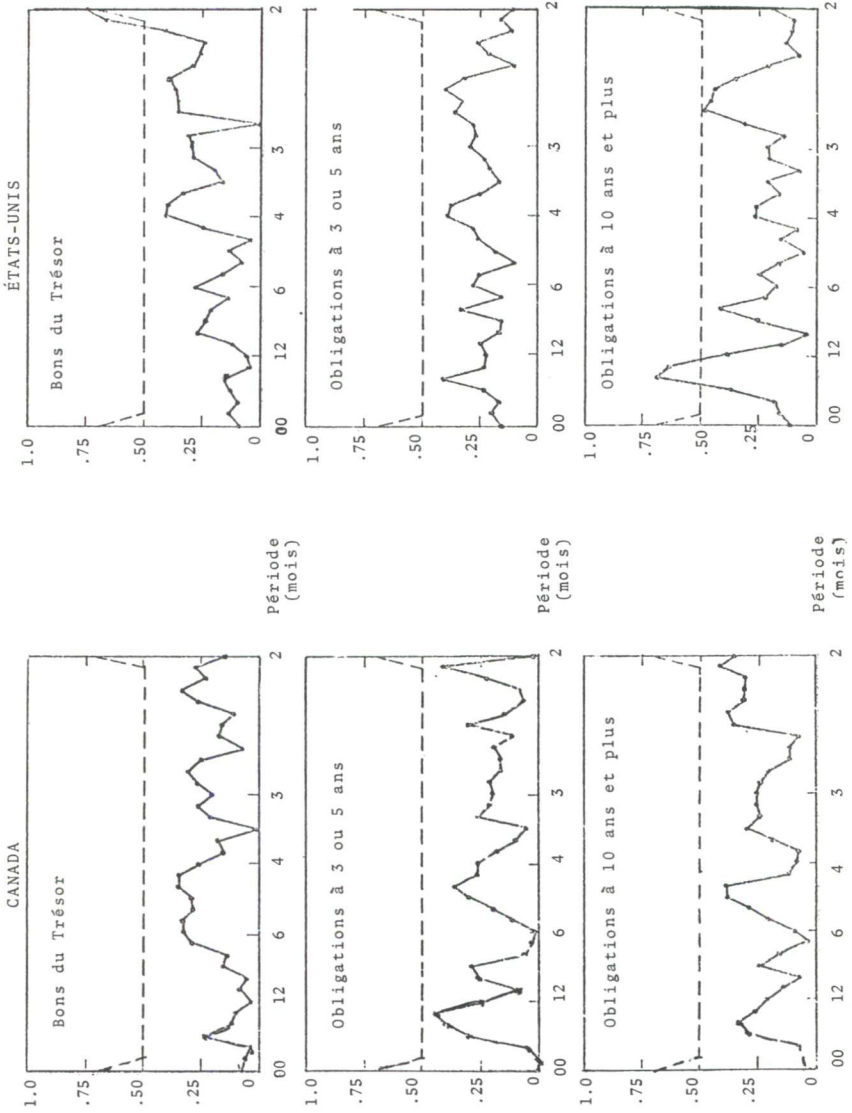
STATISTIQUES RÉCAPITULATIVES À PLUSIEURS VARIABLES

	I		II	
	Partiel	Multiple	Partiel	Multiple
Obligations américaines:				
Bons du Trésor	-2.034	2.285	-1.903	1.747
9 à 12 mois	-3.049	2.035		
3 à 5 mois	-1.731	1.26	-1.86	0.746
10 ans et plus	-1.997	1.26	-1.874	0.937
Sociétés	-2.698	0.717		
Moody	-0.572	2.814		
Obligations canadiennes:				
Bons du Trésor	-3.709	-1.451	-3.227	-1.933
1 à 3 ans				
3 ans à 5 ans	-3.67	-2.785	-3.437	-3.02
5 à 10 ans				
10 ans et plus	-2.548	-2.224	-2.363	-1.193
McLeod, Young, Weir	-2.041	-2.44		
Test à une queue, rejet de H_0 (pas de relation) résultat du test > 1.645.	National ou IPCM conditionné et combiné avec le RPCG et le RPCM nationaux.		IPCM national conditionné et combiné avec les deux premières composantes principales choisies du RPCG et du RPCM et changements du RPCG et du RPCM.	

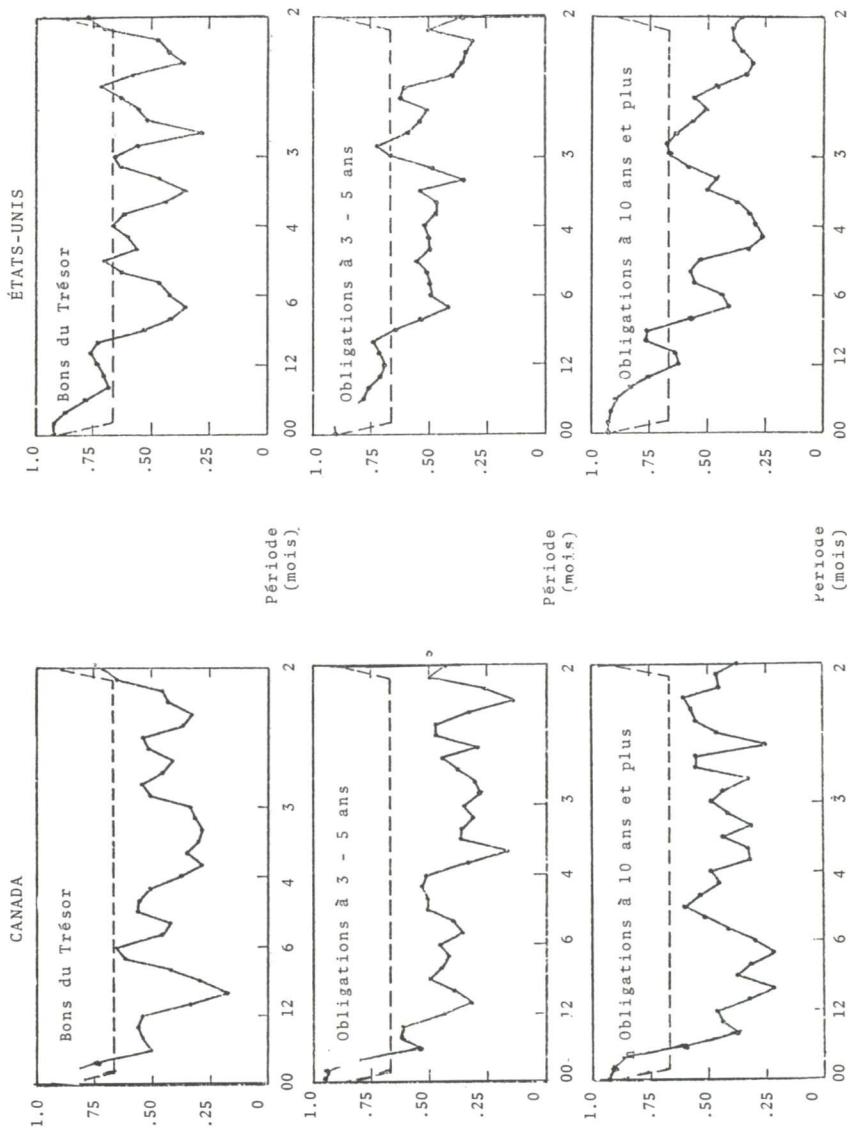
TABLEAU V (suite)

III		IV	
	Partiel	Multiple	Partiel Multiple
Obligations américaines:			
Bons du Trésor	-1.903	2.149	-3.629 -0.423
9 à 12 mois	-3.174	1.751	-3.946 1.138
3 à 5 ans	-2.116	1.071	-3.509 0.318
10 ans et plus	-2.747	0.146	-2.970 -0.243
Sociétés	-3.029	-1.511	-2.589 -1.207
Moody	-1.846	1.992	-0.620 2.891
Obligations canadiennes:			
Bons du Trésor	-3.106	-1.323	-3.667 -1.384
1 à 3 ans	-3.151	-3.124	-2.124 -2.106
3 à 5 ans	-3.47	-2.815	-2.867 -2.451
5 à 10 ans	-3.679	-1.49	-3.018 -1.006
10 ans et plus	-2.818	-2.439	-1.951 -1.696
McLeod, Young, Weir	-1.817	-2.528	-1.502 -2.358
IPCT national con- ditionné au RPCG et au RPCM nationaux et com- biné avec eux.		IPCA national con- ditionné au RPCG et au RPCM nationaux et combiné avec eux.	

GRAPHIQUE 6
Cohérence partielle du IPCM basée sur RPCM et RFG par rapport à



GRAPHIQUE 7
Cohérence multiple entre RPCG, RPCM et IPCM et



Lorsque les mesures d'inflation lissées IPCT et IPCA sont combinées avec le RPCG et le RPCM, les statistiques récapitulatives et les représentations graphiques des fonctions de cohérence partielle donnent à peu près les mêmes résultats¹⁷. En fait, l'IPCA, qui auparavant était la mesure de l'inflation la plus efficace en matière d'estimation des coefficients de régression, produit l'association la plus faible (partielle) dans ce contexte à variables multiples. Les fonctions de cohérence marginale des séries de taux d'intérêt basées sur l'IPCA ont des valeurs élevées, assez caractéristiques dans les basses fréquences (voir, par exemple, le graphique 3). Les statistiques récapitulatives à deux variables indiquent toutefois un manque de cohésion dans l'ensemble. La raison pour laquelle nous avons adopté d'autres mesures d'inflation était d'éliminer le comportement irrégulier de certaines séries de l'IPCM. L'un des effets des procédures de lissage dans le domaine-fréquence est d'accroître sensiblement la proportion de la variance totale des mesures d'inflation lissées attribuable aux composantes à fréquence basse. L'association dans les basses fréquences et la forme spectrale des mesures d'inflation lissées contribuent à créer un changement radical dans une fonction estimée au centre de la méthode de régression de Hannan: le rapport du signal au bruit. Un rapport du signal au bruit représentatif pour des relations à deux variables tenant compte de l'IPCM tend à augmenter en même temps que la fréquence (graphique 5). On obtient un rapport du signal au bruit relativement plat lorsque l'IPCA est utilisé comme variable indépendante¹⁸ (graphique 11). Le résultat de ce changement dans le rapport du signal au bruit est que toute relation dans les basses fréquences contribue davantage à déterminer les coefficients estimés par la méthode de Hannan¹⁹. C'est pour cette raison que les coefficients estimés sont plus significatifs lorsque l'IPCA est pris comme variable indépendante, même si les statistiques récapitulatives à deux variables sont plus basses par rapport à l'IPCM et à l'IPCT.

¹⁷ Les résultats obtenus avec l'IPCT pour les É.-U. sont tout à fait semblables à ceux qui sont obtenus lorsque l'IPCM pour les É.-U. est la troisième variable indépendante. Il n'est donc pas nécessaire ici de faire un exposé en détail.

¹⁸ Il y a deux moyens de modifier le rapport du signal au bruit: changer la valeur du spectre résiduel ou celle du spectre de la variable indépendante. Dans le cas qui nous occupe, la plupart des modifications du rapport du signal au bruit étaient produites par des changements de la valeur du spectre de la variable indépendante.

¹⁹ Voir l'explication à l'annexe C.

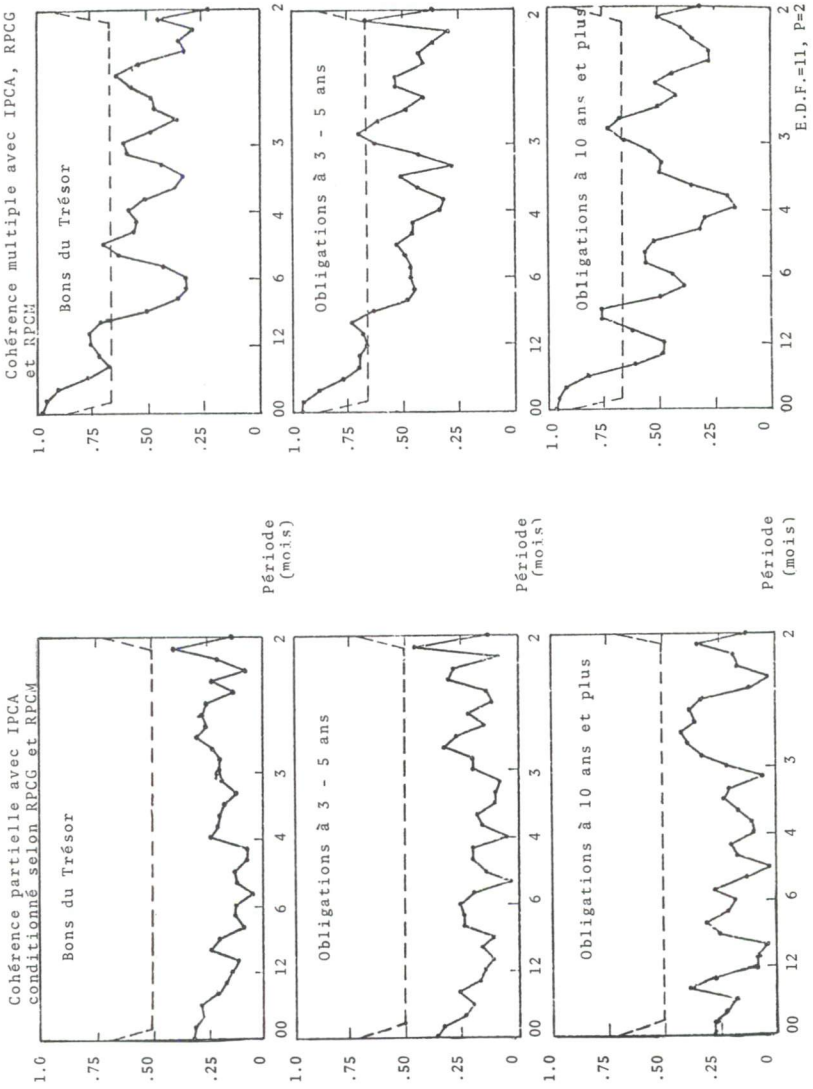
Nous avons choisi de ne pas considérer comme une confirmation de l'hypothèse de Fisher les résultats de la régression à deux variables pour lesquels l'IPCA était la variable indépendante. L'une des raisons de ce choix apparaît au graphique 8, qui représente les fonctions de cohérence partielle et de cohérence multiple pour des séries de taux d'intérêt choisis ainsi que l'IPCA, le RPCG et le RPCM. Les fonctions de cohérence partielle ont généralement des valeurs faibles dans les basses fréquences, sans que la relation devienne plus forte dans les hautes fréquences. En outre, la fonction de cohérence multiple de l'IPCA avec le RPCG et le RPCM a des valeurs élevées dans les basses fréquences. Cette observation nous amène à conclure que les coefficients, en général significatifs, obtenus dans notre application à deux variables du programme d'estimation de Hannan indiquent des associations marginales faussées dans les composantes à fréquence basse, et que cela est attribuable à une erreur de spécification dans l'hypothèse naïve de Fisher.

Bien que l'on puisse aussi utiliser la méthode de Hannan pour estimer efficacement les paramètres de l'actuel modèle à une seule équation ou de modèles à plusieurs équations (9), les calculs sont complexes et la difficulté de définir le modèle (particulièrement les restrictions préalables dans la structure du retard) demeure entière. D'autre part, le spectre résiduel, estimé par une méthode semblable à celle qui est expliquée à l'annexe C, a un comportement irrégulier qui en rend l'estimation impossible par des moyens moins complexes. C'est pour cette raison que nous n'avons pas tenté d'analyser ces classes de modèles à plusieurs variables dans le domaine-temps.

Nous pouvons conclure deux choses de l'analyse de la présente section. D'abord, les séries de taux d'intérêt pour les É.-U. correspondent généralement de façon significative aux classes de variables indépendantes que nous avons étudiées. D'autre part, les taux d'intérêt canadiens, lorsqu'on les analyse dans le domaine-fréquence, ne peuvent être représentés adéquatement par les mêmes classes de variables. Deuxièmement, aucune des mesures du taux d'inflation que nous avons étudiées ne possède en elle-même de véritable valeur explicative indépendante lorsqu'elle est introduite dans des modèles à plusieurs variables. Cette conclusion corrobore celle de la section précédente, étant donné que nous ne trouvons rien qui nous justifie de penser que les

GRAPHIQUE 8

Fonctions de cohérence des taux d'intérêt aux É.-U.



combinaisons linéaires du taux réel d'inflation ont des associations significatives avec les taux d'intérêt dans le domaine-fréquence. Les valeurs uniformément faibles des fonctions de cohérence partielle à presque toutes les fréquences nous portent à conclure qu'aucune association significative dans le domaine-temps n'apparaîtrait dans un modèle à plusieurs variables estimé de façon appropriée.

LE PARADOXE DE GIBSON

L'association entre le niveau national de prix et les taux d'intérêt, que Keynes a appelée le paradoxe de Gibson, a fait l'objet d'une analyse historique avec le coefficient de corrélation à deux variables. Nous allons examiner cette relation dans le domaine-fréquence dans le contexte habituel à deux variables ainsi que dans un contexte à plusieurs variables.

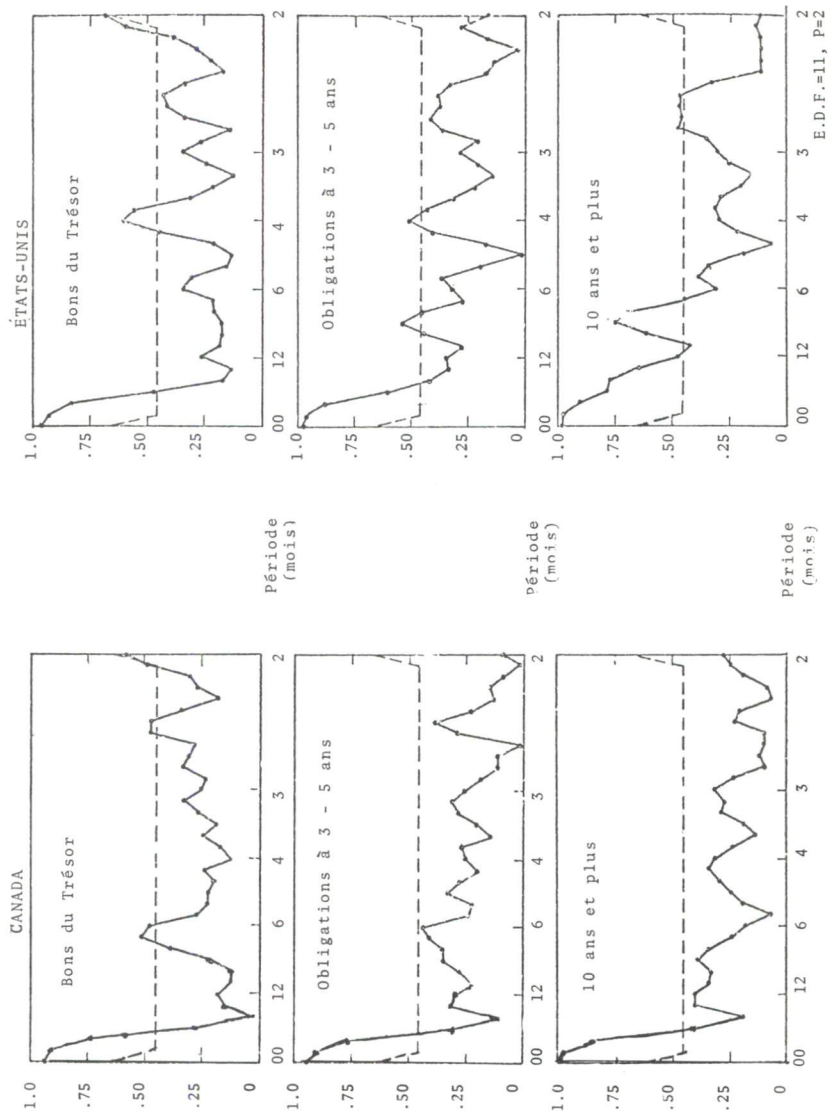
Les fonctions de cohérence à deux variables et de cohérence partielle entre le niveau national des prix et les taux de certaines obligations sont représentées dans les graphiques 9 et 10 respectivement. Les fonctions de cohérence à deux variables ont un trait commun: elles ont des valeurs très élevées dans les fréquences très basses pour des périodes de deux années ou plus. Les valeurs de la fonction de cohérence atteignent aussi un maximum à la fréquence qui correspond à un cycle de quatre mois représentant probablement des similitudes dans les structures saisonnières de ces séries.

Les fonctions de cohérence partielle correspondantes prennent une forme très différente. Elles ont des valeurs faibles caractéristiques dans les basses fréquences et atteignent un maximum dans la fonction de cohérence qui correspond approximativement à une période d'un an, représentant probablement, ici encore, des structures saisonnières semblables. La comparaison de ces deux séries de chiffres tend à confirmer l'affirmation générale que la convergence de deux séries temporelles avec l'activité économique en général a été considérée avec une attention particulière. C'est d'ailleurs l'une des solutions que proposait Keynes (23) pour expliquer le paradoxe.

Le tableau VI contient les statistiques récapitulatives pour le paradoxe de Gibson. Comme dans la section précédente, les résultats des séries pour le Canada sont assez faibles. De même, les statistiques récapitulatives et les résultats

GRAPHIQUE 9

Paradoxe de Gibson - Cohérences à deux variables du niveau de l'IPC national



GRAPHIQUE 10
 Fonction de cohérence partielle avec le niveau national de l'IPC
 conditionné selon RPCG et RPCA

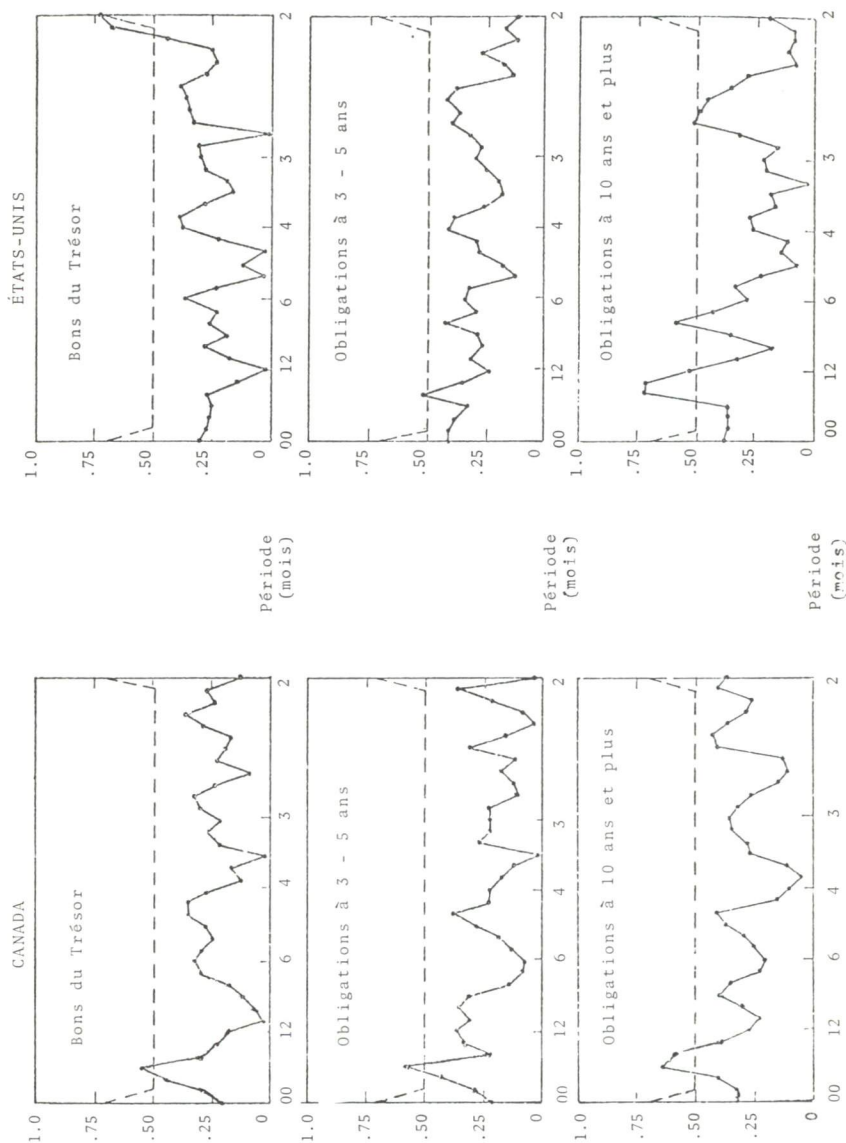
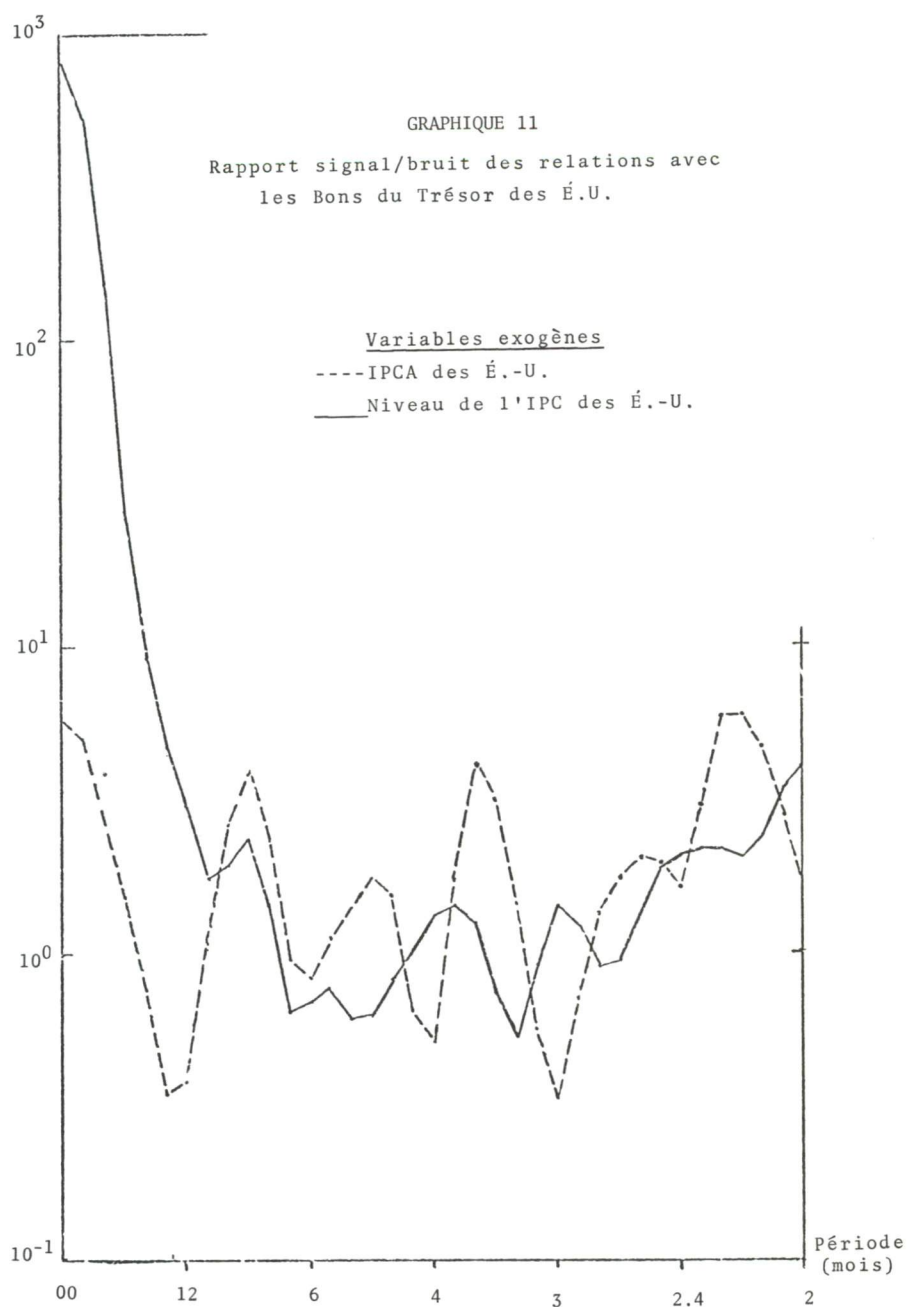


TABLEAU VI

PARADOXE DE GIBSON: STATISTIQUES RÉCAPITULATIVES

	Cohérence marginale (avec le niveau national de l'IPC)	Cohérence partielle (niveau national de l'IPC subordonné au RPCG et au RPCM)	Cohérence multiple (avec le niveau national de l'IPC, du RPCG et du RPCM)
É.-U.			
Bons du Trésor	2.311	-1.242	2.615
9 à 12 mois	2.653	-1.796	2.513
3 à 5 ans	2.802	-0.506	1.875
10 ans et plus	4.051	-0.332	1.656
Sociétés	2.924	-0.994	-0.167
Séries de Moody	5.098	1.476	4.071
Canada			
Bons du Trésor	1.446	-2.313	-1.002
1 à 3 ans	0.016	-3.184	-3.094
3 à 5 ans	0.408	-2.624	-2.484
5 à 10 ans	1.376	-1.886	-0.593
10 ans et plus	2.661	-0.042	-0.585
McLeod, Young, Weir	2.499	0.001	-1.752



du test non paramétrique apparaissant dans l'annexe corroborent les conclusions tirées de ces chiffres. Il n'y a pas de relation significative entre le niveau des prix et les taux d'intérêt si l'on fait abstraction de la relation qu'ils ont avec le RPCM et le RPCG, sauf peut-être dans le cas des séries de Moody. En outre, les valeurs dans les basses fréquences de la fonction de cohérence multiple pour le niveau de l'IPC des É.-U. avec le RPCG et le RPCM des É.-U. sont assez élevées, et la valeur statistique du test récapitulatif pour la fonction est de 3.33. Bien que Keynes ait estimé que la solution de la convergence n'était pas parfaite, il semble néanmoins qu'elle constitue une explication suffisante du phénomène.

Remarquons en passant que la proportion de la variance totale attribuable aux composantes à basse fréquence est encore plus grande pour le niveau national de l'IPC que pour l'IPCA national. Il y a un changement radical dans le rapport du signal au bruit, et si les coefficients de régression étaient estimés par la méthode de Hannan, des coefficients de pondération encore plus élevés seraient appliqués aux associations en basse fréquence pour la détermination des coefficients estimés (graphique 11).

TAUX D'INTÉRÊT CANADIENS ET AMÉRICAINS: STRUCTURES ET

INTERRELATIONS PÉRIODIQUES

Si nous supposons que les investisseurs peuvent prévoir avec exactitude les mouvements du marché des capitaux et que leurs transactions ne coûtent rien, nous pourrions prendre pour acquis que le taux des profits, y compris les gains de capitaux et les profits dus aux fluctuations des taux de change réalisés sur les obligations, serait le même pour tous les pays, quelle que soit la date d'échéance de ces obligations. Le taux de profit équilibré qui en résulterait serait déterminé par l'offre et la demande de capitaux sur le marché international. L'égalité parfaite des taux de profit entre les différents marchés de capitaux et à l'intérieur de chacun de ces marchés ne peut être atteinte, parce que les conditions réelles du marché ne correspondent pas à ces présuppositions. Dans la présente section de cette étude, nous analysons le mécanisme d'égalisation entre le marché des capitaux aux É.-U. et au Canada ainsi qu'à l'intérieur de chacun de ces marchés. Notre analyse est descriptive; nous n'élaborons pas de véritables modèles, bien que nous vérifions certaines hypothèses ayant trait à la question.

égalisation, les taux d'intérêt sur le marché canadien, qui est plus petit, s'ajustent en fonction des taux des obligations du même genre sur le marché américain. Comme dans les sections précédentes, les estimations sont basées sur 37 autocovariances et covariances croisées retardées qui sont calculées à partir de 223 observations mensuelles dans la période de janvier 1952 à juillet 1970.

Comme il est assez difficile d'interpréter les fonctions d'une phase, l'ordonnement des relations ne sera étudié que dans le domaine-temps²⁰. L'analyse dans le domaine-temps portera sur l'étroitesse de la relation entre les séries de taux d'intérêt. D'autres chercheurs ont choisi de condenser les données des fonctions de cohérence à deux variables en divisant le domaine-fréquence en segments qui correspondent aux mouvements cycliques que les économistes traditionnellement appellent composantes à long, à moyen et à court terme (voir (16)). Cette méthode offre un avantage fondamental: elle nous permet de voir comment la cohésion des séries varie pour les différentes composantes cycliques, sans multiplier à l'excès le nombre des données. Elle comporte aussi des désavantages en ce sens que nous avons encore trois nombres et, ce qui importe plus encore, que la division en différentes composantes est arbitraire. Nous pouvons surmonter ces difficultés en utilisant la normalité commune hypothétique des séries pour établir les statistiques du test récapitulatif utilisé plus tôt.

Les tableaux VII et VIII présentent les statistiques récapitulatives pour les différentes séries de taux d'intérêt sur les obligations au Canada et aux États-Unis. Une grande partie des variances de ces séries est concentrée dans les basses fréquences. Cela signifie que les associations dans ces fréquences sont plus importantes que les associations dans les autres fréquences. Les moyennes de la fonction de cohérence dans les fréquences qui correspondent à des périodes de deux ans ou plus apparaissent donc entre parenthèses sous les résultats du test récapitulatif.

Les deux tableaux présentent les mêmes caractéristiques. D'abord, les chiffres des statistiques du test récapitulatif sont étonnamment élevés. Ils sont tous significatifs à n'importe quel niveau normal fixé pour une erreur de type I.

²⁰ Voir Hause (21).

TABLEAU VII

Statistiques récapitulatives: structure périodique au Canada

	B.T. CAN	1-3 CAN	3-5 CAN	5-10 CAN	+10 CAN	McLeod Young Weir
B.T. CAN	—	13.388 (0.977)	11.063 (0.960)	11.51 (0.936)	6.177 (0.858)	6.471 (0.823)
1 - 3 CAN	—	—	16.35 (0.985)	14.971 (0.963)	11.163 (0.880)	9.506 (0.883)
3 - 5 CAN	—	—	—	17.159 (0.988)	14.111 (0.925)	9.982 (0.966)
5 - 10 CAN	—	—	—	—	14.83 (0.966)	10.164 (0.957)
+ 10 CAN	—	—	—	—	—	13.77 (.969)
McLeod Young Weir	—	—	—	—	—	—

TABLEAU VIII

Statistiques récapitulatives: structure périodique aux États-Unis

	B.T.É.-U.	9-12 mois É.-U.	3-5 É.-U.	+10 É.-U.	Corp. É.-U.
B.T. É.-U.	—	9.242 (0.984)	11.344 (0.962)	7.618 (0.893)	3.886 (0.869)
9-12 mois É.-U.		—	16.0885 (0.978)	12.411 (0.925)	6.324 (0.878)
3-5 É.-U.			—	16.615 (0.956)	7.995 (0.939)
+10 É.-U.				—	9.002 (0.953)
Corp. É.-U.					—

La deuxième caractéristique est que les valeurs maximales apparaissent juste au-dessus de la diagonale, entre les taux des obligations dont les échéances sont les plus proches. En outre, les valeurs des statistiques diminuent graduellement à mesure qu'augmente la différence entre les échéances, avec une seule exception sans grande importance. Les valeurs moyennes des fonctions de cohérence donnent à peu près la même configuration à la courbe.

L'interprétation qui découle naturellement de ces résultats est tout simplement que les mouvements des taux d'intérêt dans chaque pays sont étroitement reliés entre eux. La cohésion diminue un peu, mais pas de façon marquée, à mesure que la différence augmente entre les échéances. Évidemment, ces résultats ont été obtenus à partir de moments de second ordre et ne disent rien des moyennes des séries de taux d'intérêt. Les moyennes des séries sont en réalité assez différentes: elles augmentent en même temps que les échéances. La différence des moyennes et l'étroite association des mouvements des séries de taux d'intérêt autour de leurs propres moyennes sont communément appelées "structure périodique". L'explication la plus simple de la différence dans les taux d'intérêt moyens est que les obligations dont les échéances sont très longues comportent des risques. La réalisation forcée de ces obligations pourrait entraîner des pertes de capitaux considérables étant donné que le taux d'intérêt est élevé au moment de la vente comparativement à ce qu'il est au moment de l'achat. Une prime doit par conséquent être payée à l'investisseur pour qu'il accepte de placer son argent dans des obligations à longue échéance plutôt que dans des obligations à courte échéance. Évidemment, les pertes de capitaux ne sont pas absolument sans effet sur les obligations à courte échéance, mais la brièveté de l'échéance réduit la durée, et donc l'importance, de l'effet.

Examinons à présent le rapport entre les obligations canadiennes et américaines qui ont des caractéristiques semblables: les bons du Trésor, les obligations de 3 à 5 ans et à dix ans et plus, ainsi que les obligations les plus sûres des sociétés. Toutes les séries pour les É.-U. ont été ajustées selon les fluctuations du taux des changes. Nous supposons que toutes les possibilités d'arbitrage couvert seraient mises à profit à une époque caractérisée par le fait que le coût des transactions est nul et par la concurrence entre les arbitragistes d'intérêts. Cette supposition nous permet de conclure que la différence entre les taux d'intérêt

nationaux et étrangers est égale à la prime annuelle (ou escompte) sur la devise nationale (voir (29)). L'égalité entre les taux d'intérêt ajustés entre les pays ne sera qu'approximative lorsque le coût des transactions, sans être élevé, ne sera pas nul.

L'ajustement est effectué en utilisant les cours des changes à terme de 90 jours et les cours du disponible²¹, méthode qui n'est pas entièrement satisfaisante pour les séries de taux d'intérêt autres que celles des bons du Trésor à trois mois. Malheureusement, les séries des cours des changes à terme nécessaires à l'ajustement n'existent pas puisque les transactions de devises ne se produisent généralement pas à si longue échéance. Nous pensons que l'ajustement doit être effectué de la même manière que pour les séries des bons du Trésor. Toutes les séries pour les É.-U. sont donc ajustées à l'aide du même facteur.

Le tableau IX présente les statistiques du test récapitulatif et les cohérences moyennes dans les basses fréquences pour la relation entre les quatre séries canadiennes et américaines. Toutes les statistiques du test ont une signification au niveau de un pour cent.

Les valeurs relativement faibles des statistiques du test pour les obligations à dix ans et plus et les obligations des sociétés s'expliquent par notre incapacité d'effectuer l'ajustement voulu pour l'élément d'incertitude du cours des changes. En réalité, les séries non ajustées pour ces obligations ont des valeurs considérablement plus élevées pour les statistiques du test: 9.379 et 6.693. L'introduction d'un facteur de correction pour les obligations à dix ans et plus et les obligations des sociétés aux É.-U. a deux conséquences: diminuer de façon marginale la valeur des spectres croisés estimés par rapport aux obligations semblables au Canada, et augmenter de façon marquée les valeurs des spectres des séries pour les É.-U. dans les hautes fréquences par rapport à leurs valeurs dans les basses fréquences. Les deux effets se combinent pour diminuer les valeurs des fonctions de cohérence estimées, particulièrement dans les hautes fréquences.

21

Les cours du disponible et les cours des changes à terme pour les devises américaines au Canada ont été communiqués par le service de recherche de la Banque du Canada.

TABLEAU IX

STATISTIQUES RÉCAPITULATIVES: RELATIONS É.-U. - CANADA

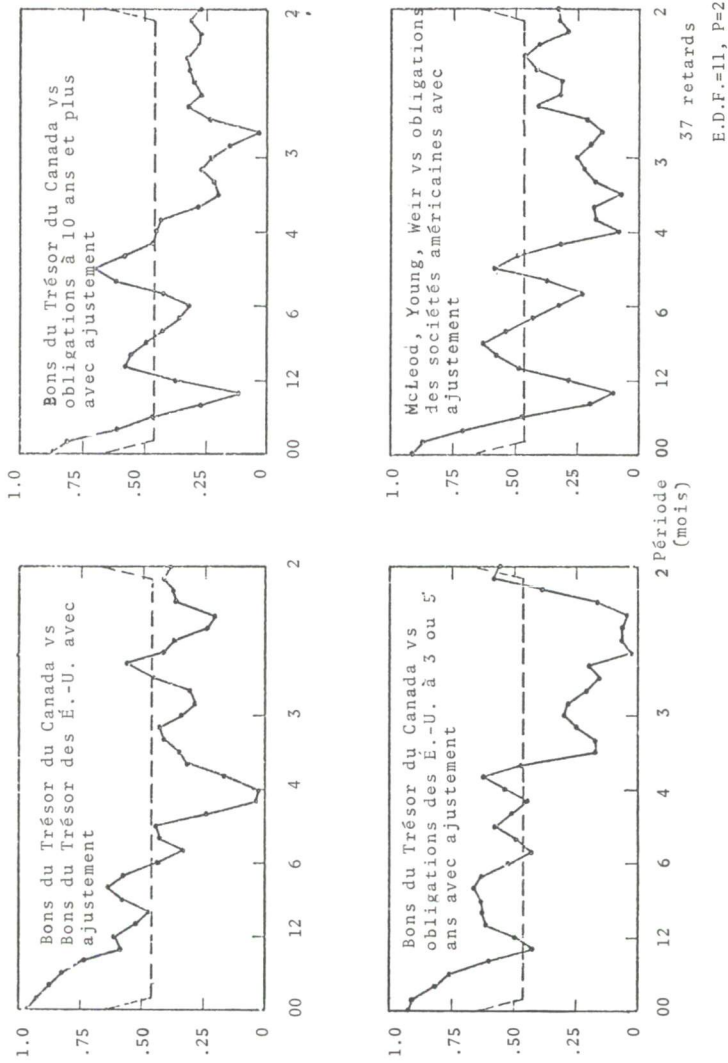
(Statistiques du test avec cohérences moyennes entre parenthèses)

	Bons du T. des É.-U. ajustés	É.-U. 3-5 ajustés	É.-U. +10 ajustés	Obligations des sociétés É.-U. ajustées
Bons du T. can.	5.43 (0.897)			
Can. 3-5		5.42 (0.856)		
Can. +10			3.483 (0.690)	
McLeod, Young, Weir				2.973 (0.754)

L'amélioration constatée dans les statistiques récapitulatives des relations entre les bons du Trésor canadiens, les bons du Trésor ajustés des États-Unis et les bons de 3 à 5 ans, n'est pas considérable par rapport aux valeurs des séries non ajustées (5.83 et 5.17 respectivement). Cependant, il est inutile d'essayer de faire un choix entre les séries ajustées et non ajustées des États-Unis en se basant sur les statistiques du test parce que les valeurs sont si élevées que nous aurions à choisir entre des niveaux d'erreur de type I de l'ordre de 0.001 et de 0.00001. Nous continuerons donc l'analyse en utilisant la série ajustée, en nous méfiant des erreurs qui pourraient se glisser par inadvertance dans les problèmes de variables concernant les séries de taux pour les obligations des États-Unis à +10 et celles des obligations des sociétés par un mauvais ajustement pour le risque du change.

Le graphique 12 présente les fonctions de cohérence pour les comparaisons à l'intérieur du pays. En général, un point sur deux de la fonction de cohérence est indépendant, et les

GRAPHIQUE 12
Fonctions de cohérence marginale sélectionnées



points situés au-dessus de la ligne pointillée sont significatifs au point de vue statistique lorsqu'ils atteignent le niveau de 10 pour cent. Les cohérences estimées pour les basses fréquences sont généralement significatives.

Nous étudierons maintenant les paramètres des relations entre les séries de taux d'intérêt à l'intérieur des pays et entre les pays dans les modèles de la forme:

$$Y_t = \sum_{v=s}^r \beta_v X_{t-v} + \alpha \quad (4);$$

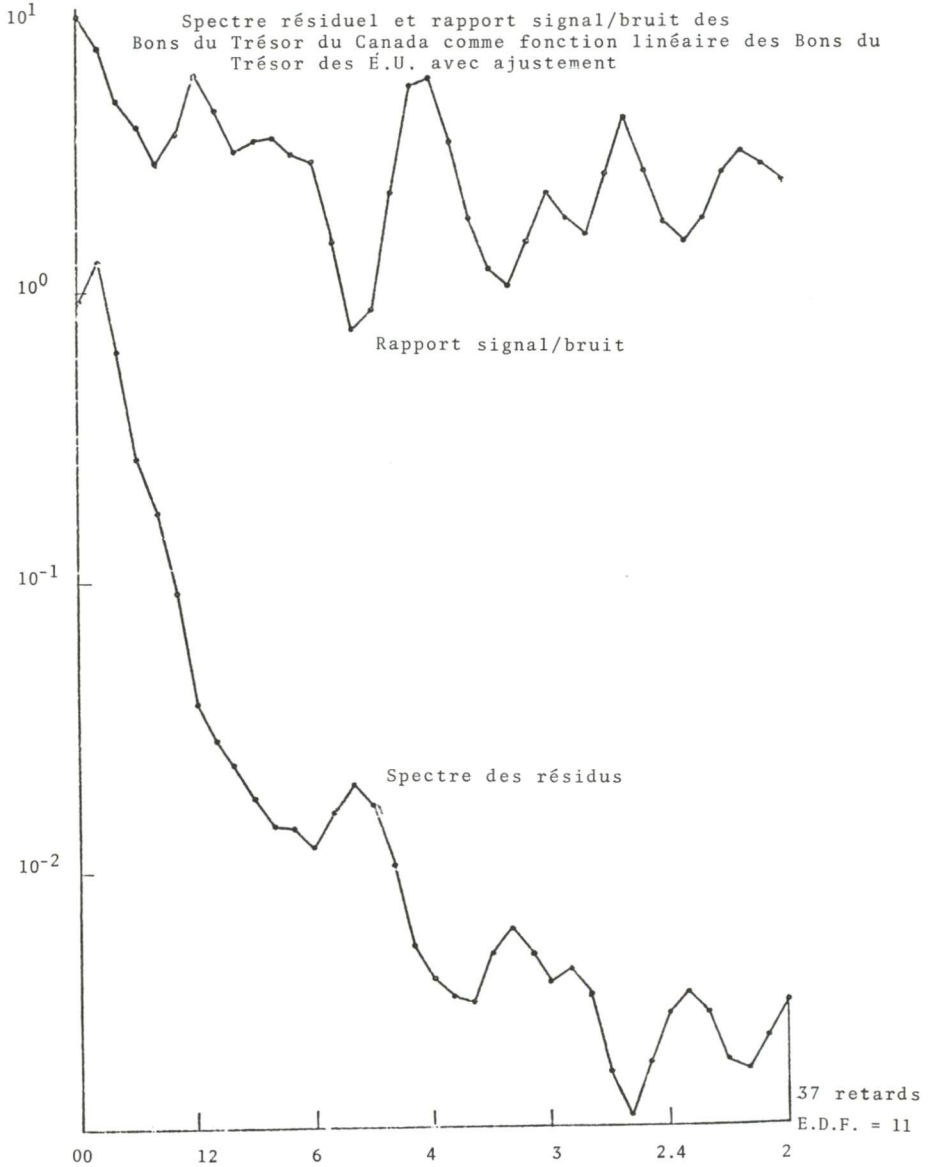
où α est une constante, β_v sont des coefficients de retards échelonnés, r et s sont des nombres entiers non spécifiés, X_{t-v} est la valeur de la variable indépendante à l'instant $t-v$, et Y_t est la valeur de la variable dépendante à l'instant t . On notera que ces modèles tiennent compte des avances échelonnées ainsi que des retards dans les cas où $s < 0$. En premier lieu, des considérations statistiques nous amènent à inclure les valeurs futures de la variable indépendante. Cette procédure peut se justifier du point de vue économique si nous formulons plusieurs hypothèses concernant la façon dont les participants décident de ce qui constitue un taux de rendement nominal raisonnable sur une obligation donnée, par comparaison à un taux de rendement nominal sur certains types d'investissements-clés alternatifs. Premièrement, les investisseurs peuvent exiger une prime de liquidité pour des obligations dont le terme est relativement long et qui peuvent être invariables relativement au niveau général des taux d'intérêt. Une telle prime serait représentée par le terme constant. Deuxièmement, les deux parties du marché basent leur jugement au sujet d'un taux de rendement nominal raisonnable sur une obligation donnée (représentée par Y) d'une part sur une extrapolation et de l'autre sur une prévision du taux de rendement pour les investissements-clés alternatifs (représentés par X). En d'autres termes, tandis que les participants du marché se rendent compte des importants facteurs de tendance à long terme qui dominent le mouvement des taux d'intérêt pour toutes les obligations, ils savent aussi que des facteurs non quantifiables quoique évaluables, influent sur le cours futur de X qui, à son tour, agit sur le cours futur de Y . Les participants au marché peuvent alors en arriver à un taux d'intérêt du marché pour une obligation donnée Y qui reflète les taux antérieurs ainsi que les taux prévus de X . Dans cette analyse, nous utilisons

les taux futurs réels à la place des taux prévus. De plus, nous présumons aussi que le taux d'intérêt auquel les participants arrivent sur le marché est la somme pondérée des valeurs passées et futures de X .

Les statistiques récapitulatives de la section antérieure indiquent qu'on peut choisir entre un grand nombre de relations importantes qui existent entre les séries de taux d'intérêt à l'intérieur d'un pays et entre les pays. Nous n'étudions ici qu'un simple sous-ensemble de ces modèles. L'un des groupes de modèles que nous analysons tient compte du fait que les mouvements importants de la structure périodique des taux d'intérêt sont produits par les mouvements des taux d'intérêt des obligations les plus liquides. Donc, nous estimons les modèles considérant le taux des bons du Trésor national comme la variable indépendante X , et les taux nationaux d'autres obligations du gouvernement ou d'obligations de qualité supérieure comme les variables dépendantes Y . L'autre groupe de modèles tient compte du fait que les taux d'intérêt canadiens s'ajustent à ceux des États-Unis. Nous pouvons considérer ce groupe de deux manières. Nous pouvons supposer qu'à la fin, les taux s'ajustent aux taux ajustés des bons du Trésor des États-Unis, ou nous pouvons supposer qu'ils s'ajustent aux taux des obligations dont les caractéristiques sont comparables. La première supposition est une combinaison de la proposition sous-jacente au premier groupe de modèles et des liens censés exister entre les pays. Les données pourraient appuyer l'une ou l'autre des prémisses, mais nous donnons ici les résultats des modèles utilisant les taux ajustés sur les obligations qui possèdent les mêmes caractéristiques parce qu'ils reposent sur des hypothèses de comportement à la fois plus directes et plus simples.

Nous utilisons encore une fois la technique de régression généralisée suggérée par Hannan (18, 20), qui accorde beaucoup d'importance au spectre résiduel de l'échantillon et aux rapports du signal au bruit. Un exemple typique de chacune de ces fonctions pour les modèles que nous étudions actuellement se trouve au graphique 13. Les modèles du domaine-temps avec des résidus indépendants et distribués de façon identique ou avec des résidus qui suivent un plan autorégressif de premier ordre, correspondent respectivement aux spectres résiduels plats ou monotones. Les spectres résiduels estimés pour les modèles que nous étudions n'étaient ni plats ni monotones, ce qui signifie que les résidus ne suivent pas

GRAPHIQUE 13



un modèle simple. Comme dans la section 2, l'estimation des paramètres au moyen des techniques normales serait inefficace.

Les résultats de notre analyse par les moindres carrés généralisés sont inscrits au tableau X. Les coefficients estimés b_v , ainsi que leurs statistiques du test données entre parenthèses, sont indiqués dans les colonnes désignées. La statistique du test est celle de l'hypothèse nulle indiquant que le coefficient spécifique de régression est inférieur ou égal à zéro, et cette statistique devrait être comparée à la distribution normale. La constante de la régression, a_v , est aussi indiquée. Le critère mentionné à l'annexe C est inclus pour chaque régression²². Le pourcentage de variance expliqué est le rapport qui existe entre ce dernier et la variance totale de la variable dépendante. Il peut être utilisé comme mesure approximative de la capacité de la variable indépendante d'indiquer la variation dans les variables dépendantes. Les dernières rangées du tableau sont la somme des coefficients de régression et un test de l'hypothèse selon laquelle la somme des coefficients est l'unité. La distribution asymptotique de cette statistique est aussi la distribution normale selon l'hypothèse nulle, et par conséquent, la région critique au niveau de cinq pour cent est la région ($X:x > 1.96$ ou $x < -1.96$).

Il convient de faire certaines remarques générales au sujet de ces résultats. Premièrement, les coefficients de régression estimés répondent à notre prévision a priori dans la mesure où ils sont généralement positifs et inférieurs à un. Le coefficient le plus important et le plus significatif est celui qui est associé à la valeur contemporaine de la variable indépendante. De même, la valeur du coefficient contemporain de régression baisse au fur et à mesure que l'échéance des séries de taux d'intérêt dépendantes augmente. L'ajustement des équations est assez bon et les valeurs du critère indiquent que nous pouvons accepter l'hypothèse que les variables résiduelles et exogènes sont indépendantes au niveau de 10 pour cent dans tous les cas sauf un.

22

Le critère est la statistique récapitulative permettant de déterminer si la cohérence entre la variable exogène et le processus résiduel est zéro. Le modèle estimé qui est inscrit est celui qui a minimisé ce critère de la classe des modèles parcimonieux. Le mot "parcimonieux" est utilisé pour indiquer que nous avons fait un triage préliminaire des modèles. Le

Les équations concernant un seul pays possèdent un grand nombre des propriétés que nous leur attribuons a priori. La constante estimée augmente généralement au fur et à mesure que l'échéance augmente. Puisque nous utilisons la série de taux d'intérêt des bons du Trésor comme variable indépendante, nous nous attendons à ce que la force de l'association dans le domaine-temps, mesurée par le pourcentage de variance expliqué, diminue au fur et à mesure que l'échéance des obligations augmente. Cette prévision est réalisée à une exception près. On peut également présumer que les coefficients pour les valeurs de la variable exogène ont un total égal à l'unité. Nous acceptons cette supposition au niveau de cinq pour cent dans un seul des sept cas. Nous rejetons cette hypothèse pour toutes les équations canadiennes.

Trois des quatre équations qui permettent la comparaison entre les pays fournissent l'appui nécessaire à l'équilibre complet supposé entre les taux canadiens et les taux ajustés américains. On peut soutenir que la constante reflète la façon dont nous avons ajusté les séries des É.-U. pour contrebalancer les risques de l'investissement dans les valeurs canadiennes. Cet argument corrobore l'idée que les séries ajustées des États-Unis doivent avoir une moyenne assez proche de celle des séries canadiennes identiques. Si l'équilibre des taux d'intérêt internationaux était complet, la valeur réelle de la constante estimée serait presque nulle. Les estimations de la constante sont loin d'être nulles dans trois des cas.

Bien que le pourcentage de la variance expliquée soit en général quelque peu inférieur à celui qu'on a obtenu pour les équations à retards échelonnés pour un même pays, nous déduisons de nos analyses dans le domaine-temps et le domaine-fréquence que le mouvement des taux d'intérêt canadiens peut être expliqué de façon adéquate par le mouvement de taux des obligations semblables des États-Unis.

22 (suite).

critère approximatif utilisé pour ce triage a été que le modèle ait une importante proportion de ces coefficients (négatifs ou positifs) différents de zéro de façon significative. Chaque modèle estimé aurait pu faire l'objet d'un essai, mais les frais d'ordinateur auraient été démesurément élevés et nous ne serions malgré tout pas certains que le minimum global du critère ait été trouvé.

TABLEAU X

Y _t	BONS DU T. CAN. BONS DU T. E.-U. Ajustés	3-5 CAN. 3-5 E.-U. Ajustés	+10 CAN. +10 E.-U. Ajustés	McLeod, Young, Weir Obligations des Sociétés E.-U. Ajustés
X _{t-v}				
b _{t-3}	0.085 (2.015)		0.058 (2.445)	0.041 (2.376)
b _{t-2}	0.075 (1.779)		0.06 (2.45)	0.112 (5.906)
b _{t-1}	0.196 (4.652)	0.154 (4.482)	0.089 (3.583)	0.127 (6.626)
b _t	0.267 (6.374)	0.268 (7.784)	0.18 (6.857)	0.148 (7.439)
b _{t-1}	0.190 (4.537)	0.154 (4.482)	0.098 (3.7)	0.136 (6.827)
b _{t-2}	0.081 (1.924)		0.079 (2.923)	0.126 (6.304)
b _{t-3}	0.088 (2.085)		0.083 (3.023)	0.057 (2.982)
b _{t-4}	-0.016 (-0.389)		0.069 (2.552)	0.049 (2.572)

b _{t-5}	0.05 (1.197)	0.061 (2.309)	0.043 (2.415)
b _{t-6}		0.033 (1.257)	
b _{t-7}		0.025 (1.002)	
b _{t-8}		0.027 (1.092)	
b _{t-9}		0.03 (1.269)	
a (const.)	-0.238	2.058	1.415
Critère	1.621	0.449	0.675
Pourcentage de var. expliqué	0.834	0.61	0.746
Somme du coef. de rég.	1.016	0.867	0.839
Test d'ajustement total	0.16	-0.74	-1.63

TABLEAU X (suite)

Y _t	1-3 CAN.	3-5 CAN.	±10 CAN.	McLeod, Young, Weir
	BONS DU T. CAN.	BONS DU T. CAN.	BONS DU T. CAN.	BONS DU T. CAN.
\bar{X}_{t-v}				
b_{t-3}				0.035 (1.887)
b_{t-2}			0.03 (1.344)	0.035 (1.905)
b_{t-1}	0.078 (2.467)	0.111 (3.61)	0.08 (3.516)	0.098 (5.199)
b_t	0.649 (18.61)	0.489 (15.111)	0.208 (9.168)	0.192 (10.12)
b_{t-1}	0.069 (1.978)	0.111 (3.61)	0.082 (3.615)	0.105 (5.573)
b_{t-2}	0.039 (1.188)		0.028 (1.231)	0.039 (2.066)
b_{t-3}			0.056 (2.487)	0.042 (2.188)
b_{t-4}				0.044 (2.312)

b_{t-5}				0.029 (1.544)
b_{t-6}				0.028 (1.487)
b_{t-7}				0.033 (1.735)
b_{t-8}				0.042 (2.224)
b_{t-9}				0.017 (0.912)
\bar{a}				
(const.)	1.271	2.047	3.181	3.015
Critère	-0.398	0.107	1.263	1.339
Pourcentage de var. expliqué	0.947	0.927	0.773	0.895
Somme du coef. de rég.	0.835	0.711	0.484	0.74
Test d'ajustement total	-5.00	-3.82	-9.4	-3.08

TABLEAU X (suite)

Y_t	9-12 mois É.-U.	3-5 É.-U.	+10 É.-U.
X_{t-v}	BONS DU T. É.-U.	BONS DU T. É.-U.	BONS DU T. É.-U.
b_{t-3}			
b_{t-2}			0.073 (2.619)
b_{t-1}	0.127 (3.723)	0.176 (4.829)	0.104 (3.738)
b_t	0.812 (21.928)	0.468 (12.042)	0.256 (9.084)
b_{t-1}	0.127 (3.723)	0.132 (3.31)	0.104 (3.738)
b_{t-2}		0.063 (1.581)	0.073 (2.619)
b_{t-3}		0.05 (1.245)	
b_{t-4}		0.021 (0.538)	

b_{t-5}	-0.005 (-0.145)	
b_{t-6}		
b_{t-7}		
b_{t-8}		
b_{t-9}		
a (const.)	0.095	0.94
Critère	1.057	1.663
		0.572
Pourcentage de var. expliqué	0.979	0.949
Somme du coef. de rég.	1.066	0.905
		0.61
Test d'ajustement total	1.94	-2.02
		-8.66

CONCLUSION

Nous devons d'abord souligner les limites de cette analyse, en particulier celles des premières sections. La relation entre le taux d'inflation prévu et les taux d'intérêt nominaux est le point le plus important des premières sections de cette étude. Nous avons dû nous contenter de tester les variantes des formulations les plus rudimentaires de cette hypothèse en dérivant les prévisions des prix de combinaisons linéaires des taux actuels d'inflation et en faisant d'autres hypothèses sans véritable attrait concernant les déterminants du taux d'intérêt réel. L'emploi de données mensuelles peut être considéré comme une autre limite; cependant, cela n'est pas nécessairement un désavantage lorsqu'il s'agit d'une chose aussi impalpable que des prévisions ou aussi apte à s'ajuster rapidement que les marchés de capitaux. En fait, des données annuelles ou trimestrielles seraient probablement trop uniformes pour pouvoir rendre compte des effets que nous avons étudiés²³. De plus, les données mensuelles ne cachent pas nécessairement les relations de façon irrémédiable.

À l'intérieur de ces limites, nous pouvons tirer plusieurs conclusions. Premièrement, en utilisant les taux de change mensuels de l'IPC comme mesure de l'inflation, nous ne trouvons pas de preuve des effets linéaires de l'inflation réelle sur les taux d'intérêt nominaux que ce soit dans des contextes à deux ou à plusieurs variables. Deuxièmement, nous ne trouvons pas de relation lorsque les taux trimestriels sont pris comme mesure de l'inflation. Finalement, nous découvrons que l'IPCA et les séries de taux d'intérêt nominaux n'ont aucune relation significative. Les résultats concernant l'IPCA ont été les seuls sur lesquels on aurait pu discuter d'une relation hypothétique. Cependant, toutes les preuves que nous avons trouvées dans les coefficients de régression à deux variables doivent être écartées. Au fur et à mesure que nous abordons des mesures d'inflation plus lissées, les transformations du spectre de ces mesures sont telles que les relations virtuellement inchangées peuvent produire des coefficients de

²³ Comme Mundlak (25) le fait remarquer, la période d'ajustement est particulièrement importante dans une estimation avec retards échelonnés et "si l'ajustement est presque total dans une période inférieure à une année, l'analyse annuelle ne doit pas être dynamique". Les longs retards à répondre, suggérés par les recherches précédentes, viennent, d'une part,

régression significatifs. Parce qu'ils s'appuient sur des associations qui sont sérieusement érodées par l'inclusion d'autres variables applicables, nous concluons que les résultats utilisant l'IPCA ont été le produit d'une erreur de spécification dans le modèle à deux variables. En effet, le rapport entre notre analyse de l'hypothèse de Fisher et le paradoxe de Gibson ne tient que dans cette observation: tandis que les mesures plus lissées d'une variable peuvent permettre au chercheur de créer une relation significative dans le domaine-temps, de telles relations s'appuient sur des associations à basse fréquence dont la source n'est souvent identifiable que par déduction.

Si les déductions du lecteur sont telles qu'il trouve dans cette analyse une preuve à l'appui de l'hypothèse naïve de Fisher, il devrait quand même en tirer une conclusion accessoire: les retards de la réponse à l'inflation dans les marchés financiers sont considérablement plus courts qu'on ne le suppose normalement. Les résultats d'une régression à deux variables indiquent rarement des coefficients significatifs pour les taux annuels de changement de l'IPC avec un retard supérieur à neuf mois.

On peut aussi en tirer une conclusion ayant une application plus fondamentale. Nous pourrions considérer cette analyse comme un test conditionnel de l'hypothèse que l'inflation prévue est calculée au moyen de combinaisons linéaires de l'inflation réelle. Il est conditionnel parce que nous devons présumer que la manière dont Fisher formule les déterminants des taux d'intérêt nominaux représentés dans l'équation (1) est juste et que les autres variables exogènes que nous avons incluses dans l'analyse expliquent de façon satisfaisante le taux d'intérêt réel. Nous pourrions alors en déduire que les combinaisons linéaires de l'inflation réelle ne représentent pas adéquatement l'inflation prévue. Ceux qui sont disposés à en tirer une conclusion accessoire pourront en déduire que les prévisions s'adaptent rapidement aux changements dans l'inflation réelle, si rapidement en fait, que les données annuelles et trimestrielles ne sauraient raisonnablement refléter le processus d'ajustement.

23 (suite)

d'une mauvaise spécification de la période d'ajustement et d'une mauvaise agrégation sur une certaine période de temps. Voir aussi Zellner et Montmarquette (33).

Dans tous les cas, les résultats que nous avons obtenus sont visiblement en désaccord avec les résultats de la plupart des autres études. Des modèles qui font plus que ressembler à nos modèles rudimentaires de Fisher ont été utilisés pour analyser l'impact de l'inflation sur le taux d'intérêt réel ou pour élaborer des séries de taux d'inflation prévus qui seront incorporées à d'autres parties de modèles économétriques importants. En conclusion de cette étude, nous affirmons que ces modèles sont insuffisants.

Les résultats de notre analyse relative à l'intérieur du pays sont généralement semblables à ceux qui ont été obtenus dans d'autres études²⁴. D'abord, les résultats de l'analyse dans le domaine-fréquence suggèrent qu'il existe une association extrêmement importante entre les taux sur les obligations ayant différentes échéances. Nous en concluons que la structure périodique habituelle des taux d'intérêt est applicable. Notre analyse dans le domaine-temps prouve l'existence de l'association importante indiquée par les résultats du domaine-fréquence. En général, nous avons observé que l'ajustement de taux à long terme aux mouvements du taux national des bons du Trésor n'était pas total. La seule relation intérieure qui indiquait un ajustement total a été celle existant entre les séries d'obligations de 9 à 12 mois des États-Unis et les bons du Trésor des États-Unis. Ces séries sont celles qui sont le plus près l'une de l'autre en termes d'échéance. L'absence d'ajustement total, en particulier sur des périodes pendant lesquelles la tendance dans les taux d'intérêt est généralement à la hausse, a été remarquée par d'autres analystes (22). D'autre part, nos résultats sont en désaccord avec de nombreuses autres études parce que nous avons trouvé des retards bien moins importants dans l'ajustement ($1 - r - s$ mois) que ceux qu'on obtient habituellement. Par exemple, un modèle avait un retard échelonné couvrant 13 mois tandis que les autres couvraient sept mois ou moins.

²⁴ D'autres chercheurs ont récemment utilisé les mêmes techniques pour analyser la structure périodique des taux d'intérêt. Cargill et Meyer (3) utilisent l'estimateur de Hannan et obtiennent des résultats semblables bien qu'ils traitent les données différemment et travaillent sur des séries temporelles légèrement différentes. Ces auteurs spécifient la structure des retards a priori plutôt que d'employer un critère de sélection du modèle à retards échelonnés. Sargent (28) utilise la version inefficace de l'estimateur de Hannan, en présumant que le rapport du signal au bruit est constant.

L'association entre les divers pays à la fois dans les domaines temps et fréquence s'est avérée assez importante. Ainsi, les résultats de notre analyse entre les différents pays prouvent qu'en général les taux d'intérêt canadiens sont déterminés par les taux ajustés des mêmes genres d'obligations des États-Unis. L'égalisation a été jugée totale dans trois cas, et dans aucun cas la période d'ajustement n'a couvert plus de 13 mois.

De l'avis des autorités monétaires canadiennes, cette analyse possède deux implications. Premièrement, parce que les taux d'intérêt canadiens se tiennent assez près des taux comparables des États-Unis, la possibilité ou la volonté pour les autorités monétaires de provoquer des mouvements indépendants dans les taux canadiens pour mettre en vigueur une politique économique nationale est sérieusement mise en doute. Dans l'analyse en cours nous sommes incapables de déterminer si les autorités monétaires canadiennes ont volontairement suivi les mouvements des taux d'intérêt des États-Unis pour éviter un flux de capitaux incontrôlés ou si les forces du marché ont provoqué l'étroite association entre les séries, indépendamment des agissements des autorités monétaires canadiennes. Nous préférons cette dernière explication bien qu'il y ait sans doute un élément de vérité dans les deux hypothèses. Si la convergence des séries de taux d'intérêt est surtout le produit des forces du marché, tout effort des autorités canadiennes pour changer ces taux d'intérêt de façon indépendante est entravé par le fait que la période permettant l'égalisation totale entre les pays est courte et que les coefficients de régression estimés autour de la valeur contemporaine du taux des mêmes obligations aux États-Unis, sont relativement importants. Quelle que soit la cause de l'association, les économistes ne devraient pas se fier aux taux d'intérêt canadiens comme indicateurs de l'abondance ou de la rareté de l'argent. Deuxièmement, nous nous sommes rendu compte qu'aucune relation linéaire n'existait entre les taux d'inflation et les taux d'intérêt. Il s'ensuit qu'une confiance aveugle en de simples modèles linéaires destinés à l'ajustement des taux d'intérêt pour déterminer les taux d'intérêt réels n'est pas justifiée.

ANNEXE A

LES DONNÉES

Nous avons employé des données de nombreuses provenances. Le tableau A.1 contient les renseignements les plus importants concernant les différentes origines et constructions des variables.

Le test de ces séries temporelles pour la normalité implique des problèmes complexes. Tout d'abord, nous devons nous demander s'il faut tester les données brutes ou les données aménagées. L'aménagement rapproche une série de la normalité et nous permet de rejeter la conformité de certaines données brutes à la normalité par inspection (valeurs moyennes non constantes). En outre, nous ne pouvons établir la normalité hypothétique d'une distribution à variables multiples des séries temporelles en admettant la normalité marginale des séries individuelles. En somme, nous essayons d'évaluer la validité d'une proposition invérifiable. Nous donnons dans le tableau A.2 les résultats du test de khi - carré de Mann-Wald de la normalité marginale de chaque série temporelle aménagée. Ils servent de guide et dans certains cas d'avertissement comme quoi les tests des hypothèses qui impliquent des séries avec des résultats élevés pour le test de khi - carré devraient être considérés avec circonspection.

Il est possible de choisir pour chaque série un filtre linéaire qui produirait une série temporelle aménagée compatible avec l'hypothèse de normalité marginale. Toutefois, les nombreuses fonctions de cohérence présentent un intérêt primordial. Ces fonctions sont, à la limite, invariables en ce qui concerne les transformations linéaires des données brutes (voir annexe B). La raison principale pour laquelle on aménage les séries temporelles est le désir de réduire le nombre de retards nécessaires pour obtenir une résolution raisonnable des spectres estimés. Habituellement un pourcentage assez élevé de la variance des séries temporelles économiques se situe dans les basses fréquences. Puisque toutes les fenêtres spectrales ont une certaine "fuite" (largeurs de bandes différentes de zéro), les valeurs du spectre à des fréquences voisines influent sur les estimations pour n'importe quelle fréquence donnée. Il est par conséquent intéressant

de réduire l'ampleur des variations de la masse spectrale située dans une fréquence adjacente. Cette opération est généralement exécutée pour les séries temporelles économiques en choisissant un filtre qui réduit les composantes du spectre dans les basses fréquences et augmente les composantes dans les fréquences plus élevées. Le filtre que nous avons choisi était $(1 - 0.70L)^3$, dans lequel L représente l'opérateur des retards, $LX_t = X_{t-1}$. (Le problème que pose l'emploi de plusieurs filtres est que la phase de remaniement est compliquée et que par ailleurs l'établissement d'un programme suffisamment flexible pour permettre un traitement approprié des séries dans toutes les hypothèses est laborieuse). Pour illustrer le résultat du filtrage, une partie des séries aménagées et des séries brutes du taux d'intérêt des bons du Trésor des États-Unis est indiquée dans le tableau A.1. Dans les taux bruts on remarque une tendance tandis que le taux des séries aménagées évolue de façon aléatoire autour de sa moyenne.

Le tableau A.3 contient les résultats d'un test de stationnarité des séries temporelles individuelles employées dans cette étude. Le test est exécuté en divisant chaque série temporelle en deux périodes de durée égale et en estimant la fonction de densité spectrale pour chaque sous-période (représentée par $g_{xx}'(\lambda)$ et $g_{xx}''(\lambda)$). Nous sélectionnons ensuite $L - 1$ estimations plus ou moins indépendantes pour chaque fonction de densité spectrale. Après avoir stabilisé la variance de nos estimations en prenant les logarithmes naturels de ces estimations, nous obtenons la statistique

$$D = (L + 1)^{-1} \sum_{i=0}^L [\ln g_{xx}'(\lambda) - \ln g_{xx}''(\lambda_i)] / \sqrt{.2454\delta_i},$$

$$\text{où } \delta_i = \begin{cases} 2, & i = 1, L \\ 1, & \text{autrement} \end{cases}$$

$$\text{et } \lambda_i = (i - 1) \pi / L.$$

Nous ferons le test de l'hypothèse selon laquelle la série X_t est stationnaire en comparant la valeur de D introduite dans le tableau A.3 à la distribution normale. Il faut remarquer que le test ne porte que sur la stationnarité de la série individuelle et non pas sur la stationnarité conjointe des séries.

TABLEAU A.1: SOURCES DES DONNÉES ET CONSTRUCTION DES VARIABLES (TOUTES LES DONNÉES UTILISÉES SONT DES DONNÉES BRUTES NON AJUSTÉES EN FONCTION DES VARIATIONS SAISONNIÈRES)

GENRE	SOURCE	Calendrier du rassemblement des données	Mode d'établissement
Bons du Trésor canadiens	Banque du Canada, Service de la recherche	Soumission le jeudi suivant le dernier mercredi du mois	-----
Obligations du Canada à 1-3 ans, à 3-5 ans, à 5-10 ans et à 10 ans ou plus	Banque du Canada, Service de la recherche	Moyenne de fin de mois antérieure à 1959; après cette date, moyenne tous les mercredis	-----
Taux McLeod, Young, Weir	McLeod, Young, Weir and Company Ltd.	Moyenne de dix industries à la fin du mois	-----
Niveau de l'indice canadien des prix à la consommation (IPC)	BFS 62-002. Prix et indices des prix	Indice des prix, 1961=100 (tous les articles), mensuel	-----
IPC canadien mensuel	Idem	Idem	$100 \times [(CPI_t / CPI_{t-1})^{12} - 1]$
IPC canadien trimestriel	Idem	Idem	$100 \times [(CPI_t / CPI_{t-3})^4 - 1]$
IPC canadien annuel	Idem	Idem	$100 \times [(CPI_t / CPI_{t-12}) - 1]$

TABLEAU A.1 (suite)

GENRE	SOURCE	Calendrier du rassemblement des données	Mode d'établissement
M ₂ canadien	Statistiques de la Banque du Canada	Moyenne des mercredis pour le mois	Monnaie en circulation plus les dépôts à vue (moins le flottement du dollar canadien) plus les dépôts d'épargne personnelle auprès des banques
Population du Canada (Total)	BFS 91-201, estimation de la population du Canada par province	Trimestriel	Interpolation linéaire pour obtenir une estimation mensuelle
Produit national brut canadien (PNB)	BFS 13-531, comptabilité nationale	Trimestriel	-----
Revenu global de la main-d'oeuvre au Canada	BFS 72-005, estimation du revenu de la main-d'oeuvre (mensuel et trimestriel)	Mensuel et trimestriel	-----
PNB canadien par personne en termes réels (RPCG)	Calculé	-----	RPCG = 100/IPC x $\frac{\text{PNB (trimestriel)} \times \text{Revenu trimestriel de la main-d'oeuvre}}{\text{Revenu de la main-d'oeuvre (mensuel)}}$ $\frac{\text{Population (mensuel)}}{100 \text{ M}_2 \text{ (mensuel)}}$ $\frac{\text{IPC Population (mensuel)}}{\text{IPC Population (mensuel)}}$
M ₂ canadien par personne en termes réels (RPCM)	Calculé	-----	

GENRE	SOURCE	Calendrier du rassemblement des données	Mode d'établissement
Obligations du Trésor des É.-U. à 9-12 mois et à 3-5 ans	Bulletin de la Banque de réserve fédérale	Moyenne quotidienne des prix de clôture	-----
Obligations américaines à 10 ans ou plus	Idem	Moyenne quotidienne pour les obligations venant à échéance ou amortissables en 10 ans ou plus	-----
Moody's	Idem	Les obligations d'épargne et de l'administration municipale cotées Aaa sur les chiffres du jeudi	-----
Obligations des sociétés	Idem	Séries des obligations indus- trielles, moyenne des chiffres quotidiens	-----
Niveau de l'indice américain des prix à la consommation (IPC)	Supplément biennal à la revue <u>Survey</u> <u>Current Business</u>	1957-1959 = 100 (Tous les articles)	-----
IPC des É.-U. mensuel	Idem	Idem	$100 \times [(CPI_t / CPI_{t-1})^{12} - 1]$
IPC des É.-U. trimestriel	Idem	Idem	$100 \times [(CPI_t / CPI_{t-3})^4 - 1]$
IPC des É.-U. annuel	Idem	Idem	$100 \times [(CPI_t / CPI_{t-12}) - 1]$
M ₂ des É.-U.	Bulletin de la Banque de réserve fédérale	Moyenne des chiffres quotidiens	Monnaie en circulation, plus les dépôts à vue plus les dépôts d'épargne dans les banques.

TABLEAU A.I (suite)

GENRE	SOURCE	Calendrier de rassemblement des données	Mode d'établissement
Produit national brut américain	Comptabilité du revenu national et du produit national des É.-U., 1929-1965, 1966-1970 publiés dans l'édition de juillet de <u>Survey of Current Business</u>	Trimestriel	-----
Population des É.-U.	Ministère du commerce des É.-U.: estimations et prévisions démogra- phiques	Population fixe, estimations mensuelles disponibles	-----
Production indus- trielle des É.-U.	<u>Survey of Current Business</u>	Indice global (y compris les services), 1957-1959=100 (mensuel)	Les chiffres trimestriels représentent le total des chiffres mensuels corres- pondants
PNB américain par personne en termes réels (RPCG)	Calculé	-----	$RPCG \text{ É.-U.} = 100/IPC \times$ Production industrielle (mensuelle) \times <u>Production industrielle</u> (trimestrielle)
M_2 américain par personne en termes réels	Calculé	-----	$\frac{PNB \text{ (trimestrielle)}}{Population \text{ (mensuelle)}}$ $\frac{100 \times M_2 \text{ (mensuelle)}}{IPC \text{ Population (mensuelle)}}$

TABLEAU A.2
TEST DE KHI - CARRÉ DE MANN-WALD SUR LA NORMALITÉ
DES DONNÉES AMÉNAGÉES

NIVEAU DU TEST (ERREUR DE TYPE I)	CANADIEN		AMÉRICAIN	
	0.1	0.01	0.1	0.01
Bons du Trésor	63.09	55.16	42.47	36.84
Obligations à 9-12 mois	—	—	41.17	30.47
Obligations à 1-3 ans	51.31	32.76	—	—
Obligations à 3-5 ans	31.02	34.29	47.71	34.8
Obligations à 5-10 ans	67.35	60.0	—	—
Obligations à 10 ans et plus	75.86	53.89	57.20	58.22
Moody's	—	—	36.91	42.18
McLeod, Young, Weir	39.86	30.22	—	—
Obligations des sociétés	—	—	299.7	275.6

TABLEAU A.2 (suite)
TEST DE KHI - CARRÉ DE MANN-WALD SUR LA NORMALITÉ
DES DONNÉES AMÉNAGÉES

NIVEAU DU TEST (ERREUR DE TYPE I)	CANADIEN		AMÉRICAIN	
	0.1	0.01	0.1	0.01
IPC mensuel	25.78	21.56	23.82	17.75
IPC trimestriel	45.42	32.51	40.18	15.96
IPC annuel	43.13	37.6	34.95	26.4
Niveau IPC	32.00	31.75	32.00	24.11
RPCG	59.49	51.09	65.71	52.11
RPCM	27.09	16.98	36.91	24.11
ΔRPCG	130.19	125.67	52.62	47.27
ΔRPCM	42.47	28.436	42.80	27.42

Les régions de rejet pour les résultats du test sont $S > 44.32$ au niveau de 10 pour cent, et $S > 48.3$ au niveau de un pour cent.

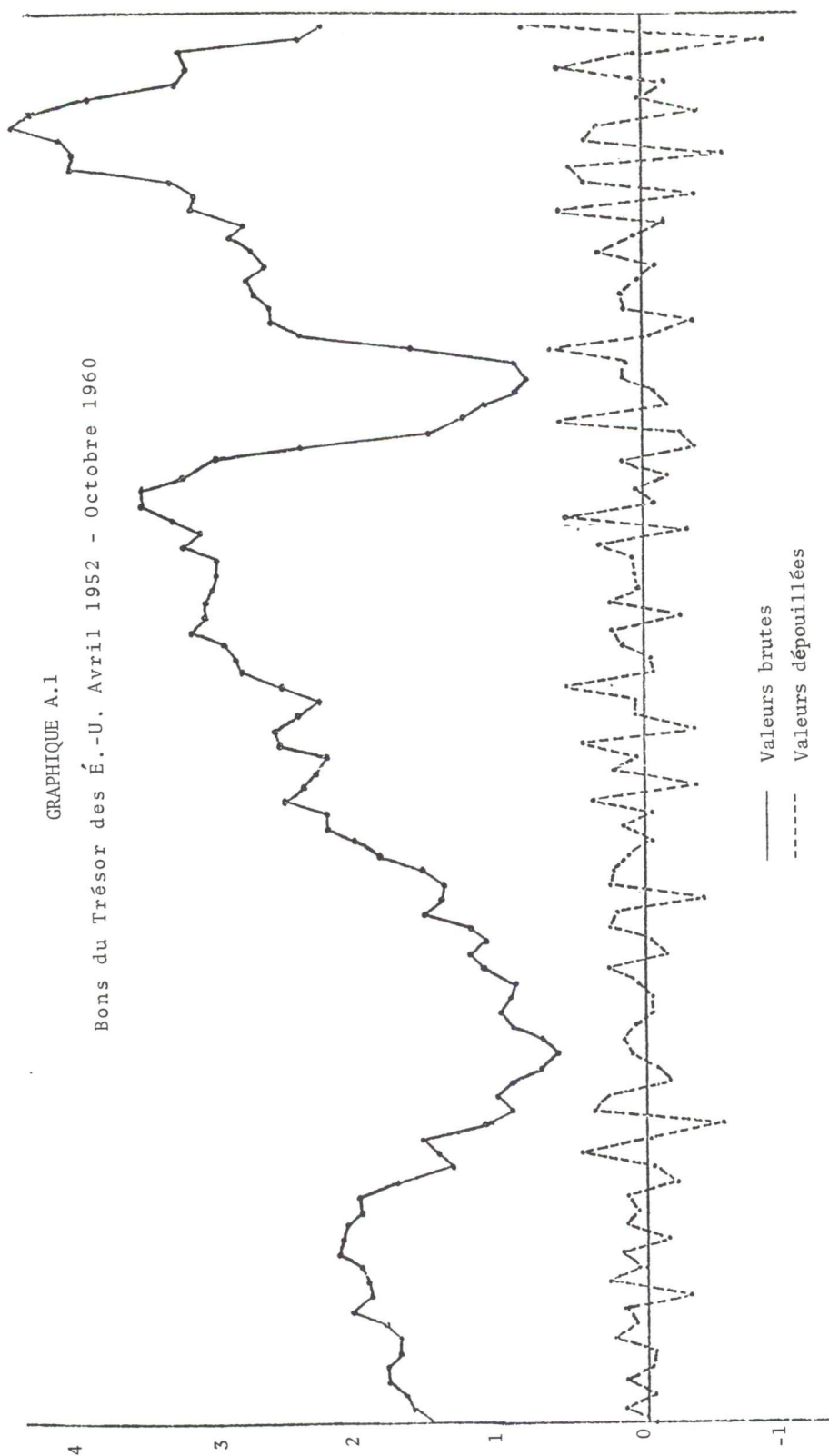
TABLEAU A.3
TEST DES HYPOTHÈSES DE STATIONNARITÉ

GENRE DE SÉRIES TEMPORELLES	CANADA	ÉTATS-UNIS
Bons du Trésor	-0.525	-0.478
Obligations à 9-12 mois	_____	-0.456
Obligations à 1-3 ans	-0.295	_____
Obligations à 3-5 ans	-0.181	-0.157
Obligations à 5-10 ans	-0.775	_____
Obligations à 10 ans ou plus	0.303	-0.166
McLeod, Young, Weir	-0.393	_____
Obligations des sociétés	_____	1.207
Moody's	_____	-0.217
RPCG	-0.318	-0.170
RPCM	-0.758	0.163
IPC mensuel	-0.016	-0.616
IPC trimestriel	0.200	-0.173
IPC annuel	-0.214	-0.569
Niveau IPC	-0.075	0.142

La région critique pour le rejet de la stationnarité est un résultat statistique > 1.645 ou < -1.645 . Toutes les statistiques sont fondées sur des estimations utilisant 100 observations et 25 retards.

GRAPHIQUE A.1

Bons du Trésor des É.-U. Avril 1952 - Octobre 1960



ANNEXE B

CONCEPTS D'ANALYSE SPECTRALE

Cette section de l'annexe contient les définitions des quantités centrales dans une estimation spectrale à plusieurs variables et un court exposé des distributions des divers types de cohérences obtenus en supposant que la série temporelle originale suit la distribution normale à plusieurs variables. Nous ne nous occupons que des estimations de l'échantillon, en supprimant la distinction habituelle qui existe entre les valeurs d'échantillon et de population. Nous définissons l'estimation du spectre croisé comme étant:

$$g_{xy}(\lambda) = (2\pi)^{-1} \sum_{s=-m}^m K_{m,s} C_{xy,s} e^{-i\lambda s}$$

où

$$C_{xy,s} = T^{-1} \sum_{t=0}^{T-|s|} (x_t - \bar{x})(y_{t-s} - \bar{y})$$

est l'estimation du maximum de vraisemblance des covariances retardées croisées.

- λ indique la fréquence avec laquelle on fait l'estimation du spectre croisé,
- T est le nombre total des observations considérées,
- m représente le nombre de retards utilisés; il est choisi par l'analyste, et
- $K_{m,s}$ représente la bande des retards.

La "fenêtre" des retards de Parzen est utilisée tout au long de cette analyse parce qu'elle fournit des estimations spectrales positives lorsqu'elle est utilisée conjointement avec les estimations du maximum de vraisemblance des covariances retardées croisées. La fonction de cohérence à deux variables est définie comme étant:

$$R_{xy}^2(\lambda) = g_{xy}(\lambda) g_{xy}^*(\lambda) / [g_{xx}(\lambda) g_{yy}(\lambda)] \quad \lambda \in [0, \pi]$$

où l'astérisque indique l'élément conjugué de la valeur complexe du spectre croisé, et $g_{xx}(\lambda)$ est le spectre de la série temporelle X , défini par analogie à $g_{xy}(\lambda)$. Les valeurs estimées du spectre sont dérivées des moments du second ordre de l'échantillon de la série temporelle, et les associations avec les résultats mieux connus de l'analyse de régression sont valables et instructifs.

L'analyse spectrale dans une distribution à plusieurs variables dépend aussi des estimations basées sur les moments du second ordre de l'échantillon. Il est donc utile de considérer Y comme la variable endogène et X comme une matrice $1 \times p$ des variables. Donc, $g_{xx}(\lambda)$ est une matrice hermitienne $p \times p$ -- c'est-à-dire, A est hermitien lorsque $A^* = A$, les astérisques représentant l'opération de conjugaison de chaque élément de A suivie de la transposition de ces éléments. De plus, $g_{xy}(\lambda)$ est une matrice $p \times 1$ d'éléments complexes. Bien entendu, $g_{yy}(\lambda)$ demeure une vraie matrice 1×1 .

La fonction de cohérence réelle à valeurs multiples entre Y et les variables p de X est définie comme étant:

$$R_{y.1, \dots, p}^2(\lambda) = g_{xy}^*(\lambda) g_{xx}^{-1}(\lambda) g_{xy}(\lambda) / g_{yy}(\lambda), \quad \lambda \in [0, \pi].$$

Nous aurons besoin de deux facteurs additionnels, les fonctions de cohérence marginale et partielle. La fonction de cohérence partielle est la cohérence entre Y et un sous-ensemble de X , par exemple les premiers éléments q pour l'exactitude, conditionnés par les derniers $p-q$ éléments de X . En partitionnant, g_{xx} en quatre sous-matrices appropriées, nous avons la représentation:

$$g_{xx}(\lambda) = \begin{bmatrix} A_{11}(\lambda) & A_{12}(\lambda) \\ A_{21}(\lambda) & A_{22}(\lambda) \end{bmatrix}.$$

En partitionnant $\underline{g}_{xy}(\lambda)$ de la même façon nous avons

$$\underline{g}_{xy}(\lambda) = \begin{bmatrix} \underline{B}_1(\lambda) \\ \underline{B}_2(\lambda) \end{bmatrix}$$

où $\underline{A}_{11}(\lambda)$ est la matrice spectrale croisée $q \times p$ pour les q premiers éléments de \underline{X} , et où $\underline{B}_1(\lambda)$ est la matrice spectrale croisée $q \times 1$ de \underline{y} et du premier q élément de \underline{X} . Nous définirons la fonction de cohérence partielle comme étant:

$$R_{y.1, \dots, q | q+1, \dots, p}^2(\lambda) = \underline{g}_{zy}(\lambda) \underline{g}_{zz}^{-1}(\lambda) \underline{g}_{zy}^*(\lambda) / g_{yy}(\lambda)$$

$$\text{où} \quad \underline{g}_{zz}(\lambda) = \underline{A}_{11}(\lambda) - \underline{A}_{12}(\lambda) \underline{A}_{22}^{-1}(\lambda) \underline{A}_{21}(\lambda),$$

$$\text{et} \quad \underline{g}_{zy}(\lambda) = \underline{B}_1^*(\lambda) - \underline{A}_{12}(\lambda) \underline{A}_{22}^{-1}(\lambda) \underline{B}_2(\lambda).$$

La fonction de cohérence marginale est définie comme étant:

$$R_{y.1, \dots, q}^2(\lambda) = \underline{B}_1^*(\lambda) \underline{A}_{11}^{-1}(\lambda) \underline{B}_1(\lambda) / g_{yy}(\lambda).$$

La cohérence à deux variables définie précédemment dans cette section et utilisée pour analyser l'hypothèse naïve de Fisher est le type le plus simple de fonction de cohérence marginale.

En supposant que \underline{Y} et \underline{X} suivent la distribution normale à plusieurs variables, la densité de chaque point de la fonction de cohérence est:

$$C(R | n, P, \gamma^2) = \frac{\Gamma(n)}{\pi^P (P-1)! \Gamma(n-P+1)} (1-\gamma^2)^{n-P-2} (1-R)^{n-P} F(n, n, P-1; \gamma^2; R),$$

où n est le degré réel de liberté, P est le nombre réel d'enregistrements, γ^2 est la cohérence vraie, R est la valeur d'échantillon de γ , et $F(., ., .; .)$ dénote la fonction hypergéométrique. Comme il a été indiqué auparavant, n ne dépend que de la valeur de M , de la fréquence considérée, et du nombre de facteurs auxquels est conditionnée la cohérence, le cas échéant, une fois spécifiées la taille de

l'échantillon et la bande des retards utilisées pour l'estimation. La valeur de P est le nombre de variables indépendantes considérées directement, plus une, c'est-à-dire, à l'exclusion des variables auxquelles cette cohérence particulière est conditionnée.

La densité de probabilité est très simple lorsque γ^2 est zéro. Heureusement, elle correspond à l'hypothèse nulle de non relation entre Y et \tilde{X} (ou Y et un quelconque sous-ensemble de \tilde{X}). Selon l'hypothèse nulle, la densité de probabilité tombe à

$$C(R|n, P, 0) = \frac{\Gamma(n)}{\Gamma(P-1) \Gamma(n-P+1)} R^{P-2} (1-R)^{n-P}$$

Notre statistique récapitulative est basée sur l'établissement de la moyenne μ , et de la déviation normale σ de R pour $\gamma^2 = 0$. En choisissant L estimations de γ^2 plus ou moins indépendantes dans l'intervalle $(0, \pi)$, nous formulons une somme pondérée de $R(\lambda_i)$. Il découle d'un théorème limite central que la statistique d'essai

$$L^{-1/2} \sum_{i=1}^L [R(\lambda_i) - \mu_i] / \sigma_i ,$$

est distribuée de façon asymptotique $N(0,1)$. Les déviations moyenne et normale de $R(\lambda_i)$ ont des formes très simples:

$$\mu_i = \mu = \frac{\Gamma(\delta_i n) \Gamma(P-1/2)}{\Gamma(P-1) \Gamma(\delta_i n + 1/2)}$$

et

$$\sigma_i = \sqrt{\frac{\Gamma(P)}{\delta_i n \Gamma(P-1)} - (\mu_i)^2}$$

où

$$\delta_i = \begin{cases} \frac{1}{2}, & \text{if } \lambda_i = 0, \pi \\ 1, & \text{autrement} \end{cases}$$

La fonction de densité de probabilité et de répartition pour petit n et pour $P=2$ a été mentionnée dans (2), et la distribution cumulative pour petit n et P est mentionnée dans (1).

Le test non paramétrique de l'hypothèse nulle ne dépend que du premier moment μ^i , dérivé ci-dessus. Nous prenons une cohérence estimée sur deux et nous la traitons comme si elle était un essai indépendant de la distribution binomiale $B(\frac{1}{2}, L)$. En inscrivant le chiffre un pour chaque cohérence estimée supérieure à μ^i et en inscrivant 0 pour celles qui sont inférieures à μ^i , la somme des notations peut être approchée par la distribution normale $N(L/2, L/4)$ selon l'hypothèse nulle. Les valeurs indiquées dans le tableau B.1 sont des statistiques de test normalisées et devraient être comparées à la distribution normale selon l'hypothèse nulle.

L'invariance de la fonction de cohérence en ce qui concerne les transformations linéaires de la série temporelle sous-jacente individuelle est facilement établie pour un échantillon infini. Étudions le cas d'une distribution à deux variables:

$$Z_t = \sum_{u=-r}^s b_u x_{t-u},$$

où les b sont des constantes réelles finies, s et r sont des entiers finis et x_{t-u} est une série temporelle d'un processus ergodique stationnaire du point de vue de la covariance. L'autocovariance du processus Z_t est

$$C_{ZZ, \tau} = E(Z_t Z_{t+\tau}) = \sum_{u,v=-r}^s b_u b_v C_{XX, \tau+u-v}$$

Le spectre de ce procédé est

$$\begin{aligned} g_{ZZ}(\lambda) &= (2\pi)^{-1} \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} \sum_{u,v=-r}^s b_u b_v C_{XX, \tau-u+v} e^{-i\lambda\tau} \\ &= (2\pi)^{-1} \sum_{u=-r}^s b_u e^{-i\lambda u} \sum_{v=-r}^s b_v e^{i\lambda v} \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} C_{XX, \tau-u+v} e^{-i\lambda(\tau-u+v)} \\ &= |B(\lambda)|^2 g_{XX}(\lambda). \end{aligned}$$

Le terme $B(\cdot)$ est appelé fonction de réponse aux fréquences ou fonction de transfert associée à la transformation linéaire définie par les b . Remarquez que les transformations linéaires dans le domaine-temps équivalent aux transformations multiplicatives dans le domaine-fréquence. L'échange et la séparation des sommations ci-dessus restent valides à condition que les séries individuelles soient absolument convergentes. Ceci est assuré lorsque les b , les s et les r sont finis et lorsque le processus X est ergodique.

Sans y perdre du point de vue généralisation, nous allons considérer la cohérence à deux variables entre X et Z :

$$R_{ZX}^2(\lambda) = |g_{XZ}(\lambda)|^2 / [g_{XX}(\lambda) g_{ZZ}(\lambda)].$$

Mais le spectre croisé entre X et Z est

$$\begin{aligned} g_{XZ}(\lambda) &= (2\pi)^{-1} \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} C_{XZ,\tau} e^{-i\lambda\tau} \\ &= (2\pi)^{-1} \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} \sum_{u=-r}^s b_u C_{XX,\tau+u} e^{-i\lambda\tau} \\ &= (2\pi)^{-1} \sum_{u=-r}^s b_u e^{i\lambda u} \sum_{\tau=-\infty}^{\infty} C_{XX,\tau+u} e^{-i\lambda(\tau+u)} \\ &= B(\lambda) g_{XX}(\lambda). \end{aligned}$$

Donc, $R_{XZ}^2(\lambda) = B(\lambda) B^*(\lambda) g_{XX}^2(\lambda) / |B(\lambda)|^2 g_{XX}(\lambda) = 1$ pour toutes les valeurs de λ . Bien entendu, la cohérence entre une série et sa propre transformation linéaire est égale à un. Il s'ensuit immédiatement la généralisation d'autres fonctions puisque la condition selon laquelle la fonction de transfert des filtres utilisables du point de vue économique (c'est-à-dire ceux qui ne mélangent pas les séries) doit être une matrice diagonale est satisfaite. Finalement, on doit mentionner que la propriété d'invariance des fonctions de cohérence ne s'applique qu'approximativement aux échantillons finis.

Nous avons souvent utilisé l'invariance approximative des fonctions de cohérence en ce qui concerne les transformations linéaires des données qui ne mélangent pas les séries temporelles. Cette propriété joue un rôle important dans la méthode d'estimation du spectre résiduel (voir annexe C). Nous l'avons aussi

utilisée directement dans l'analyse précédente pour évaluer la validité de classes entières de modèles - toutes les variantes d'un modèle pour une variable endogène donnée et un ensemble spécifié de variables exogènes. Pour plus de renseignements, voir Fishman (9).

TABLEAU B.1: Résultats du test non paramétrique sélectionnés

	IPCM-	IPCT	IPCA	Niveau de l'IPC	Cohérence partielle avec l'IPC conditionné au RPCG et au RPCM	Cohérence multiple avec l'IPCM le RPCG et le RPCM
Bons du T. des E.-U.	-0.23	-0.23	-2.06	+0.23	-2.51	+1.15
Obligations E.-U. 9 - 12 mois	-0.23	-1.61	-2.06	+1.15	-2.51	+0.23
Obligations E.-U. 3 - 5 ans	+0.69	-0.69	-1.15	+1.61	-2.06	+0.69
Obligations E.-U. 10 ans et plus	-0.23	-0.23	-0.69	+2.06	-1.61	+0.23
Obligations des sociétés	-1.15	-2.06	-2.06	+0.23	-3.44	-0.69
Moody's	+0.69	-0.69	-0.23	+1.61	-1.15	+2.98
Bons du T. can.	-0.69	-0.69	-1.61	-0.69	-2.98	-0.69
Obligations 1-3 ans can.	-0.23	-1.15	-0.69	-0.23	-2.51	-2.51
Obligations 3-5 ans can.	-0.69	-1.61	-1.61	-0.23	-2.98	-2.98
Obligations 5-10 ans can.	+0.23	-1.15	+0.23	+0.69	-2.98	-1.15
Obligations 10 ans et plus can.	-1.15	-0.69	+0.23	+1.15	-1.61	-1.61
McLeod, Young Weir	-0.23	-0.23	-0.23	+0.69	-1.15	-2.51

La région critique pour le test de non relation est la statistique du test > 1.645.

ANNEXE C

LA MÉTHODE D'ESTIMATION DE HANNAN

Nous présentons dans cette section une brève introduction à la méthode d'estimation de Hannan pour deux séries temporelles. Bien que cette méthode puisse s'appliquer à un nombre indéfini de séries temporelles, il devient numériquement compliqué et difficile de l'appliquer sans les spécifications préalables de la structure des retards.

Discutons d'abord du modèle le plus simple, en suivant les indications et le raisonnement de l'article original de Hannan (18). Supposons que Y et X soient deux processus ergodiques stationnaires du point de vue de la covariance que nous observons en des points discrets et à égale distance dans le temps. Présignons ensuite que Y est une fonction linéaire de la valeur contemporaine de X plus un facteur d'erreur. Nous pouvons écrire:

$$y_t = Bx_t - e_t \quad (C-1) .$$

Les estimations de B par les moindres carrés ordinaires (MCO) sont

$$\left(\sum_{t=1}^T x_t x_t \right)^{-1} \sum_{t=1}^T x_t y_t .$$

Nous savons que cet estimateur, dans l'hypothèse où les e_t sont indépendants et distribués de façon identique, possède diverses propriétés intéressantes. Cependant, il arrive souvent dans un travail empirique que les e_t ne soient pas indépendants. Si le spectre du facteur résiduel existe et n'est pas constant, l'estimation par les MCO ne sera pas efficace. En multipliant par x_t et en appliquant la transformation de Fourier aux deux éléments de l'équation (C-1), nous obtenons:

$$g_{xy}(\lambda) = B g_{xx}(\lambda) + g_{xe}(\lambda), \quad \lambda \in [0, \pi] .$$

Nous spécifions que le processus résiduel doit être indépendant de la variable exogène en ajoutant la condition que $g_{xe}(\lambda) = 0$ pour toutes les valeurs de λ . Ceci revient à exiger que l'erreur soit orthogonale aux variables exogènes dans l'estimation par les MCO. La vérification de cette hypothèse au moyen de la statistique récapitulative pour la fonction de cohérence exposée dans l'annexe précédente, fournit un critère permettant de déterminer si le modèle a été spécifié correctement.

La représentation de l'équation dans le domaine-temps indique que B est une constante. Cependant, nous estimons le spectre et le spectre croisé à $M + 1$ points discrets, ce qui nous donne $M + 1$ valeurs estimées de B, $b(K)$, où

$$b(K) = \hat{g}_{xx}^{-1}(\pi K/M) \hat{g}_{xy}(\pi K/M), K = 0, \dots, M.$$

Nous devons alors nous demander comment obtenir une estimation isolée de B. Si nous présumons que les estimations du spectre sont plus ou moins indépendantes, la formule de pondération optimale approximative est

$$b = (2M)^{-1} \sum_{K=-M+1}^M \hat{g}_{ee}^{-1}(\pi K/M) \hat{g}_{xy}(\pi K/M) \times \\ \left[(2M)^{-1} \sum_{K=-M+1}^M \hat{g}_{ee}^{-1}(\pi K/M) \hat{g}_{xx}(\pi K/M) \right]^{-1}$$

La variance asymptotique de cet estimateur est la variance de l'estimateur BLU,

$$[T(2\pi)^{-1} \int_{-\pi}^{\pi} g_{xx}(\lambda) g_{ee}^{-1}(\lambda) d\lambda]^{-1}.$$

Le problème le plus important dans le traitement des résidus qui ne sont pas conformes aux hypothèses habituelles réside dans la détermination des traits saillants du comportement divergent. Il est souvent pratique de présumer que les résidus obéissent à un processus simple comme le processus Markovien de premier ordre. Cette procédure n'est pas adéquate lorsque les données et les résidus ont des composantes saisonnières ou cycliques importantes. Il existe plusieurs moyens d'obtenir des estimations de $g_{ee}(\lambda)$, mais nous avons choisi d'adopter

une méthode suggérée par Hannan (18) et Fishman (9). Ces auteurs remarquent qu'une estimation cohérente de $g_{ee}(\lambda)$, peut être obtenue directement des estimations de la fonction de cohérence à deux variables \hat{R}_{xy} , et du spectre de la variable dépendante, $\hat{g}_{yy}(\lambda)$. Nous avons adopté cette approche, en estimant le spectre résiduel par $\{(1-\hat{R}_{yx}^2(\lambda))\hat{g}_{yy}(\lambda)\}$.

Considérons maintenant l'ensemble du modèle linéaire à avances et retards échelonnés,

$$Y_t = \sum_{i=-r}^s B_i X_{t-i} + e_t.$$

Si nous connaissions s et r , nous pourrions théoriquement obtenir une estimation de la matrice des variances-covariances des résidus en utilisant tout d'abord les estimateurs des MCO de e_t , et en dérivant de ces estimateurs une estimation de la matrice des variances-covariances des résidus. Cependant, nous devons envisager le problème suivant, à savoir que les éléments de coin de cette estimation ne sont basés que sur un seul produit, $\hat{e}_1 \hat{e}_T$. En effet, le fait d'ajouter plus d'observations ne corrige pas le problème, car la taille de la matrice des variances-covariances augmente avec le nombre d'observations. Il est évident que le problème fondamental est que nous ne connaissons pas r et s . Il s'ensuit qu'en plus d'avoir des difficultés avec les éléments extrêmes de Σ , nous ne pouvons obtenir d'estimations cohérentes de ses éléments. Cependant, nous avons la relation:

$$\int_{\tau=-\infty}^{\infty} C_{ee,\tau} e^{-i\lambda\tau} d\tau = g_{ee}(\lambda)$$

et l'estimation cohérente de $g_{ee}(\lambda)$. En utilisant la transformation inverse de Fourier nous pouvons obtenir:

$$\int_{\lambda=-\pi}^{\pi} g_{ee}(\lambda) e^{i\lambda\tau} d\lambda = C_{ee,\tau}.$$

En transposant cela dans le contexte de notre échantillon fini, nous pouvons estimer les éléments de la matrice des variances-covariances par:

$$\hat{C}_{ee,\tau} = (2M)^{-1} \sum_{K=-M+1}^M \hat{g}_{ee}(K\pi/M) e^{i(K\pi/M)\tau}.$$

Ces éléments pourraient être inscrits dans une matrice TXT et nous pourrions appliquer un genre de méthode des moindres carrés généralisée. Cependant, la matrice des variances-covariances dans les analyses de séries temporelles possède un caractère très particulier lorsqu'on suppose la stationnarité de la covariance. La matrice est alors appelée formule Toeplitz et elle est symétrique par rapport à tous les éléments situés sur une diagonale identique. C'est-à-dire,

$$\Sigma = \begin{bmatrix} C_{ee,0} & C_{ee,1} & . & . & . & . & . & C_{ee,T-1} \\ C_{ee,1} & C_{ee,0} & & & & & & . \\ . & . & & & & & & . \\ . & & & & & & & . \\ . & & & & & & & . \\ . & & & & & & & . \\ . & & & & & . & C_{ee,1} & \\ C_{ee,T-1} & . & . & . & . & C_{ee,1} & C_{ee,0} \end{bmatrix}$$

En utilisant plusieurs arguments limités, les estimations du maximum de vraisemblance des b peuvent être obtenues en résolvant les équations linéaires $s-r-1$ dans un système où l'inconnue est $s-r-1$. L'équation s'écrit: $\beta' = (\hat{\beta}_s \dots \hat{\beta}_0 \dots \hat{\beta}_r)'$ où

$$\hat{\beta} = \hat{H}^{-1} \hat{D},$$

$$\hat{h}_{\ell s} = (2M)^{-1} \sum_{j=M+1}^M \hat{g}_{ee}^{-1}(\lambda_j) \hat{g}_{xx}(\lambda_j) e^{i\lambda_j(\ell-v)}, \ell, v = 1 \dots, s+r+1$$

est la notation dans le rang ℓ et les colonnes s de \hat{H} , et

$$\hat{d}_\ell = (2M)^{-1} \sum_{j=M+1}^M \hat{g}_{ee}^{-1}(\lambda_j) \hat{g}_{xy}(\lambda_j) e^{i\lambda_j \ell}, \quad \ell = 1, \dots, s+r+1$$

est la notation dans le rang ℓ de \hat{D} .

La matrice asymptotique des variances-covariances de \hat{B} est $T^{-1}\hat{H}^{-1}$. Une discussion plus détaillée de cette procédure se trouve chez Fishman (9).

Le rapport du signal au bruit est défini comme étant

$$\hat{g}_{xx}(\lambda_j) / \hat{g}_{ee}(\lambda_j).$$

Le dénominateur est appelé le facteur bruit et représente la valeur du spectre résiduel à la fréquence λ_j . Le numérateur est appelé le signal et il représente la valeur du spectre de la variable indépendante à la même fréquence. L'inverse de ce rapport est proportionnel à la variance de l'estimation $b(K)$ dans le modèle (1). Nous pouvons obtenir une estimation minimum de la variance de B dans le modèle (1) en combinant des estimations plus ou moins indépendantes à l'aide de coefficients de pondération proportionnels à l'inverse des variances individuelles. Nous obtenons

$$b = \frac{\sum_{K=-M+1}^M b(K) \hat{g}_{xx}(K\pi/M) / \hat{g}_{ee}(K\pi/M)}{\sum_{K=-M+1}^M \hat{g}_{xx}(K\pi/M) / \hat{g}_{ee}(K\pi/M)}.$$

Il est entendu que cela équivaut au mode de pondération présenté ci-dessus. Remarquez que le rapport du signal au bruit à chaque fréquence joue un rôle important dans cette méthode d'estimation parce que son inverse est proportionnel à la variance de l'estimation du coefficient de régression à la même fréquence.

BIBLIOGRAPHIE

1. Alexander, M.J., et C.A. Vok, Tables of the Cumulative Distribution of Sample Multiple Coherence, Rocketdyne Division, North American Aviation Inc., Research Report 63-67, novembre 1963.
2. Amos, D.E. et L.H. Koopmans, Table of the Distribution of the Coefficient of Coherence for Stationary Bivariate Gaussian Processes, Sandia Corporation Monograph, SCR-483, mars 1963.
3. Cargill, T.F. et R.A. Meyer, "A Special Approach to Estimating the Distributed Lag Relationship Between Long and Short-Term Interest Rates," Int. Econ. Rev., juin 1972, pp. 223-238.
4. Dhrymes, P.J., Econometrics, Statistical Foundations and Applications, Harper Row, 1970.
5. Dobell, R. et T. Sargent, "The Term Structure of Interest Rates in Canada," Canadian Journal of Economics, février 1969, pp. 65-77.
6. Fand, D.I., "A Time Series Analysis of the Bills Only Theory of Interest Rates," R.E.S. novembre 1966, pp. 361-371.
7. Feldstein, M. et O. Eckstein, "The Fundamental Determination of the Interest Rate," R.E. Stat. octobre 1970.
8. Fisher, I., The Theory of Interest, McMillan, 1930.
9. Fishman, G., Spectral Methods in Econometrics, Harvard University Press, 1969.
10. Gibson, W.E., "Price Expectation Effects on Interest Rates," Journal of Finance, mars 1970, pp. 19-34.
11. Gibson, W.E., Effects of Money on Interest Rates, Staff Economic Studies, Board of Governors of the Federal Reserve System, 1969.

12. Gibson, W.E., et G.G. Kaufman, "The Sensivity of Interest Rates to Changes in Money and Income," J.P.E., Vol. 76, 1968. pp. 472-478.
13. Goodman, N.R., "Measurement of Matrix Frequency Response Functions and Multiple Coherence Functions," Tech. Rpt. AFFDL-TR-65-66, Wright-Patterson Air Force Base, Ohio.
14. Granger, C.W.J., "The Typical Shape of an Economic Variable," Econometrica, Vol. 34, 1966, pp. 150-161.
15. Granger, C.W.J., en collaboration avec M. Hatanaka, Spectral Analysis of Economic Time Series, Princeton University Press, 1964.
16. Granger, C.W.J., et H.J.H. Rees, "Spectral Analysis of the Term Structure of Interest Rates," R.E. Stud., janvier 1968, pp. 67-76.
17. Hamon, B.V. et E.J. Hannan, "Estimating Relationship between Time Series," Journal of Geophysical Research, Vol. 68, 1963, pp. 6033-6041.
18. Hannan, E.J., "Regressions for Time Series," Proceedings of the Symposium on Time Series Analysis, M. Rosenblatt, ed., John Wiley and Sons, 1963, pp. 17-37.
19. Hannan, E.J., "Regressions for Time Series with Errors of Measurement," Biometrika, Vol. 50, 3 et 4, 1963, pp. 293-302.
20. Hannan, E.J., "The Estimation of Relationships Involving Distributed Lags," Econometrica, Vol. 33, janvier 1965, pp. 206-224.
21. Hause, J.C., "Spectral Analyses and the Detection of Lead Lag Relationships," A.E.R., mars 1971, pp. 213-217.
22. Kessel, Reuben A., The Cyclical Behavior of the Term Structure of Interest Rates, National Bureau of Economic Research, New York, 1965.
23. Keynes, J.M., A Treatise on Money, Vol. II, pp. 198-208, McMillan, 1930.

24. Malinvaud, E., Statistical Methods of Econometrics, Rand McNally and Company, 1966.
25. Mundlak, Y., "Aggregation Over Time in Distributed Lag Models," Int. Econ. Rev., vol. 2, no 2, 1961, pp. 154-163.
26. Sargent, T.J., "Interest Rates in the Nineteen-Fifties," R.E.S., mai 1968, pp. 164-172.
27. Sargent, T.J., "Commodity Price Expectations and the Interest Rate," Q.J.E., février 1969, pp. 127-140.
28. Sargent, T.J., "Rational Expectations and the Term Structure of Interest Rates," Journal of Money Credit and Banking (à paraître).
29. Sohmen, E., The Theory of Forward Exchange, International Finance Section, Department of Economics, Princeton University, 1966.
30. Wallis, K.F., "Distributed Lag Relationships between Retail Sales and Inventories," Tech. Report No. 14, Institute for Mathematical Studies in the Social Sciences, Stanford University, juillet 1965.
31. Watson, G.S., "Serial Correlation in Regression Analysis," Biometrika, vol. 42, 1955, pp. 327-341.
32. Yohe, W.P. et D. Karnosky, "Interest Rates and Price Level Changes, 1952-1969," Reserve Bank of St. Louis Review, décembre 1969.
33. Zellner, A. et C. Montmarquette, "A Study of Some Aspects of Temporal Aggregation Problems in Econometric Analysis," R.E.S., n° 2, 1972, pp. 335-342.

LA MASSE MONÉTAIRE ET LE TAUX D'INFLATION

par

J.L. Carr

INTRODUCTION

Jusqu'en 1935, la majorité des économistes était d'accord sur la cause essentielle de l'inflation. La plupart d'entre eux adhéraient à la théorie de la quantité. Ils étaient convaincus qu'un accroissement de la masse monétaire entraînerait (pas nécessairement dans l'immédiat) une augmentation des prix. Après la publication de la "théorie générale" de Keynes, la théorie de la quantité est tombée et a été reniée par une vaste majorité d'économistes. Durant les années 1930, le problème économique primordial n'était pas un problème d'inflation mais de chômage. Par conséquent, lorsque la masse monétaire cessa d'être considérée comme le facteur déterminant du niveau absolu des prix, il ne sembla pas indispensable de trouver une autre théorie pour expliquer l'inflation. En fait, aucune théorie ne fut avancée. Selon le modèle de Keynes, toutes les variables étaient exprimées en unités de salaire, c'est pourquoi le modèle expliquait des variables réelles. Le niveau absolu des prix était considéré comme une variable exogène. A court terme, lorsque l'ensemble de la demande augmentait, le modèle de Keynes prévoyait des ajustements de la quantité mais aucun ajustement des prix. À court terme, le niveau des prix pouvait être considéré comme fixe dans la théorie de Keynes¹. L'un des défauts du modèle keynésien est son incapacité d'analyser l'inflation. L'une des possibilités de sortir de ce dilemme consiste à supposer que jusqu'à ce qu'on atteigne le plein emploi, toutes les variations de la demande globale se refléteront dans la production réelle et qu'au-delà de cette limite de plein emploi, toutes les variations de la demande globale se refléteront dans les prix. En fait c'est bien ce que Keynes a avancé dans

¹ Pour une analyse du niveau absolu et rigide des prix dans la théorie de Keynes voir "A Theoretical Framework for Monetary Analysis" de M. Friedman dans l'édition de mars 1970 du Journal of Political Economy.

un chapitre de la "théorie générale" lorsqu'il disait que dans certaines hypothèses "... une augmentation de la masse monétaire n'aurait aucun effet sur les prix tant qu'il y aurait du chômage et que le taux d'emploi augmenterait en proportion exacte de toute augmentation de la demande effective provoquée par un accroissement de la masse monétaire; alors qu'une fois la limite de plein emploi atteinte, ce seront l'unité de salaire et les prix qui augmenteront en proportion exacte de l'augmentation de la demande effective²." Il est donc possible de dire qu'en définitive Keynes utilise la théorie de la quantité pour expliquer l'inflation³. Mais sa théorie n'explique pas comment l'inflation et le chômage peuvent coexister. Comme l'inflation s'aggravait durant les années 50 et que l'on constatait que l'inflation et le chômage survenaient parfois en même temps, les économistes ont élaboré des théories de l'inflation capables d'expliquer sa coexistence avec le chômage. Ces théories tendaient à présenter l'inflation comme une impulsion du "coût" ou des "prix" ⁴. Ces théories tendaient à attribuer chaque reprise de l'inflation à un aspect déterminé de cette inflation; en fait ce ne sont pas véritablement des théories puisqu'elles ne peuvent ni être appliquées de manière générale ni servir à prévoir la prochaine flambée inflationniste (parce qu'elles ne peuvent pas prédire quand aura lieu la prochaine impulsion des "prix" ou des "coûts").

Cette étude se propose en premier lieu d'enquêter sur l'influence de la monnaie sur le niveau absolu des prix. La deuxième partie traitera d'un modèle théorique qui décrit

² John Maynard Keynes, The General Theory of Employment, Interests and Money, London, Macmillan 1964, p. 295. (La théorie générale de l'emploi, de l'intérêt et de la monnaie).

³ Cela n'étonne pas outre mesure puisque Keynes était un adepte de la théorie de la quantité avant de publier la théorie générale. Voir J.M. Keynes, Tract on Monetary Reform, Londres 1924.

⁴ Voir par exemple J.K. Galbraith, "Administered Prices and Monetary-Fiscal Policy", publié dans Money and Economic Activity, édité par L.S. Ritter, Boston, Houghton Mifflin Co., 1961.

l'influence de la monnaie sur le niveau des prix. Le modèle décrit dans la deuxième partie est essentiellement une version dynamique de la théorie de la quantité. La troisième partie traite des résultats empiriques de l'estimation de l'équation réduite qui explique le taux d'inflation. La quatrième partie étudie la question qui consiste à donner une définition appropriée de la masse monétaire et présente des résultats empiriques qui utilisent différentes définitions de la monnaie. La cinquième partie présente les conclusions obtenues à partir des résultats empiriques.

LE MODÈLE⁵

Définition des symboles

M_t : masse monétaire à l'instant t

y_t : revenu réel à l'instant t

V_t^d : vitesse souhaitée à l'instant t

V_t : vitesse réelle à l'instant t

i_t : taux d'intérêt nominal à l'instant t

Le modèle sera estimé sous forme logarithmique et par conséquent la première différence constatée dans le logarithme d'une variable servira à établir approximativement les variations en pourcentage dans cette variable.

$\Delta \log M_t$: variation en pourcentage de la masse monétaire de $t-1$ à t

$\Delta \log y_t$: variation en pourcentage du revenu réel de $t-1$ à t

$\Delta \log P_t$: variation en pourcentage du niveau absolu des prix de $t-1$ à t

$\Delta \log M_t^e$: variation en pourcentage prévue pour la masse monétaire lorsque les prévisions sont formulées à l'instant t

⁵ Le modèle donné est une adaptation partielle du modèle cité par J.L. Carr dans sa thèse de doctorat à l'Université de Chicago en 1971, "A Dynamic Monetary Model of Business Fluctuations".

$\Delta \log y_t^e$: variation en pourcentage prévue dans le revenu réel lorsque les prévisions sont formulées à l'instant t

$\Delta \log P_t^e$: variation en pourcentage prévue dans les prix lorsque les prévisions sont formulées à l'instant t

Les équations structurelles du modèle

$$\log V_t^d = a_0 + a_1 \log i_t + a_2 \log y_t + a_3 [\Delta \log P_t - \Delta \log P_{t-1}^e] \quad (1).^6$$

Cette équation a la vitesse souhaitée comme fonction de trois variables, le taux d'intérêt nominal, le revenu réel et la différence entre le taux actuel et le taux prévu d'inflation. Plus le taux d'intérêt nominal sera élevé, plus grand sera le coût d'option des soldes actifs; et par conséquent, plus les soldes actifs désirés seront petits, plus grande sera la vitesse souhaitée. C'est pourquoi, a priori, on s'attend à ce que a_1 soit positif.

La variable du revenu réel représente un effet de revenu. Le signe a_2 ne peut être déterminé a priori. Car, à mesure qu'une économie augmente durant les premières étapes de son développement, la demande de monnaie augmente de deux façons possibles. À mesure que le revenu augmente, il faut plus de capitaux pour faire face à l'accroissement des transactions. De même lorsque les revenus augmentent, le paiement en argent remplace les opérations de troc pour un secteur de plus en plus grand de l'économie. Dans les régions rurales les échanges se font généralement par le moyen du troc même si l'argent est largement utilisé dans les zones urbaines. En

⁶ Au lieu d'employer le concept de vitesse souhaitée, il aurait été également possible d'employer celui de nombre de semaines de revenu hebdomadaire que la communauté désire détenir, k^d , où $k^d \equiv 1/V^d$. Pour faciliter la présentation il est peut-être plus commode de penser en termes de k^d plutôt que de V^d . De même il est possible de transformer (1) en une équation de demande de soldes actifs réels. Dans ce cas, (1) devient:

$$\log (M/P)_t^d = -a_0 - a_1 \log i_t + (1 - a_2) \log Y_t - a_3 [\Delta \log P_t - \Delta \log P_{t-1}^e].$$

même temps que le développement, l'industrialisation et l'urbanisation, l'accroissement des revenus provoque une plus grande demande d'argent pour effectuer les achats ordinaires et les transactions qui se faisaient autrefois par le moyen du troc. Dans les premières étapes du développement, une augmentation de revenus implique vraisemblablement des soldes actifs plus élevés et une vitesse moins grande. Plus tard, le processus d'urbanisation ralentit et toute l'économie est effectivement basée sur les échanges monétaires. Au-delà de cette limite les augmentations de revenus se traduisent par une demande accrue de transactions mais l'accroissement en pourcentage des opérations monétaires peut ne pas être aussi important que l'accroissement en pourcentage des revenus, c'est pourquoi la vitesse peut amorcer un mouvement d'accélération. L'effet exact du revenu sur la vitesse ne peut donc être déterminé a priori.

Il faut souligner que le concept de vitesse désirée est un concept global. C'est une moyenne pondérée des vitesses individuelles. S'il y a une redistribution des revenus, la vitesse globale désirée peut varier alors que la vitesse individuelle désirée demeure la même⁷. Par ailleurs, si les revenus sont redistribués entre les individus ayant des soldes actifs (c'est-à-dire une valeur élevée de k) et les personnes ayant des soldes actifs peu élevés, la vitesse globale désirée augmentera. Lorsque les ouvriers négocient leur contrat avec leurs employeurs ils tiennent compte de la hausse prévue des prix comme le font également les prêteurs.

⁷ Cela peut être facilement constaté en utilisant k comme l'inverse de la vitesse. S'il y a n individus qui détiennent des soldes actifs, le total de la quantité de monnaie nominale désirée est

$$M^d = k_1 y_1 + k_2 y_2 + \dots + k_n y_n \quad \text{où} \quad k_i = \frac{1}{V_i}$$

$$\text{ainsi } K = \frac{M^d}{Y} = k_1 \left[\frac{Y_1}{Y} \right] + k_2 \left[\frac{Y_2}{Y} \right] + \dots + k_n \left[\frac{Y_n}{Y} \right] \quad \text{où} \quad K = \frac{1}{V^D}$$

Lorsque le changement réel des prix est différent de ce qui était prévu, certaines personnes font des bénéfices et d'autres enregistrent des pertes. Une inflation inattendue redistribue les revenus; les employeurs et les débiteurs font des gains aux dépens des employés et des créanciers. Cette redistribution des revenus n'est que temporaire puisque les employés réviseront plus tard leurs prévisions en matière de variations des prix et les inclueront dans leurs négociations; de même, les prêteurs réviseront leurs prévisions en matière de changements des prix et demanderont un taux d'intérêt nominal plus élevé. Si une partie du revenu transitoire gagné ou perdu durant la redistribution temporaire du revenu produite par des changements inattendus des prix, s'ajoute aux soldes actifs ou en est déduite et si, en outre, les personnes qui en bénéficient ont, en moyenne, une vitesse désirée différente de celle des personnes qui perdent, alors la vitesse globale souhaitée changera par suite d'une variation inattendue des prix. La redistribution des revenus sera d'autant plus importante que la variation des prix aura été plus grande et par conséquent plus grande sera l'effet produit sur la vitesse souhaitée. On peut vraisemblablement présumer de la direction du changement de la vitesse désirée lorsque survient une inflation inattendue. Comme nous l'avons déjà dit, une inflation inattendue redistribue le revenu de l'employé vers l'employeur et du créancier vers le débiteur. Dans la mesure où les entreprises commerciales sont uniquement débitrices, l'inflation inattendue redistribue le revenu en leur faveur; et si les entreprises détiennent des soldes actifs moins élevés que les ménages (c'est-à-dire si les ménages possédant des commerces détiennent en moyenne des soldes actifs moins élevés par rapport à leur revenu que les ménages n'en possédant pas), alors une inflation inattendue augmente la vitesse désirée. On peut présumer que a_3 est positif. L'importance de cette redistribution n'est pas connue a priori. Du moment que ce terme n'est généralement pas inclus dans la plupart des fonctions représentant la demande d'argent, le modèle sera estimé avec et sans ce terme de redistribution.

$$\log V_t \equiv \log P_t + \log y_t - \log M_t \quad (2).$$

C'est une définition de la vitesse réelle⁸. En tant que définition, cette identité est valable à tout moment et pour toutes les valeurs de M, P et y.

$$\Delta \log P_t = \alpha [\log V_{t-1}^d - \log V_{t-1}] + [\Delta \log M_{t-1}^e + \Delta \log V_{t-1}^e - \Delta \log y_{t-1}^e] \quad \text{où} \quad 0 \leq \alpha \leq 1 \quad (3).$$

L'équation ci-dessus représente la variation des prix. Elle suggère que si la vitesse réelle est différente de la vitesse désirée, le taux de la hausse des prix varie et le pourcentage de la variation des prix est fonction de la différence entre la vitesse désirée et la vitesse réelle. Autrement dit, on présume que les prix ne s'ajustent pas instantanément mais au bout d'un certain temps⁹. La rapidité de l'ajustement est représentée par α dont la valeur est proportionnelle à la rapidité de l'ajustement des prix aux variations de la masse monétaire. Si α était égal à 0, les prix ne s'ajusteraient jamais aux variations de la masse monétaire; et si α était égal à 1 les prix s'ajusteraient instantanément (c'est-à-dire dans la limite d'une période de temps) aux variations de la masse monétaire. Il semblerait raisonnable de s'attendre à ce que α soit une fonction de la variabilité du taux d'inflation. Car si le taux de variation des prix est stable, un plus grand nombre de personnes sera disposé à signer des contrats en termes nominaux pour une période de temps très étendue. Par exemple si tous les ouvriers savaient que les prix absolus allaient augmenter régulièrement de 3 pour cent chaque année, ils n'hésiteraient

⁸ Il s'agit de l'identité de la quantité présentée sous une autre forme.

⁹ Les raisons pour lesquelles les prix ne s'ajustent pas instantanément aux variations des conditions de la demande ont été l'objet de nombreux commentaires dans les études faites sur la microéconomie de l'inflation. Dans ces ouvrages, le coût de la recherche, des renseignements et des opérations (pour faire la distinction entre les variations de la demande effective et de la demande nominale) se soldent par des prix qui ne s'ajustent pas immédiatement. Pour avoir un résumé de cette théorie voir les pages 1 à 27 de Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory de E. Phelps et autres, édité à New York par W. W. Norton and Company, 1970.

pas à signer des contrats pour un, deux ou trois ans¹⁰. Le niveau des prix sera d'autant plus stable (c'est-à-dire le taux d'inflation sera d'autant plus stable) qu'il y a plus de ces contrats et en sera d'autant plus petit. Par contre, si le taux de fluctuation des prix est assez variable, les gens hésitent à passer de tels contrats à cause du risque de perte de capital et les prix s'ajustent assez promptement aux variations imprévues de la masse monétaire. Si nous comparons l'économie canadienne à une économie dont le taux de fluctuation des prix a été plus variable (ce qui importe en l'occurrence n'est pas le fait que le taux d'inflation soit plus ou moins élevé mais son degré de variabilité), nous nous attendons à ce que la valeur de α soit plus faible pour l'économie canadienne. De même, si avec le temps la variabilité du taux d'inflation de l'économie canadienne augmentait, il faudrait s'attendre à une augmentation de la valeur α ¹¹. Pour les besoins de ce modèle, nous supposons que α est constant.

L'équation (3) indique que l'ajustement des prix est en proportion directe de la différence entre la vitesse réelle et la vitesse désirée. Lorsque la vitesse désirée est plus grande que la vitesse réelle, les soldes actifs réels des personnes dépasseront ce dont ils ont besoin. Ils tâcheront de se débarrasser de cet excédent de liquidité et ce faisant, ils provoqueront une hausse des prix¹². Au moment où la

¹⁰ Il faut remarquer que cette étude ignore le risque inhérent aux variations relatives des salaires. Le risque de variation des prix absolus est un risque additionnel des contrats en termes nominaux.

¹¹ Cela signifie que plus la variabilité du taux d'inflation, la flexibilité des prix et la valeur de α sont élevées, plus le changement du taux d'accroissement de la masse monétaire se fera sentir dans les prix (à court terme).

¹² L'analyse ci-dessus ne mentionne pas le mécanisme de transmission par lequel les variations dans les liquidités entraînent des variations dans le niveau des prix. Dans l'état actuel des connaissances économiques, nous savons très peu de choses sur le véritable mécanisme de transmission. Dans l'étude de M. Friedman et A. Schwartz intitulée "Money and Business Cycles" publiée dans le Supplement to Review of Economics and Statistics (février 1963), on trouve une ébauche d'explication du mécanisme de transmission au moyen

vitesse réelle est égale à la vitesse désirée et où le modèle est en équilibre, les quantités prévues étant les mêmes que les quantités réelles, l'équation (3) démontre que le taux de variation des prix sera égal au taux de variation de la masse monétaire augmenté du taux de variation de la vitesse, diminué du taux de variation du revenu réel. En position d'équilibre nous obtenons le résultat de la théorie de la simple quantité.

Sans tenir compte des effets rétroactifs, l'équation (3) montre qu'il y a deux effets produits sur le taux de variation des prix lorsque le taux de variation de la masse monétaire est à la hausse. L'un des effets est que la vitesse désirée sera différente de la vitesse effective ce qui provoquera une augmentation du taux de la variation des prix. Cet effet se fait sentir tout de suite. L'autre constitue notre deuxième terme,

$$[\Delta \log M_{t-1}^e + \Delta \log V_{t-1}^e - \Delta \log y_{t-1}^e]$$

Initialement, il n'a pas d'influence sur le mouvement du taux d'inflation par rapport à son nouvel équilibre mais il augmentera progressivement et provoquera un mouvement graduel du taux de changement des prix qui passera de son ancien niveau d'équilibre à son nouveau.

L'équation (3) indique que les prix s'ajustent instantanément aux variations de la masse monétaire prévues avec exactitude (ou du revenu ou de la vitesse dans ce cas) mais qu'ils s'ajustent, avec un décalage, aux variations imprévues (ou prévues de façon imparfaite) de la masse monétaire. Puisque nous devons définir les prévisions de telle façon que les variables attendues soient conformes à l'identité de la simple quantité de l'équation (2), l'équation (3) peut être reformulée de la façon suivante:

$$\Delta \log P_t = \alpha [\log V_{t-1}^d - \log V_{t-1}] + \Delta \log P_{t-1}^e \quad (3).$$

12 (suite)

duquel les personnes qui essayent de se débarrasser de leur excédent de liquide provoquent en premier lieu une hausse des prix des avoirs financiers, puis des prix des biens immobiliers et en dernier lieu des prix du flux des services.

On remarquera que le chômage (ou capacité excédentaire) et les prix à l'étranger (particulièrement aux États-Unis) ne semblent pas être des variables indépendantes dans l'équation (3). Ces deux variables sont souvent considérées comme les causes essentielles de l'inflation bien qu'elles soient ignorées dans cette étude de l'inflation. Pourquoi? Examinons tout d'abord l'effet du chômage. On avancera ici que l'inflation et le chômage sont souvent influencés par un stimulus commun, et que c'est la raison pour laquelle on observe une association empirique entre ces deux variables. On supposera que le chômage n'exerce aucune influence directe sur le taux d'inflation. Si dans notre modèle, le chômage devait être considéré comme une variable endogène, il serait traité de la façon suivante

$$\Delta \log y_t - \Delta \log y_{t-1}^e = f(\Delta \log M_t - \Delta \log M_{t-1}^e) \quad (12)$$

facteurs réels¹³

$$\text{taux de chômage} = f(y - y^e) \quad (13).$$

Dans ce modèle, le chômage serait influencé à la fois par les valeurs réelles et les valeurs monétaires et en situation d'équilibre, le chômage serait à son niveau naturel. Si les autorités monétaires devaient augmenter le taux d'accroissement de la masse monétaire, le taux d'accroissement du revenu réel augmenterait, le revenu réel augmenterait et le taux de chômage diminuerait. Mais ces effets seraient temporaires¹⁴.

¹³ Pour une étude de cette équation, consulter les pages 17 à 21 de l'ouvrage cité de J. L. Carr. La raison pour laquelle les changements monétaires non prévus influent sur le taux d'accroissement de la production est la suivante. Face à une augmentation imprévue de la demande monétaire, les firmes doivent satisfaire un nombre croissant de demandes mais elles ignorent si cette augmentation touche les demandes nominales ou les demandes réelles. Devant cette incertitude, les firmes augmenteront leur production jusqu'à un certain point. Grâce à cette augmentation de la production le chômage diminuera. Pour avoir un exposé sommaire des différents aspects de ce raisonnement consulter l'ouvrage cité de E. Phelps et autres.

¹⁴ Consulter "The Role of Monetary Policy" de M. Friedman, publié dans American Economic Review, mars 1968.

Dans ce modèle, le chômage est un phénomène de "déséquilibre". Supposons par exemple que nous sommes initialement en équilibre avec toutes les grandeurs égales à leurs valeurs prévues. Nous réduisons le taux d'accroissement des disponibilités pour que $\Delta \log M < \Delta \log M^e$ et par conséquent $V > V^d$. De l'équation (12), il ressort que la diminution imprévue de $\Delta \log M$ aura pour effet de réduire $\Delta \log y$, avec y inférieur à y^e , et entraînera le chômage. Puisque $V > V^d$, nous déduisons de l'équation (3) du modèle que le taux d'inflation diminuera. Par conséquent les baisses imprévues de la masse monétaire entraînent à la fois du chômage et une baisse du taux d'inflation. Ce n'est pas le chômage qui provoque la réduction du taux d'inflation. Si le chômage dans le monde réel était dû principalement aux chocs monétaires, on s'attendrait alors à une corrélation négative entre le taux d'inflation et le taux de chômage¹⁵. Je suis persuadé que les empiristes ayant trouvé cette interrelation négative entre le taux d'inflation et celui du chômage, ils en ont conclu à tort que le taux de chômage est une cause déterminante du taux d'inflation et, en conséquence, ils ont élaboré des modèles économiques qui considèrent le chômage comme une cause déterminante du taux d'inflation pour donner à cette interrelation empirique un fondement théorique.

Quel devrait être l'effet des variations du niveau des prix à l'étranger¹⁶ sur le niveau des prix intérieurs? Jusqu'à quel point un pays peut-il importer son inflation? La réponse à ces questions dépend du régime de change appliqué. Si le taux de change est extrêmement souple, une augmentation du niveau des prix à l'étranger se reflétera par une variation compensatoire du taux de change et il n'y aura donc pas d'effet sur le prix des produits étrangers marqués en dollars canadiens. Le niveau des prix des marchandises canadiennes marquées en monnaie étrangère augmentera dans la même proportion que la

¹⁵ Si le chômage était principalement dû à des chocs véritables (par exemple de mauvaises récoltes dans une économie à prédominance agricole) la théorie citée ci-dessus signifierait l'existence d'un coefficient positif de corrélation simple entre l'inflation et le chômage.

¹⁶ En fait, la discussion devrait porter sur le niveau des prix des produits étrangers négociables. Pour les besoins de cet exposé, on supposera que ces deux niveaux de prix varient simultanément.

hausse des prix des produits étrangers (à cause de la baisse du taux de change) et il n'y aura donc pas d'augmentation de la demande pour les produits canadiens et par conséquent aucun changement dans le niveau des prix des produits canadiens. Dans un régime de change souple, il semble qu'il y ait peu de raisons de considérer l'inflation à l'étranger comme une cause déterminante de l'inflation intérieure.

Supposons maintenant que le régime du taux de change fixe soit appliqué et que le niveau des prix étrangers augmente. Les prix à l'étranger ayant augmenté, les produits canadiens intéresseront davantage les étrangers, d'où une augmentation des exportations canadiennes et en même temps les produits étrangers intéresseront moins les Canadiens, d'où une diminution des importations au Canada. Si nous supposons que le taux de change était initialement en équilibre il adviendra alors que la hausse du niveau des prix à l'étranger mettra le taux de change fixe en déséquilibre et le prix du dollar canadien (coté en monnaie étrangère) sera en-dessous de sa valeur d'équilibre. Le gouvernement canadien maintiendra volontairement le taux fixe en-dessous de sa valeur d'équilibre pour préserver des devises étrangères et pour échanger des dollars canadiens contre de nouvelles devises (afin de satisfaire la demande excédentaire de dollars canadiens au taux de change fixe). Les opérations du gouvernement canadien sur le marché des changes augmenteront la masse monétaire¹⁷. L'augmentation de la masse monétaire entraînera une hausse du niveau des prix intérieurs et rétablira l'équilibre extérieur. Puisque la masse monétaire est incluse dans l'équation (3), il est inutile d'y introduire le niveau des prix étrangers. L'argument essentiel de l'étude qui vient d'être faite est que dans un régime de taux de change fixe, le niveau des prix à l'étranger est l'une des causes déterminantes du volume de la masse monétaire. Dans un régime

¹⁷ Il faut remarquer que la Banque du Canada peut neutraliser les effets que peuvent avoir les variations des réserves en devises étrangères sur la masse monétaire. Mais ce genre de mesure ne peut durer longtemps (surtout si le pays intéressé a une balance des paiements déficitaire). Toutefois la neutralisation peut entraîner à court terme la hausse du niveau des prix intérieurs sans aucune augmentation préalable des disponibilités intérieures.

de taux de change fixe, l'influence principale du niveau des prix étrangers ne réside pas dans ses effets directs sur les prix intérieurs mais dans les effets (et les contraintes) qu'elle impose à la politique financière et fiscale intérieure.

Solution du modèle

En substituant l'équation (1) à l'équation (3) nous obtenons:

$$\begin{aligned} \Delta \log P_t - \Delta \log P_{t-1}^e + \alpha a_0 + \alpha a_1 \log i_{t-1} + \alpha a_2 \log y_{t-1} \\ - \alpha \log V_{t-1} + \alpha a_3 [\Delta \log P_{t-1} - \Delta \log P_{t-2}^e] \end{aligned} \quad (5).$$

Si l'on ne tient pas compte du terme de redistribution de la première équation (c'est-à-dire $a_3 = 0$), on obtient:

$$\begin{aligned} \Delta \log P_t - \Delta \log P_{t-1}^e = \alpha a_0 + \alpha a_1 \log i_{t-1} + \alpha a_2 \log y_{t-1} \\ - \alpha \log V_{t-1} \end{aligned} \quad (5A).$$

Dans les deux cas, les équations (5) et (5A) ont $\Delta \log P_t$ comme fonction de variables prédéterminées seulement. Dès lors, si l'on pouvait observer une variable du taux prévu de variation des prix, les deux équations pourraient être estimées directement à l'aide des moindres carrés ordinaires. Le taux prévu de variation des prix est une variable qui peut éventuellement être observée. Par conséquent, pour pouvoir estimer l'équation (5), une théorie de la prévision des prix doit être incorporée au modèle fondamental. Nous avons le choix entre trois solutions différentes à ce problème.

(A) L'une des solutions consiste à utiliser une série des taux d'inflation prévus qui a été obtenue ailleurs. En collaboration avec L.B. Smith, j'ai moi-même établi une de ces séries¹⁸. Dans cette étude le modèle suivant a été utilisé avec des données canadiennes,

$$i_t = b_0 + b_1 [\Delta \log M_t - \Delta \log M_{t-1}^e] + b_2 [\log P_t^e].$$

¹⁸ Voir J.L. Carr et L.B. Smith, "Money Supply, Interest Rates and the Yield Curve", Journal of Money, Credit and Banking, août 1972.

La variable $\Delta \log P_t^e$ représente l'effet de Fisher et, ajoutée au taux d'intérêt elle donne le taux d'intérêt nominal. La variable $\Delta \log P_t^e$ est calculée en supposant que $\Delta \log P_t^e$ est une moyenne mobile pondérée des taux d'inflation passés. La méthode d'Almon¹⁹ a été utilisée pour calculer les poids. Connaissant les poids, une série de taux d'inflation prévus a été établie. Cette série a servi à l'estimation des équations (5) et (5A).

(B) Une autre solution consiste à appliquer directement la méthode d'Almon aux équations (5) et (5A) qui seraient reformulées ainsi, (5) devient

$$\Delta \log P_t = \alpha a_0 + \alpha a_1 \log i_{t-1} + \alpha a_2 \log y_{t-1} + \alpha a_3 \Delta \log P_{t-1} - \alpha \log V_{t-1} + \Delta \log P_{t-1}^e - \alpha a_3 \Delta \log P_{t-2}^e \quad (5)'$$

(5A) devient:

$$\Delta \log P_t = \alpha a_0 + \alpha a_1 \log i_{t-1} + \alpha a_2 \log y_{t-1} - \alpha \log V_{t-1} + \Delta \log P_{t-1}^e \quad (5A)'$$

Avec la méthode d'Almon, on suppose que

$$\Delta \log P_t^e = \sum_{i=0}^n w_i \Delta \log P_{t-i}, \text{ and } w_i = a_0 + a_1 i + \dots + a_q i^q.$$

Puisque $\Delta \log P_t^e$ est une fonction des valeurs passées de $\Delta \log P$ il est très probable que $\Delta \log P_{t-1}^e$ et $\Delta \log P_{t-2}^e$ soient largement collinéaires. Par conséquent il est probable que des problèmes de multicollinéarité extrême surgiront si l'équation (5)' est estimée selon les variables d'Almon. Par contre l'équation (5)' peut être simplifiée si le terme $w_0 \Delta \log P_{t-1}$ de $\Delta \log P_{t-1}^e$ est incorporé à $\alpha a_3 \Delta \log P_{t-1}$ et si le reste des termes de $\Delta \log P_{t-1}^e$ est incorporé à $-\alpha a_3 \Delta \log P_{t-2}^e$.

¹⁹ Voir S. Almon, "The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures", Econometrica, août 1965.

Ainsi simplifiée l'équation (5)' devient

$$\begin{aligned} \Delta \log P_t = & \alpha a_0 + \alpha a_1 \log i_{t-1} + \alpha a_2 \log y_{t-1} \\ & + (\alpha a_3 + w_0) \Delta \log P_{t-1} - \alpha \log V_{t-1} \\ & - \alpha a_3 \sum_{i=0}^n w_i \Delta \log P_{t-(i+2)} \end{aligned} \quad (5)''$$

Les équations (5)' et (5A)' peuvent alors être estimées à l'aide des variables d'Almon.

(C) Une troisième solution consiste à supposer l'existence d'un mécanisme d'adaptation dans l'élaboration des prévisions. Si le taux réel d'inflation est supérieur au taux prévu, le taux prévu est corrigé par excès,

$$\Delta \log P_t^e - \Delta \log P_{t-1}^e = w[\Delta \log P_t - \Delta \log P_{t-1}^e].$$

On peut alors reformuler l'équation ci-dessus de la manière suivante:

$$\Delta \log P_t^e = w \Delta \log P_t + (1-w) \Delta \log P_{t-1}^e \quad (4)$$

Avec cette théorie des prévisions, l'équation (4) peut remplacer l'équation (5) et en opérant une transformation de Koyck on obtient:

$$\begin{aligned} \Delta \log P_t = & \alpha w a_0 + (1 + \alpha a_3 = \alpha) \Delta \log P_{t-1} - \alpha a_3 \Delta \log P_{t-2} \\ & + \alpha a_1 \Delta \log i_{t-1} + \alpha a_1 w \log i_{t-2} + \alpha(a_2-1) \Delta \log y_{t-1} \\ & + \alpha a_2 w \log y_{t-2} + \alpha \Delta \log M_{t-1} - \alpha w \log V_{t-2} \end{aligned} \quad (8)$$

Et si le terme de redistribution est omis de l'équation (1) (c'est-à-dire $a_3 = 0$) nous obtenons:

$$\begin{aligned} \Delta \log P_t = & \alpha w a_0 + (1 - \alpha) \Delta \log P_{t-1} + \alpha a_1 \Delta \log i_{t-1} \\ & + \alpha a_1 w \log i_{t-2} + \alpha(a_2-1) \Delta \log y_{t-1} + \alpha a_2 w \log y_{t-2} \\ & + \alpha \Delta \log M_{t-1} - \alpha w \log V_{t-2} \end{aligned} \quad (8A).$$

Les régressions linéaires et non linéaires peuvent être appliquées aux équations (8) et (8A).

RÉSULTATS EMPIRIQUES

Les équations servant à expliquer le taux d'inflation ont été établies de façon estimative en utilisant, pour les diverses périodes, des observations trimestrielles désaisonnalisées²⁰, la période la plus longue étant celle du 1er trimestre de 1953 au dernier trimestre de 1969. Trois indices de prix ont été employés:

P_{IPI} - déflateur des prix implicites du PNB (1961 = 100)

P_{IPC} - indice des prix à la consommation

P_{IPG} - indice des prix de gros (1935-1939 = 100)

de même que trois taux d'intérêt:

i_{BT} - rendement des bons du Trésor à 91 jours

$i_{\text{0-3}}$ - rendement des obligations du Canada de 0 à trois ans

i_{LT} - rendement des obligations du Canada à long terme.

Pour présenter les résultats, on s'est servi du taux d'intérêt ayant le plus grand R^2 . Aux fins de la présente section, la définition de la masse monétaire utilisée est la suivante²¹:

M_2 = monnaie non détenue par les banques à charte plus le total pondéré des sommes en dollars canadiens déposées dans les banques à charte.

Les résultats de régression des équations (5) et (5A) dans lesquelles sont utilisés les taux probables d'inflation tels

²⁰ Les trois indices de prix et certaines autres variables n'ayant pas été rectifiés, il a fallu les désaisonnaliser au moyen de l'ensemble des méthodes de désaisonnalisation du Census Bureau des É.-U., X-11.

²¹ La définition de la masse monétaire fait l'objet d'une discussion à la section IV.

que préalablement calculés, sont donnés aux tableaux XI et XII respectivement²². Du tableau XI, on obtient une estimation significative d' α pour l'IPG seulement. Pour l'IPG, la valeur estimative d' α est de 0.05. Pour les trois indices de prix, on obtient l'élasticité-revenu positive de vitesse²³. Pour l'IPG, a_2 est environ 0.2²⁴. Pour l'IPG, a_3 est positif (et égal à 3.7) mais pour l'IPC et l'IPI, a_3 semble être négatif. Pour les trois indices de prix, on obtient un signe pervers en rapport avec l'élasticité-intérêt de vitesse²⁵. Pour l'IPG, a_1 est -0.4. De façon générale, les résultats qui paraissent au tableau XII sont conformes à ceux du tableau XI. Les résultats de régression des équations (5)' et (5A)' sont donnés aux tableaux XIII et XIV respectivement. En ce qui a trait à ces résultats, on a supposé que la formule de pondération des taux d'inflation antérieurs servant à l'établissement des prévisions relatives à l'inflation des prix était de type fonction de polynôme de 2e degré. Etant donné cette hypothèse, la technique d'Almon a été utilisée pour des longueurs de retards allant de 16 à 32 trimestres. Les résultats relatifs à la longueur de retard donnant le R^2 le plus élevé sont donnés aux tableaux XIII et XIV. Dans le tableau XIII, on obtient une valeur d' α significative du point de vue statistique

22 Il est à noter que les probabilités d'inflation ont été développées séparément pour chacun des trois indices de prix à l'aide de la méthode Carr-Smith.

23 Il n'est pas possible de calculer des erreurs type précises pour l'élasticité-revenu et l'élasticité-intérêt de vitesse.

24 Il est à noter que la formule de l'élasticité-revenu de la demande de soldes actifs réels est $1 - a_2$. Dans le cas présent, elle est de 0.8.

25 Si un intérêt est versé sur les dépôts bancaires (comme ce fut le cas au Canada pour la plus grande partie de la période échantillon), a_2 doit donc être biaisé vers le bas (puisque une variable a été omise, en l'occurrence, l'intérêt versé par la banque, et que cette variable aurait dû être affectée d'un signe négatif dans les équations (5) et (5A) étant donné qu'elle a un rapport positif avec les taux d'intérêt hors banque). Pour l'analyse des effets du paiement d'intérêt par les banques sur la demande d'argent, voir l'ouvrage de B. Klein: "The Payment of Interest in Commercial Bank Deposits and the Price of Money: A Study of the Demand for Money" thèse de doctorat non publiée, présentée à l'université de Chicago en 1970.

pour les trois indices de prix. Ces valeurs d' α sont, pour 1'IPG, 0.05, pour 1'IPC, 0.05 et pour 1'IPI, 0.06. L'élasticité-revenu est positif pour les trois indices. L'élasticité-revenu de vitesse (a_2) est 0.8, si l'on utilise 1'IPG, 0.3 si l'on utilise 1'IPC et 0.6 si l'on utilise 1'IPI. En employant 1'IPC, on obtient une élasticité-intérêt de vitesse positive (0.06). Cependant, l'élasticité-intérêt est affecté du mauvais signe dans les résultats relatifs à 1'IPG et à 1'IPI. Les résultats donnés au tableau XIV sont conformes à ceux du tableau XIII sauf que dans le tableau XIV, on peut obtenir une élasticité-intérêt positive en utilisant 1'IPI.

Les tableaux XV et XVII contiennent les estimations ordinaires par la méthode des moindres carrés sans imposition de contraintes, pour les équations (8) et (8A) respectivement. L'équation (8) comporte 9 variables indépendantes et seulement 6 paramètres. De la même façon, l'équation (8A) comporte 8 variables indépendantes et seulement 5 paramètres. Il est possible d'obtenir des estimations plus efficaces que celles obtenues par la méthode des moindres carrés pour les équations (8) et (8A) en tenant compte des contraintes non linéaires des coefficients de ces deux équations. Les résultats obtenus par la méthode d'estimation par régressions non linéaires figurent aux tableaux XVI et XVIII. Dans le tableau XVI, les paramètres estimés pour les trois indices de prix sont affectés du bon signe. En ce qui a trait à 1'IPG, des estimations d' α de a_0 et de a_2 peuvent être obtenues, qui sont significatives du point de vue statistique. Toutefois, une estimation de 2.19 pour a_2 est à la fois élevée et peu plausible. Il advient cependant que l'élasticité-revenu implicite de la demande de monnaie est négative à -1.19. Étant donné que la plupart des études sur la demande de monnaie ont une élasticité-revenu positive, on s'attendrait à ce que a_2 soit inférieur à un. Bien que a_2 soit nettement différent de zéro lorsque le seuil de signification est de 95 pour cent, il n'est pas nettement différent de un. Pour ce qui a trait à 1'IPC et à 1'IPI, aucune estimation n'est significative du point de vue statistique et, en fait, le R^2 de 1'IPI est négatif. Ce qui porte à croire que le modèle à prévisions adaptables ne donne pas de bons résultats dans le cas de 1'IPC et de 1'IPI. L'estimation de w , lorsque 1'IPG est employé, dénote des retards moyens plutôt élevés²⁶

²⁶ Le retard moyen s'écrit comme suit: $\frac{1 - w}{w}$

dans l'établissement des prévisions d'inflation. Pour l'IPG, le retard moyen est 51 trimestres²⁷. Les résultats relatifs à l'IPG dénotent une élasticité-intérêt peu importante. Bien que l'élasticité-intérêt estimative ne soit pas nettement différente de zéro, il suffit d'ajouter deux écarts type à l'estimation pour obtenir une élasticité-intérêt estimative de 0.06. Un tel résultat semble indiquer que les effets du taux d'intérêt sur la demande de monnaie sont minimes. En outre, la période de redistribution semble avoir un effet positif sur la vitesse. Ce qui signifie que l'inflation, si elle est imprévue, opère une redistribution du revenu en faveur des ménages ayant un solde actif réel de moyenne inférieure (c'est-à-dire pour lesquels k a une valeur inférieure).

Trois séries de résultats différentes ont été présentées plus haut. Chaque série reflète une méthode différente d'établir les prévisions d'inflation²⁸. Ces différentes méthodes furent utilisées parce qu'on avait estimé que la variable de prévision des prix constituait une variable importante pour l'évaluation des résultats finals. Chaque série de résultats montre que l'argent influe sur le niveau des prix après un certain temps. Les estimations de retard accusent une légère variation d'une série de résultats à l'autre. Prenons, par exemple, les résultats ayant trait à l'IPG. Dans le tableau XI, on a obtenu 0.05 comme valeur d' α en utilisant des données de prévision extrinsèques; dans le tableau XIII, on a également obtenu 0.05 comme valeur d' α en utilisant les retards d'Almon et au tableau XVI, l'emploi de la technique d'estimation par régressions non linéaires a donné 0.12 comme valeur d' α . Ces résultats laissent entrevoir que α (qui sert à mesurer le retard dans l'effet de l'argent sur les prix) se situe quelque part entre 0.05 et 0.12.

27 Même si une erreur type précise n'est pas donnée pour le retard moyen, on constate qu'en augmentant l'estimation de w de deux écarts type, le retard moyen est de 21 trimestres. En général, il est très difficile d'établir une estimation précise des retards moyens.

28 Le fait que trois mesures différentes de prévision de l'inflation aient été employées dénote un manque de connaissances chez les économistes au sujet de l'établissement des prévisions.

Considérons α comme étant 0.12. Qu'est-ce que cela signifie? En supposant que le modèle soit en équilibre, cela signifie qu'une augmentation soudaine et imprévue du taux de croissance de la masse monétaire causerait un fléchissement de la vitesse réelle et qu'il y aurait un décalage entre la vitesse réelle et la vitesse désirée. Une valeur d' α de 0.12 signifie une augmentation du taux de variation des prix de 12 pour cent de la différence entre la vitesse réelle et la vitesse désirée en un trimestre. Voici un exemple qui démontre exactement comment cela influe sur le rythme de l'ajustement des prix. Supposons que l'économie est en équilibre depuis un bon moment déjà. Supposons également que notre économie est statique et n'accuse aucune croissance du revenu réel, qu'il y a un renouvellement constant des disponibilités monétaires et qu'il n'y a pas d'inflation. Prenons comme valeurs initiales:

$$M = 100 \quad V = 4 \quad p = 1.00 \quad y = 400 .$$

Supposons maintenant que les disponibilités monétaires doublent et qu'elles soient désormais égales à 200 mais qu'on s'attende de façon générale à ce qu'il s'agisse de l'unique et dernier accroissement de la masse monétaire. Le tableau XIX indique comment les prix s'ajustent à un tel changement, en supposant toujours que $\alpha = 0.12$. On peut constater qu'après un an, environ 32 pour cent des prix ont subi l'ajustement nécessaire alors que sept trimestres sont nécessaires pour que s'opère un ajustement des prix dans une proportion de 50 pour cent. Le tableau XIX indique clairement le temps qui s'écoule entre un changement dans la masse monétaire et l'ajustement des prix. Par contre, si α était égal à 0.05, il faudrait que 19 trimestres se soient écoulés pour que la moitié des prix subissent l'ajustement nécessaire. Il semble évident que ces retards sont considérables et que nous ne sommes pas en mesure d'en déterminer la longueur de façon précise. Néanmoins, l'existence de tels retards doit servir d'avertissement aux autorités pour qu'elles ne s'attendent pas à des résultats immédiats lorsqu'elles modifient la politique monétaire. Les résultats présentés ici indiquent qu'il s'écoule une période de temps importante entre un changement dans la situation monétaire et le changement résultant du niveau des prix.

DÉFINITIONS POSSIBLES DE LA MASSE MONÉTAIRE

La question d'une définition appropriée de la masse monétaire est un objet de controverse depuis longtemps déjà²⁹. Plusieurs économistes ont tenté de définir la monnaie d'une façon strictement théorique. Il semble qu'une telle orientation n'ait pas donné de résultats satisfaisants. Étant donné le continuum des avoirs financiers, toute distinction faite, du point de vue théorique, entre les avoirs dits monétaires d'une part et, les avoirs non monétaires, d'autre part, serait purement arbitraire. Une définition empirique de la monnaie serait, semble-t-il, plus appropriée car elle pourrait varier selon ce que l'on veut expliquer. Rien ne serait plus normal. En outre, une telle définition de la monnaie évoluerait en fonction des modifications apportées à la structure des établissements financiers et des nouvelles voies dans lesquelles ils s'engagent.

Au Canada, il existe plusieurs établissements financiers qui émettent des titres de crédit semblables à ceux des banques à charte. Les sociétés financières et les sociétés de prêts hypothécaires offrent des comptes-chèques à leurs clients. Les coopératives de crédit (et en particulier les caisses populaires) offrent aussi un service de ce genre. Les caisses d'épargne de l'État offrent des comptes d'épargne. Par conséquent, quels titres de crédit convient-il d'inclure dans la définition de la masse monétaire? Pour répondre à cette question, les huit totaux monétaires suivants ont été calculés.

M_0 = Monnaie hors banque plus les dépôts bancaires à demande ajustés pour tenir compte des fluctuations

M_1 = Monnaie hors banque plus les dépôts bancaires en comptes-chèques ajustés pour tenir compte des fluctuations

²⁹ Pour une explication détaillée de cette question, voir l'ouvrage de M. Friedman et A. Schwartz, Monetary Statistics of the United States, New York, 1970, chapitres 1 et 2.

- M_1 = Monnaie hors banque plus les dépôts bancaires à demande ajustés pour tenir compte des fluctuations plus les dépôts en comptes d'épargne personnels
- M_2 = Monnaie hors banque plus les dépôts bancaires ajustés pour tenir compte des fluctuations
- M_3 = M_1 plus les dépôts en comptes-chèques aux sociétés financières plus les dépôts en comptes-chèques aux sociétés de crédit hypothécaire moins les réserves en numéraire des sociétés financières et de crédit hypothécaire
- M_4 = M_3 plus les dépôts d'épargne non utilisables par chèques aux sociétés financières et de prêts hypothécaires plus les dépôts d'épargne non utilisables par chèque et les dépôts à terme fixe aux banques à charte
- M_5 = M_2 plus les dépôts aux sociétés financières et de crédit hypothécaire moins les réserves en numéraire des sociétés financières et de crédit hypothécaire
- M_6 = M_5 plus les dépôts aux caisses d'épargne du Québec plus les dépôts aux coopératives de crédit plus les dépôts aux établissements d'épargne de l'Etat moins les réserves en numéraire des caisses d'épargne du Québec et des coopératives de crédit.

Comment, parmi ces définitions, choisir celle qui convient le mieux? Aux fins du présent rapport, la définition qui explique le mieux le taux de l'inflation a été choisie. Pour l'expérience qui suit, il a été décidé d'utiliser l'équation (8A) puisque cette équation représentait la seule formule contenant le taux de croissance de la masse monétaire comme variable indépendante directe. Les estimations ordinaires par la méthode des moindres carrés de l'équation (8A) ont été calculées en utilisant P_{IPG} et i^{BT} , de même que les huit autres définitions possibles de la masse monétaire. Les R^2 et l'erreur type d'estimation, soit $S_{y.x}$, qui ont servi aux huit équations sont donnés dans le tableau XX. En outre, le taux d'inflation a été régressé par rapport au rythme de variation de la masse monétaire dans le cas où

$$\Delta \log P_t = a + b \sum_{i=0}^n w_i \Delta \log M_{t-i} \quad (14).$$

L'équation (14) a été établie en utilisant la technique d'Almon et en supposant que les coefficients de pondération sont exprimés sous forme de polynôme du deuxième degré et que le retard est de 16 trimestres. Les R^2 et les erreurs types d'estimation de l'équation (14) des huit définitions de la masse monétaire figurent également au tableau XX.

Selon le tableau XX, il semble que les définitions générales de la masse monétaire (M_2 , M_5 et M_6) conviennent mieux que les définitions limitées. Il semble également que, du moment qu'on inclut les dépôts aux banques à charte dans les définitions, le fait d'inclure également le passif des autres établissements financiers n'ajoute presque rien aux explications que peuvent fournir ces définitions. En fait, M_2 a le plus bas $Sy.x$ dans l'estimation de l'équation (8A). Par conséquent, M_2 semble, du point de vue empirique, la définition appropriée de la masse monétaire lorsqu'une explication de l'inflation est recherchée.

CONCLUSIONS

Des résultats empiriques ci-dessus, on peut conclure que:

(1) Le rythme de croissance de la masse monétaire joue un rôle important dans la détermination du taux de changement du niveau absolu des prix. Cela n'est pas très surprenant. Puisqu'on peut concevoir le niveau absolu des prix comme étant le taux auquel l'argent est échangé contre des biens (en général), plus on imprime de billets moins ceux-ci ont de la valeur et plus élevé est le nombre des billets nécessaires à l'acquisition d'un bien (c'est-à-dire plus élevé est le niveau des prix). Avant 1930, la plupart des économistes se seraient attendus à ce résultat.

(2) Tout changement dans le taux de croissance de la masse monétaire entraîne, avec un retard considérable, un changement dans le taux d'accroissement du niveau absolu des prix. La nature exacte de ce retard doit être d'une recherche plus poussée³⁰. En ce qui concerne l'IPG, il peut s'écouler de sept à dix-neuf trimestres avant que les prix reflètent la moitié du changement subi par la masse monétaire. Un résultat semblable comporte des conséquences sérieuses pour l'adoption

³⁰ Les travaux doivent surtout porter sur les cas où α est traité comme une variable et non comme un paramètre du système.

d'une politique. Lorsqu'une augmentation du rythme de croissance de la masse monétaire n'a pas d'effet immédiat sur le taux d'inflation, la Banque du Canada ne doit pas conclure erronément que la monnaie n'influe pas sur le niveau des prix. Par contre, toute diminution du taux de croissance de la masse monétaire effectuée dans le but de combattre l'inflation mais qui ne produit pas une réduction immédiate du taux d'inflation ne doit pas donner lieu à l'une ou à l'autre des conclusions suivantes:

- (a) La politique monétaire est inopérante dans la lutte contre l'inflation; par conséquent, d'autres moyens, comme des contrôles directs des prix et des salaires, doivent être mis en oeuvre pour combattre l'inflation;
- (b) le fléchissement initial du taux d'accroissement de la monnaie est trop faible; il faut donc réduire davantage le rythme de croissance de la masse monétaire pour lutter efficacement contre l'inflation.

C'est à cause des retards inhérents à toute politique monétaire que les banques centrales tendent à réagir trop fortement dans une situation donnée. Lorsqu'une politique de crédit facile est indiquée, elles tendent à faire accroître la masse monétaire trop rapidement, ce qui amène l'inflation. Et lorsqu'il faut lutter contre l'inflation en adoptant une politique de resserrement du crédit, elles ont tendance à trop diminuer la masse monétaire entraînant ainsi une récession.

(3) Les résultats empiriques laissent entrevoir qu'une définition large de la monnaie (M_2) qui comprend les dépôts aux banques à charte donne une meilleure explication du taux d'inflation que les définitions plus restreintes. Les résultats laissent également entrevoir qu'il y a peu d'avantages à expliquer le taux d'inflation en incluant les titres de crédit d'intermédiaires financiers autres que les banques à charte dans une définition de la masse monétaire. Aux fins de l'explication du taux d'inflation, M_2 semble être la définition la plus juste de la masse monétaire.

TABLEAU XI

Résultats de régression de l'équation (5) dans laquelle on a utilisé le taux d'inflation prévu tel que préalablement calculé

Variable dépendante	1958:III - 1969:IV†						
	Constante	$\log i_{t-1}^{TB}$	$\log i_{t-1}^{0-3}$	$\log i_{t-1}^{LT}$	$\log y_{t-1}$	$\log v_{t-1}$	$\Delta \log P_{t-1} - \Delta \log P_t^e$
$\Delta \log P_t$	0.006		-0.021	0.012	-0.054	+0.20	0.20 0.0047 2.04
- $\Delta \log P_{t-1}^e$							2.16
en utilisant $I'IPG$	(0.08)		(-1.97)	(1.59)	(-2.29)	(1.42)	Sous-entendu: R^2 sur $\Delta \log P_t = 0.26$
$\Delta \log P_t$	-0.25		-0.019	0.026	(0.004)	-0.23	0.46 0.0028 1.80
- $\Delta \log P_{t-1}^e$							Sous-entendu: R^2 sur $\Delta \log P_t = 0.62$
en utilisant $I'IPC$	(-5.43)		(-3.02)	(4.93)	(0.26)	(-1.71)	
$\Delta \log P_t$	-0.27		-0.021	0.029	-0.0017	-0.37	0.31 0.0049 1.90
- $\Delta \log P_{t-1}^e$							Sous-entendu: R^2 sur $\Delta \log P_t = 0.43$
en utilisant $I'IPi$	(-3.37)		(-1.96)	(3.19)	(0.06)	(-2.69)	

†Les valeurs entre parenthèses sont les statistiques-t. R^2 est le coefficient de détermination.

Sy.x est l'erreur type de l'estimation et D.W. est la statistique Durbin-Watson.

TABEAU XII

Résultats de régression de l'équation (5A) dans laquelle on a utilisé le taux d'inflation prévu tel que préalablement calculé 1958:III - 1969:IV

Variable dépendante	Constante	$\log i_{t-1}^{TB}$	$\log i_{t-1}^{0-3}$	$\log i_{t-1}^{LT}$	$\log Y_{t-1}$	$\log V_{t-1}$	R^2	Sy.x	D.W.
$\Delta \log P_{te}$ $-\Delta \log P_{t-1}$	0.0068		-0.022		0.013	-0.060	0.16	0.0047	1.60
en utilisant l'IPG	(0.096)		(-2.16)		(1.78)	(-2.66)	Sous-entendu: R^2 sur $\log P_t$ = 0.22		
$\Delta \log P_{te}$ $-\Delta \log P_{t-1}$	-0.21		-0.021		0.024	-0.004	0.36	0.0032	2.23
en utilisant l'IPC	(-4.89)		(-3.20)		(4.49)	(-0.20)	Sous-entendu: R^2 sur $\log P_t$ = 0.50		
$\Delta \log P_{te}$ $-\Delta \log P_{t-1}$	-0.22		-0.022		0.025	-0.018	0.16	0.0055	2.61
en utilisant l'IPJ	(-2.79)		(-1.90)		(2.58)	(-0.60)	Sous-entendu: R^2 sur $\log P_t$ = 0.24		

TABLEAU XIII

Résultats de régression de l'équation (5)" obtenue au moyen des variables d'Almon du second degré, 1955: III - 1969: IV

Variable dépendante	Constante	$\log i_{t-1}^{TB}$	$\log i_{t-1}^{0-3}$	$\log i_{t-1}^{LT}$	$\log y_{t-1}$	$\Delta \log P_{t-1}$	$\log V_{t-1}$	Z_1^*	Z_2^*	Longueur du retard	R^2	SY.X	D.W
$\Delta \log P_t$ en utilisant 1'IPG	-0.31 (-2.80)			0.0088 (-1.24)	0.041 (3.89)	-0.021 (-0.17)	-0.054 (-2.92)	-3.68 (-1.93)	0.50 (0.49)	24	0.42	0.0043	2.0
$\Delta \log P_t$ en utilisant 1'IPC	-0.08 (-1.94)	0.0027 (1.45)			0.012 (2.83)	0.045 (0.34)	-0.046 (-2.60)	-4.02 (-3.24)	0.21 (3.10)	20	0.46	0.0033	1.9
$\Delta \log P_t$ en utilisant 1'TPI	-0.27 (-2.71)			-0.019 (-2.00)	0.035 (3.50)	-0.289 (-2.32)	-0.063 (-2.05)	-1.76 (-0.67)	1.77 (0.74)	16	0.35	0.0054	2.4

* Z_1 et Z_2 sont des variables d'Almon du premier et du second degré respectivement créées selon le taux d'inflation approprié à chaque régression.

TABLEAU XIV
Résultats de régression de l'équation (5A) obtenue au moyen des variables d'Almon du second degré,
1955: III - 1969: IV

Variable dépendante	Constante	$\log i_{t-1}^{TB}$	$\log i_{t-1}^{0-3}$	$\log i_{t-1}^{LT}$	$\log y_{t-1}$	$\log v_{t-1}$	Z^*_1	Z^*_2	Longueur du retard	R^2	Sy.x	D.W.
$\Delta \log P_t$ en utilisant l'IPG	-0.28 (-2.73)	-0.0035 (-1.44)		0.039 (4.00)	-0.061 (-3.68)	-5.17 (-3.02)	1.86 (1.80)		24	0.39	0.0043	1.68
$\Delta \log P_t$ en utilisant l'IPC	-0.07 (-1.76)	0.0020 (1.18)		0.011 (2.59)	-0.038 (-2.34)	-3.63 (-3.23)	3.19 (3.30)		20	0.46	0.0033	2.09
$\Delta \log P_t$ en utilisant l'IPI	-0.24 (-2.36)	0.0049 (1.55)		0.024 (2.72)	-0.013 (-0.43)	5.02 (1.92)	-5.25 (-1.97)		32	0.26	0.0060	2.23

* Z_1 et Z_2 sont des variables d'Almon du premier et du second degré respectivement créées selon le taux d'inflation approprié à chaque régression.

TABLEAU XV

Résultats de régression de l'équation (8), sans contraintes, 1953: I - 1969: IV

Variable dépendante	Constante	$\Delta \log P_{t-1}$	$\Delta \log P_{t-2}$	$\Delta \log i_{t-1}^{TB}$	$\log i_{t-2}^{TB}$	$\Delta \log Y_{t-1}$	$\log Y_{t-2}$	$\Delta \log M_{t-1}$	$\log V_{t-2}$	R^2	Sy.x	D.W.
$\Delta \log P_t$ en utilisant l'IPG	0.040 (0.60)	0.156 (1.39)	0.099 0.90	0.001 (0.34)	0.001 (0.68)	0.132 (2.99)	0.0008 0.138	0.129 (2.73)	-0.028 (-1.96)	0.50	0.0042	2.11
$\Delta \log P_t$ en utilisant l'IPC	-0.02 (-0.46)	0.124 (0.95)	0.039 (0.31)	0.003 (1.07)	0.004 (1.69)	-0.007 (-0.20)	0.003 (0.64)	0.046 (1.17)	-0.012 (0.84)	0.45	0.0035	2.02
$\Delta \log P_t$ en utilisant l'IPI	-0.12 (-1.46)	-0.282 (-2.23)	-0.210 (-1.75)	0.009 (1.74)	0.003 (0.81)	0.007 (0.12)	0.016 (1.78)	0.027 (0.37)	-0.037 (-1.49)	0.31	0.0062	2.04

TABLEAU XVI

Résultats de régression de l'équation (8), compte tenu des contraintes appropriées
1953: I - 1969: IV

Variable dépendante	α	w	a_0	a_1	a_2	a_3	R^2	Sy.x	D.W.
$\Delta \log P_t$ en utilisant l'IPG	0.120 (2.69)	0.018 (1.30)	-21.86 (-3.14)	0.0014 (0.05)	2.19 (3.32)	2.32 (1.81)	0.29	0.0050	2.76
$\Delta \log P_t$ en utilisant l'IPC	0.041 (1.36)	0.358 (0.873)	-4.20 (-0.81)	0.062 (0.82)	0.505 (1.0)	8.35 (1.19)	0.24	0.0040	2.75
$\Delta \log P_t$ en utilisant l'IPI	0.093 (1.33)	0.068 (1.50)	-19.87 (-1.45)	0.107 (1.13)	2.03 (1.53)	6.55 (1.14)	-0.26	0.0081	2.94

TABLEAU XVII

Résultats de régression de l'équation (8A), sans contraintes,

1953: I - 1969: IV

Variable dépendante	Constante	$\Delta \log P_{t-1}$	$\Delta \log i_{t-1}^{TB}$	$\log i_{t-2}^{TB}$	$\Delta \log Y_{t-1}$	$\log Y_{t-2}$	$\Delta \log M_{t-1}$	$\log V_{t-2}$	R^2	Sy.x	D.W.
$\Delta \log P_t$ en utilisation sans l'IPC	0.035 (0.52)	0.18 (1.70)	0.0015 (0.45)	0.0021 (0.77)	0.138 (3.18)	0.0015 (0.26)	0.124 (2.64)	-0.029 (-2.05)	0.50	0.0042	2.16
$\Delta \log P_t$ en utilisation sans l'IPC	-0.025 (0.52)	0.13 (1.02)	0.0029 (1.06)	0.0040 (1.76)	-0.0090 (-0.25)	0.0034 (0.72)	0.047 (1.20)	-0.012 (-0.87)	0.45	0.0035	2.01
$\Delta \log P_t$ en utilisation sans l'IPC	-0.086 (-1.01)	-0.23 (-1.81)	0.0093 (1.83)	0.0035 (0.85)	0.002 (0.004)	0.012 (1.32)	0.058 (0.83)	-0.034 (-1.34)	0.27	0.0063	2.23

TABLEAU XVIII

Résultats de régression de l'équation (8A), compte tenu des contraintes appropriées,
1953: I - 1969: IV

Variable dépendante	α	w	a_0	a_1	a_2	R^2	Sy.x	D.W.
$\Delta \log P_r$ en utili- sant l'IPG	0.18 (4.0)	-0.0092 (-0.95)	-13.35 (-3.49)	-0.012 (-0.55)	1.63 (4.66)	0.15	0.0054	2.70
$\Delta \log P_t$ en utili- sant l'IPC	0.082 (2.28)	-0.011 (-0.37)	-8.07 (-1.53)	0.030 (0.78)	0.937 (1.79)	0.08	0.0044	2.80
$\Delta \log P_t$ en utili- sant l'IPI :	0.244 (3.42)	-0.0050 (-0.38)	-11.21 (-1.35)	0.044 (1.56)	1.42 (3.36)	-0.65	0.0092	2.98

TABLEAU XIX

Effet sur les prix d'un doublement unique et définitif de la masse monétaire, en supposant $\alpha = 0.12$

Trimestre	M	V	P	Y	$\log v^d$	$\log v$	$\log v^d - \log v$	$\Delta \log p \times 100$
0	100	4	1.00	400	1.386	1.386	0	0
1	200	2	1.00	400	1.386	0.693	0.693	0
2	200	2.173	1.087	400	1.386	0.776	0.610	8.3
3	200	2.338	1.169	400	1.386	0.849	0.537	7.3
4	200	2.494	1.247	400	1.386	0.914	0.472	6.4
5	200	2.639	1.320	400	1.386	0.971	0.415	5.7
6	200	2.774	1.387	400	1.386	1.020	0.366	5.0
7	200	2.899	1.449	400	1.386	1.064	0.322	4.4
8	200	3.012	1.506	400	1.386	1.102	0.283	3.9
∞	200	4	2.00	400	1.386	1.386	0	0

TABLEAU XX

Comparaison du R^2 et du $Sy.x$ des équations (8A) et (12)
 en utilisant l'IPG pour définir le taux d'inflation
 et en employant 8 définitions possibles
 de la masse monétaire, 1953: I - 1969: IV

Définition de la masse monétaire	Équation 8(A) R^2 $Sy.x$		Équation (14) R^2 $Sy.x$	
M_0	.44	.00449	0.23	0.00488
M_1	.41	.00458	0.10	0.00528
M_1	.45	.00444	0.28	0.00471
M_2	.50	.00424	0.34	0.00451
M_3	.41	.00458	0.10	0.00528
M_4	.45	.00444	0.30	0.00466
M_5	.49	.00427	0.35	0.00447
M_6^*	.44	.00428	0.29	0.00440

* Pour la période 1951: I - 1967: IV.
 R^2 pour M_6 ne peut être comparé aux autres R^2 .

UNE DÉFINITION EMPIRIQUE DE LA MONNAIE

par

John W.L. Winder

Il y a dix ans, Harry Johnson analysait, dans un brillant exposé, ce qui constitue sans doute le problème fondamental de l'économie monétaire. L'auteur écrivait en substance ce qui suit:

"...on n'a pas encore trouvé de réponse aux questions fondamentales suivantes. En premier lieu, quelle accumulation spécifique de ressources correspond de plus près au concept de monnaie: cette question se pose dès que la caractéristique distinctive de la monnaie cesse d'être sa fonction de pouvoir d'échange. Deuxièmement, quelles variables régissent le marché de la monnaie ainsi défini; et, troisièmement, la demande de monnaie est-elle suffisamment stable pour fournir, en conjonction avec la quantité de monnaie, une meilleure explication des mouvements des revenus et autres agrégats que celle qui découle des modèles construits autour des relations revenu-dépenses. Il s'agit de questions essentiellement empiriques auxquelles, jusqu'à présent, la recherche empirique n'a apporté aucune réponse concluante; et elles ont nettement une portée pratique sur la politique monétaire¹."

La pertinence ultime des recherches empiriques sur la demande de monnaie repose sur une question fondamentale, à savoir si la théorie monétaire se définit plus efficacement en termes de demande et d'offre de monnaie ou au point de vue de l'influence de la monnaie sur les dépenses et le revenu². L'efficacité de la formulation de la politique monétaire dépend naturellement de la solution apportée à ce problème dans lequel s'imbrique la définition du concept

¹ Johnson, H.G., "Monetary Theory and Policy", American Economic Review, juin 1962, pp. 344-5.

² Ibid., p. 356.

de la monnaie. Une politique monétaire efficace exige l'élaboration d'une définition empirique de la monnaie.

Les définitions empiriques peuvent être nombreuses. Il n'est pas indispensable qu'elles soient immuables; elles peuvent différer selon les variances dans les questions auxquelles répondent certains modèles alternatifs. Ainsi, des modèles peuvent servir à évaluer le rôle de la monnaie dans la détermination des prix et revenus. Selon les préceptes de ces modèles, certaines définitions de la monnaie peuvent s'avérer plus valables que d'autres, être empiriquement pertinentes. De même, les spécifications données pour la fonction de la demande de monnaie globale, en raison de la relativité de leur performance fondée sur des définitions possibles de la monnaie, impliquent la définition qui est empiriquement la plus appropriée, du moins pour les spécifications données.

Dans un article récent, George Kaufman cite ce qu'il considère comme étant les trois techniques les plus prometteuses en usage aux États-Unis pour en arriver à une définition empirique de la monnaie³. Il s'agit: (1) de la définition par élasticité croisée de substitution des ressources financières; (2) de la définition par analyse discriminante des caractéristiques des séries temporelles et, (3) de la définition par explication statistique du revenu nominal global. Le travail de Kaufman est connexe à cette troisième approche, utilisée par Milton Friedman et David Meiselman dans leur étude pour la Commission d'étude sur la monnaie et le crédit. L'évaluation des mérites relatifs des différentes techniques constituerait en soi une entreprise considérable et prêterait certainement à discussion. Le but du présent article est plus modeste: il s'agit d'aborder le problème de la définition empirique de la monnaie en s'appuyant sur une évaluation de la fonction de demande de forme spécifique.

Un large éventail de formes fonctionnelles et diverses variables déterminantes ont été utilisées pour spécifier et évaluer la demande de monnaie. Dans son excellent ouvrage sur le sujet, David Laidler affirme que les travaux

³ Kaufman, George C., "More on An Empirical Definition of Money", American Economic Review, mars 1969, pp. 78-87.

empiriques les plus récents postulent que la fonction de demande de monnaie peut être ainsi définie:

$$\ln(M/P)_t = \ln k + a \ln(X)_t - b \ln r_t \quad (1)$$

où X représente le niveau de revenu, l'actif matériel ou le revenu permanent⁴. Dans cette communication, on utilise le niveau du revenu réel courant, soit: $X = (Y/P)$. Les autres symboles utilisés représentent le produit national brut nominal courant (Y), son déflateur implicite (P), la masse monétaire nominale (M) et le taux des bons du Trésor (r).

Dans son ouvrage, Laidler poursuit en signalant que de tels essais ne tiennent pas compte du "problème d'identité" et que, par conséquent, ils doivent être complétés par des travaux tels que ceux de Brunner et Meltzer⁵, et Teigen⁶ qui ont ajusté simultanément les fonctions d'offre et de demande de monnaie. Les résultats obtenus sont essentiellement les mêmes que ceux qui découlent d'études similaires qui, elles, ne tiennent pas compte du problème d'identité. Laidler conclut en ces termes:

"Bref, que l'on considère la fonction de la demande de monnaie comme étant limitée par le revenu, les ressources ou le revenu anticipé, qu'on choisisse d'inclure ou d'exclure les dépôts à terme dans une définition de la monnaie, que l'on choisisse d'aborder ou non le problème d'identité, que l'on utilise un taux d'intérêt à court ou à long terme, le rendement sur le passif des intermédiaires financiers ou le rendement sur les actions des sociétés, il existe une quantité écrasante de preuves à l'effet que la demande de monnaie est reliée aux taux d'intérêt de manière stable et négative. De toutes les questions qui se posent en économie monétaire, c'est celle qui paraît avoir été réglée de la façon la plus décisive⁷."

⁴ Laidler, D.E.W., The Demand for Money: Theories and Evidence, Scranton, 1969.

⁵ Brunner, K., et Meltzer, A.H., "Some Further Evidence on Supply and Demand Functions for Money," Journal of Finance, mai 1964, pp. 240-283.

⁶ Teigen, R., "Demand and Supply Functions for Money in the United States" Econometrica, octobre 1964, pp. 477-509.

⁷ Laidler, op. cit., p. 97.

Le problème d'identité n'est pas abordé dans le présent travail d'une part, à cause de l'évidence empirique mentionnée ci-haut d'après laquelle ce problème n'a pas de signification critique en ce qui a trait à la demande de monnaie, d'autre part, à cause de l'évidence selon laquelle l'offre de monnaie au Canada constitue une réponse passive au taux prédéterminé d'intérêt visé ou aux conditions générales de crédit⁸, et enfin, à cause de la nécessité de limiter l'étendue de la présente recherche.

Le choix de la forme fonctionnelle définie dans l'équation (1) est également basé sur des expériences tentées au cours de recherches faites avec le professeur L.B. Smith⁹ sur le rôle des prix et intérêts prévus dans la demande de monnaie au Canada. Dans la mise au point de cette recherche, différentes formes fonctionnelles trouvées dans l'information générale furent utilisées, mais la forme dont il est ici question, et qui est mentionnée plus haut, semble offrir une plus grande stabilité dans les résultats et permettre une interprétation acceptable. L'étude donne des résultats portant sur trois définitions du taux d'intérêt et sur deux définitions de la monnaie. En plus du rendement des bons du Trésor à 91 jours, les taux d'intérêt concernent le rendement à court terme (de 0 à 3 ans) et à long terme des obligations du Gouvernement du Canada. Étant donné que les résultats des possibilités envisagées sont sensiblement les mêmes, seul le taux d'intérêt des bons du Trésor a été employé au cours de cette recherche. Dans l'étude citée, la monnaie est définie comme la somme des devises hors-banque, des demandes à vue et des dépôts avec ou sans préavis dans les banques à charte. Pour les fins de la présente recherche, ces éléments ont été étudiés séparément et d'autres possibilités ont été considérées comme on le verra plus loin.

⁸ Cette position est soutenue dans: Courchene, T.J., "Recent Canadian Monetary Policy", Journal of Money, Credit and Banking, février 1971, pp. 35-36; et Helliwell, J.F. et al., The Structure of RDX2, Bank of Canada Staff Research Studies, 1971.

⁹ Smith, L.B. et Winder, J.W.L., "Price and Interest Rate Expectations and the Demand for Money in Canada", Journal of Finance, juin 1971, pp. 671-82.

Le modèle des prévisions auquel on a eu recours antérieurement a été utilisé dans le présent travail. Il est basé sur la synthèse des modèles normatifs d'économie et des extrapolations proposés par Modigliani et Sutch¹⁰. Lorsqu'il est appliqué aux taux d'intérêt, le niveau normal est représenté par \bar{r} et le niveau prévu par r^* . Le niveau normal est représenté par la relation:

$$\ln \bar{r}_t = v \sum_{i=1}^m u_i \ln r_{t-i} + (1-v) \ln z; \quad 0 < v < 1; \quad \sum_{i=1}^m u_i = 1 \quad (2)$$

où z est une constante représentant un niveau normal à très long terme, et v et $(1-v)$ sont des constantes qui servent à établir la moyenne pondérée de z avec l'expression

$\sum_{i=1}^m u_i \ln r_{t-i}$ qui est elle-même une moyenne pondérée des taux récents.

Si les prévisions de taux d'intérêt sont normatives ou régressives, il faut s'attendre à une baisse du niveau des taux d'intérêt quand le niveau actuel dépasse le niveau normal. Cette hypothèse peut être représentée par la formule suivante:

$$\ln(r_t^*/r_t) = \alpha_1 \ln(\bar{r}_t/r_t) = \alpha_1(1-v) \ln z + \alpha_1 v \sum_{i=1}^m u_i \ln r_{t-i} - \alpha_1 \ln r_t \quad (3)$$

où α_1 est l'élasticité de la réaction prévisionnelle normative.

Si les prévisions de taux d'intérêt sont des extrapolations, seul le passé récent est considéré; le niveau à très long terme, z , n'entre donc pas en ligne de compte. On s'attend à une augmentation du taux d'intérêt quand le niveau courant excède le niveau moyen du passé récent. En d'autres termes, les

¹⁰ Modigliani, F., et Sutch, R., "Innovations in Interest Rate Policy", American Economic Review, mai 1966, pp. 178-197.

variations des taux d'intérêt du passé récent devraient continuer dans le même sens dans l'avenir. Cette hypothèse peut être formulée ainsi:

$$\ln(r_t^*/r_t) = \alpha_2(\ln r_t - \sum_{i=1}^n \gamma_i \ln r_{t-i}); \alpha_2 > 0,$$

$$\sum_{i=1}^n \gamma_i = 1, n < m \quad (4).$$

Comme la période, ou passé récent, couverte par l'expérience est plus courte dans le cas d'extrapolations que dans le cas de prévisions normatives, n devrait être considérablement plus petit que m . L'élasticité de la réaction d'extrapolation est α_2 .

Les prévisions peuvent naturellement être fondées à la fois sur les éléments normatifs et les éléments d'extrapolation. La combinaison de (3) et (4) donne l'expression:

$$\begin{aligned} \ln(r_t^*/r_t) = & \alpha_1(1-v)\ln z + (\alpha_2 - \alpha_1)\ln r_t \\ & + \sum_{i=1}^m (\alpha_1 v u_i - \alpha_2 \gamma_i) \ln r_{t-i} \end{aligned} \quad (5).$$

La structure des retards distribués peut être établie uniquement de façon empirique. Elle résultera de la force relative des éléments normatifs et des extrapolations comprises dans l'expression $(\alpha_1 v u_i - \alpha_2 \gamma_i)$. L'élément d'extrapolation $\alpha_2 \gamma_i$, parce qu'il couvre une période plus courte, exercera son influence la plus forte sur le passé récent, alors que l'élément normatif $\alpha_1 v u_i$ affectera un passé plus éloigné. L'inclusion de l'hypothèse (5) dans la fonction de la demande de forme (1) donne la formule suivante:

$$\begin{aligned} \ln(M/P)_t = & [\ln k + c\alpha_1(1-v)\ln z] + a \ln(Y/P)_t \\ & - [b + c(\alpha_1 - \alpha_2)] \ln r_t + c \sum_{i=1}^m (\alpha_1 v u_i - \alpha_2 \gamma_i) \ln r_{t-i} \end{aligned} \quad (6)$$

où c représente l'élasticité de la demande de monnaie par rapport à un changement prévu du taux d'intérêt mesuré par r_t^*/r_t .

Les résultats présentés dans les tableaux concernent l'hypothèse de base de la demande de monnaie, comprenant seulement le revenu réel et le taux des bons du Trésor, ainsi que des applications de cette hypothèse aux intérêts des sociétés ou aux prix prévus. Pour chaque spécification alternative des variables indépendantes, les mesures monétaires alternatives suivantes ont été utilisées afin de produire des dépendantes variables:

- C Devises en circulation (sauf les pièces de monnaie)
- D Dépôts à demande dans les banques à charte (sauf le flottant)
- PN Comptes d'épargne personnels dans les banques à charte
- ON Autres dépôts à terme et dépôts à préavis dans les banques à charte
- TD Dépôts à demande et comptes d'épargne dans les sociétés de fiducie
- GIC Dépôts à terme et certificats d'investissements garantis dans les sociétés de fiducie
- MD Dépôts à demande et comptes d'épargne dans les sociétés de prêts hypothécaires
- MT Certificats, obligations non garanties et dépôts à terme dans les sociétés de prêts hypothécaires
- MI $C + D$
- M2 $C + D + PN +$
- M3 $C + D + PN + ON$

On a utilisé des données trimestrielles et non désaisonnalisées. L'ordre de grandeur du dollar est le milliard, ce qui correspond dans les tableaux à l'emploi du nombre 9 comme symbole de variable. Le préfixe L représente les logarithmes naturels alors que le suffixe R indique la déflation par rapport à l'indice des prix. Par exemple, LY9R signifie le logarithme naturel de

$Y9R = Y9/P = \text{IPC en milliards de dollars 1957, où}$
 $P = \text{IPC déflateur du prix (1957 = 1.00)}$

En outre, on a utilisé le taux d'intérêt suivant:

TBR Taux aux trois mois des bons du Trésor, moyenne des appels d'offre hebdomadaires, dernier mois du trimestre.

Les résultats de l'hypothèse de base se trouvent au tableau XXI. L'évaluation couvre la période de 1955:I à 1968:IV. Les coefficients du revenu réel et du taux des bons du Trésor sont présentés en termes d'élasticité; leurs t de Student sont inscrits entre parenthèses. Les valeurs du coefficient de détermination, R^2 sont ajustées pour les degrés de liberté mais ne sont pas désaisonnalisées. Les valeurs de la statistique Durbin-Watson sont présentées dans la dernière colonne.

Il est évident que l'hypothèse de base rend compte de la plupart des variations dans chacune des catégories et cela n'a rien d'étonnant si l'on considère la tendance du revenu réel et chacune des variables dépendantes. Le postulat voulant que la demande de monnaie soit basée sur l'élasticité de l'intérêt est confirmé pour toutes les catégories, sauf C et PN, en dépit du fait que l'on n'a pas inclus leur taux particulier dans l'hypothèse. Les valeurs d'élasticité du revenu sont beaucoup plus basses en C, D, et PN que pour les autres éléments. Ces différences dans les taux d'élasticité de l'intérêt et du revenu se reflètent évidemment dans les relations globales du M1, M2 et M3.

Les valeurs statistiques Durbin-Watson indiquent plusieurs corrélations en série, ce qui constitue, d'après la documentation empirique, une caractéristique de ces résultats. Cette caractéristique est plus évidente pour les données trimestrielles que pour les données annuelles. D'autre part, plusieurs autres études ne mentionnent pas cette statistique. Lorsque des données désaisonnalisées sont employées, certaines des corrélations en série peuvent résulter du processus de désaisonnalisation.

Il existe essentiellement trois façons de traiter la corrélation en série. Tout d'abord, on peut recourir à une transformation autorégressive des données. La documentation existante permet de constater que des transformations de

ce genre affectent peu les résultats. Cette constatation a été vérifiée dans le cas de l'étude de Smith-Winder mentionnée plus haut. Une autre possibilité, puisqu'il semble plausible que des écarts d'ajustement soient importants, particulièrement dans les cas d'utilisation de données trimestrielles, consisterait à appliquer un type de modèle d'ajustement ce qui poserait toutefois le problème suivant: il est fondamentalement impossible de distinguer une formule de ce genre d'une hypothèse qui exige, dans la fonction, des valeurs de variables permanentes ou prévues plutôt que des valeurs courantes¹¹. L'introduction du taux d'intérêt prévu par l'inclusion de valeurs décalées, comme c'est le cas dans cette communication, pose évidemment un autre problème. La dernière façon d'aborder le problème de corrélation en série est de tenter de trouver une ou plusieurs variables explicatives qui auraient été omises¹². Pourvu que les variables omises soient des valeurs prévues plutôt que mesurées, il est impossible de discerner cette approche de la seconde qui prend en considération l'écart d'ajustement. La présente recherche omet les "taux propres" de rendement pour toutes les catégories qui en possèdent parce que, d'une part, l'étude a eu pour objet l'examen préliminaire des cas possibles d'inclusion dans la définition du concept "monnaie", dans le cadre d'une hypothèse plausible présentée sous une forme sommaire mais acceptable, plutôt que la détermination définitive de la forme précise et statistiquement inattaquable de la demande de monnaie et que, d'autre part, l'utilisation des "taux propres" dans l'expérience ne s'avérerait pas très heureuse, du moins dans le contexte de l'hypothèse dont il est ici question.

On peut ajouter que l'examen des résidus des équations de prévision, Tableau XXI(a), indique que la recherche des variables omises n'est pas toujours facile. À quelques exceptions près, il n'est pas clairement établi que les

¹¹ Laidler, op. cit. p. 101.

¹² L'ambiguïté de cette approche est soulignée par le professeur Clinton dans son "Comment" sur les résultats de Smith-Winder dans Journal of Finance, à paraître. Le professeur Clinton recommande l'incorporation des écarts de revenu et accepte l'ambiguïté de leur interprétation.

variables "omises" ont des points communs. Les corrélations suivantes illustrent cette observation:

Matrice de corrélation des résidus - Tableau XXI(a)

	C	D	PN	ON	TD	GIC	MD
D	0.44						
PN	0.81	0.44					
ON	0.39	0.54	0.47				
TD	-0.14	0.18	0.04	0.09			
GIC	0.25	0.08	0.39	0.05	0.66		
MD	-0.19	0.46	-0.01	0.51	0.70	0.12	
MT	0.15	0.03	0.27	-0.01	0.78	0.95	0.23

La plupart des erreurs ne semblent pas avoir de dénominateur commun. Les exceptions dignes de mention, par ordre de grandeur, sont GIC et MT, C et PN, TD et MT, TD et MD, et TD et GIC. Il est à peu près inutile de chercher une explication commune. Ainsi, il serait plausible a priori, que les variables négligées se rapportent au caractère de substitution et soient des différences de taux dans les catégories. Ce point de vue peut être valable, mais les structures résiduelles ne permettent pas de conclure en ce sens. Il n'y a à toutes fins utiles, pas d'association entre les résidus d'équations touchant le passif sous forme de dépôts bancaires d'une part et le passif de dépôts hors-banque d'autre part. En outre, dans le cas d'omission pour les variables de substitution, on pourrait s'attendre à une association négative des résidus. Or, il existe seulement quatre de ces catégories, et leur importance est trop minime pour qu'elles aient une valeur significative. Une façon arbitraire, il faut en convenir, de prendre l'ajustement en considération, est d'ajouter à chaque régression la valeur décalée de la variable dépendante comme on peut le voir au Tableau XXI(b). La statistique de Durbin-Watson est nettement orientée vers l'option 2. Les

taux d'élasticité à long terme et d'élasticité d'équilibre en fonction du revenu réel et du taux des bons du Trésor pour les différentes catégories sont les suivantes:

		Y9R	TBR
1)	C9R	0.45	-0.02
2)	D9R	0.80	-0.20
3)	PN9R	1.44	-0.33
4)	ON9R	5.00	-0.69
5)	TD9R	7.00	-4.50
6)	GIC9R	4.67	-0.89
7)	MD9R	4.22	-1.22
8)	MT9R	2.00	-2.00
9)	M19R	0.71	-1.43
10)	M29R	0.95	-0.19
11)	M39R	1.54	-0.31

Les taux d'élasticité du revenu à long terme impliquent la même distinction entre les dépôts des banques à charte et les dépôts hors-banque; les taux d'élasticité des intérêts à long terme semblent renforcer cette position.

Une solution de rechange consisterait à appliquer une transformation autorégressive à l'hypothèse de base mentionnée au Tableau XXI, et dont les résultats se trouvent au Tableau XXI(c). Sauf dans les cas de C, D et PN (et par conséquent M1 et M2), la somme des résidus au carré décroît de façon monotone quand RHO est proche de l'unité. Pour toutes les autres catégories, la meilleure valeur de RHO implique par conséquent, que l'on se servira des premières différences. Les équations correspondantes des premières différences produisent naturellement des taux d'élasticité et des t de Student en fonction de Y9R et TBR presque identiques aux taux qui paraissent au Tableau XXI(c).

Le \bar{R}^2 de l'équation des premières différences est inévitablement plus bas, et même très bas dans un ou deux cas. Ces dernières valeurs sont rapportées dans la dernière colonne comme "Net" \bar{R}^2 , bien qu'elles ne soient pas désaisonnalisées. Dans les cas de C, D, PN, M1 et M2, ces valeurs ne renvoient pas aux équations transformées par les valeurs correspondantes de RHO dans la colonne précédente.

À première vue, l'impact de cette méthode sur les résultats antérieurs semble dévastateur. En plus d'un cas ou deux où l'ajustement de trimestre en trimestre est négligeable, le résultat obtenu antérieurement, où les élasticités de revenu sont considérablement plus élevées dans le cas des dépôts hors-banque, n'a aucun point d'appui; de plus, la possibilité d'un taux d'élasticité de l'intérêt significatif ou important est virtuellement éliminée. Toutefois, il faut agir avec circonspection dans l'interprétation de ces résultats; ils sont très sensibles aux faibles variations en RHO quand RHO est dans le voisinage de 1; cependant, de faibles variations en RHO vers 1, tout en réduisant la somme des résidus au carré, ne la réduisent peut-être "pas autant que cela". Le tableau XXI(d) illustre ce point. Les équations au tableau XXI(d) ont été transformées non pas par la valeur "optimale" de RHO mais bien par le coefficient autorégressif des résidus de l'équation correspondante au tableau XXI(a), c'est-à-dire en établissant $RHO=b$ dans une équation estimée de la forme:

$$RESID_t = a + bRESID(t-1)$$

pour chaque catégorie. Selon cette méthode, la distinction entre les taux d'élasticité du revenu demeure, mais les taux d'élasticité de l'intérêt sont bien inférieurs à ceux qui paraissent dans les équations non transformées.

Il est douteux qu'une telle transformation représente la meilleure façon d'aborder le problème de corrélation en série. Dans le cas où les valeurs de RHO se rapprochent de l'unité, il est possible que la corrélation en série soit d'un ordre supérieur. De toute façon, il serait préférable d'élargir l'hypothèse, ou de permettre l'ajustement décalé (bien que la seule inclusion de variables dépendantes décalées ne soit peut-être pas la meilleure façon d'attaquer le problème), ou d'incorporer des variables explicatives additionnelles, ou d'utiliser les deux méthodes à la fois.

Bien que la suite du présent exposé constitue un pas dans la bonne direction, il ne s'ensuit pas que le problème soit réglé pour autant.

Si l'on élargit l'hypothèse de base pour tenir compte des taux d'intérêt prévus les résultats sont ceux du Tableau XXII. La structure des retards distribués du processus postulé en fonction de l'intérêt a été estimée sous forme d'un polynôme du deuxième degré, devant couper l'axe des abscisses au douzième trimestre¹³. (En tout, douze valeurs trimestrielles sont incluses, puisque la valeur courante du LTBR est séparément). Pour l'économie de la présentation, les constantes, les coefficients des simulateurs saisonniers et les coefficients des variables d'Almon ne sont pas indiqués. Ils n'ont en soi aucun intérêt et les derniers mentionnés varient d'un programme de calcul à l'autre. Les coefficients de pondération des retards distribués sont indépendants des programmes cependant; de plus, ils constituent le résultat significatif et de ce fait, ils sont rapportés. Les valeurs entre parenthèses qui paraissent sous les estimations sont des erreurs quadratiques.

On continue de reporter au tableau XXII la distinction entre les taux d'élasticité du revenu bien que les valeurs diffèrent quelque peu de leur contrepartie au tableau XXI. Les notations positives relatives à la valeur courante des bons du Trésor dans les cas C et PN suggèrent que l'influence des extrapolations domine l'élément de coût d'opportunité qui peut avoir une très légère influence dans ces cas. L'inclusion de PN dans M2 et M3 contribue à la compensation de ces deux effets dans les agrégats. Les coefficients distribués du taux des bons du Trésor sont négatifs au départ et deviennent positifs dans tous les cas, ce qui est conforme à l'hypothèse prévisionnelle qui énonce comme postulat une dominance des extrapolations pour le passé récent. Le degré et la durée d'une telle dominance varient d'une catégorie à l'autre toutefois et s'étendent sur 5 ou 6 périodes dans les cas de D, ON et MD, environ la moitié de ce temps dans le cas de TD, et moins encore pour le reste des éléments de base. Il est naturellement impossible

13 Almon, S. "The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures", Econometrica, janvier 1965, pp. 178-196.

d'affirmer que ces différences dans le calendrier des catégories sont statistiquement significatives. Les résultats invitent néanmoins à la comparaison et impliquent une certaine conformité entre les dépôts à demande d'une part et tous les dépôts à préavis d'autre part. Cette constatation ne semble pas s'appliquer à C et ON.

Les résultats que l'on peut voir au tableau XXIII indiquent une nouvelle transformation de l'hypothèse de base sous forme d'un polynôme du deuxième degré, de retard distribué du revenu réel, commençant avec le trimestre courant devant couper l'axe des abscisses au douzième trimestre. Les coefficients estimés peuvent être interprétés comme indiquant la combinaison de l'ajustement distribué et d'un élément qui se rapprocherait du revenu "permanent". Comme on l'a mentionné plus haut, une ambiguïté similaire existe dans l'interprétation des coefficients des taux d'intérêt. Il en va de même pour les résultats au tableau XXII. L'interprétation précise de ce résultat est affaire de jugement. Les coefficients du revenu et leurs erreurs quadratiques sont indiqués dans les deux dernières rangées de chaque catégorie.

L'inclusion des valeurs distribuées du revenu a des répercussions différentes selon qu'elle s'applique aux devises et au passif sous forme de dépôt des banques à charte, d'une part, et au passif sous forme de dépôt des sociétés de fiducie et de prêts hypothécaires, d'autre part. Dans le premier cas, le coefficient des taux décalés ne devient plus significativement positif; en fait, dans le cas de ON, il demeure significativement négatif. Il est possible de considérer ce résultat comme un effet combiné de l'ajustement décalé sur le coût d'opportunité et des extrapolations relatives à l'intérêt, le rôle de chacun étant affaire de jugement. Le coefficient positif significatif de la valeur courante du taux d'intérêt des bons du Trésor dans les équations C et PN implique toutefois que les extrapolations ont un rôle à jouer.

Dans le cas passif sous forme de dépôt des sociétés de fiducie et de prêts hypothécaires, la structure des coefficients de pondération des taux distribués paraît être celle qui découle de l'hypothèse combinée normative et des extrapolations, bien qu'il soit également possible d'identifier séparément l'influence de l'écart d'ajustement. Toutefois, si on les compare aux autres catégories, les

écarts d'ajustement et la durée de la dominance d'extrapolation semblent plus courts.

La différence de structure des taux des sociétés de fiducie et de prêts hypothécaires va de pair avec une différence dans la structure des coefficients du revenu distribué. Tous deviennent négatifs au bout d'environ cinq trimestres. Les valeurs négatives en question ne sont pas conformes à l'écart d'ajustement ou au revenu permanent. On pourrait soutenir que c'est la richesse qui contrôle le budget, mais le revenu permanent, même avec l'approximation fournie par la technique utilisée ici, devrait être un meilleur substitut de la richesse que ne le suggèrent les résultats. Quelles que soient les raisons, les résultats découlant de cette hypothèse établissent une démarcation empirique frappante entre une définition plus ou moins étroite de la monnaie et des possibilités de définition plus large.

On peut voir au tableau XXIV une autre généralisation de l'approche fondamentale englobant un rôle possible des prévisions inflationnistes. La courbe de régression du taux de change proportionnel qui est utilisée de trimestre en trimestre dans le déflateur implicite de l'IPC a d'abord été appliquée à des simulateurs saisonniers puis ajustée en fonction de la saisonnalité impliquée. Parce que les valeurs négatives se maintenaient même après l'ajustement, la transformation logarithmique ne fut pas appliquée à cette série représentée au tableau comme SAPDOT. L'estimation de l'écart distribué fut encore faite à partir d'un polynôme du deuxième degré commençant avec le trimestre courant devant couper l'axe des abscisses au douzième trimestre. Les coefficients estimés et leurs erreurs quadratiques se trouvent dans les deux derniers rangs de chaque catégorie.

Les prévisions inflationnistes risquent d'être uniquement des extrapolations et pourraient conduire à une diminution dans la demande de balance en termes réels. La prépondérance des coefficients négatifs significatifs est conforme à l'hypothèse. Ici encore, il y a une distinction à faire entre les dépôts des sociétés de fiducie et de prêts hypothécaires et ceux des autres catégories. Dans le cas de ces dépôts, les coefficients sont toujours significativement négatifs. Dans le cas des dépôts à préavis des banques, le degré de signification disparaît au bout de six ou sept trimestres

décalés. Dans le cas des devises, des valeurs positives significatives paraissent à compter du huitième trimestre décalé.

Il est malheureusement impossible d'interpréter sans ambiguïté les coefficients des prix. Ces coefficients englobent probablement l'impact des prévisions inflationnistes. Mais étant donné que dans l'hypothèse, le revenu et la balance sont exprimés en termes réels, ils peuvent également indiquer l'écart d'ajustement au point que les augmentations de prix réalisées rongent les soldes en termes réels, nécessitant ainsi un réalignement avec le niveau des prix le plus élevé. C'est sans doute la raison pour laquelle les devises correspondent à des notations positives significatives. Plus l'impact des prévisions inflationnistes est grand, moins grande est la possibilité d'un tel réalignement. L'impact semble donc moins important sur les dépôts bancaires et hors-banque, et moins important encore sur les devises.

L'introduction des prévisions sur les prix n'altère pas vraiment les structures de prix et de taux d'intérêt qui se trouvent au tableau XXIII, sauf lorsqu'il s'agit de dépôts à termes des sociétés de fiducie et de prêts hypothécaires, dont les coefficients d'intérêt récent ne sont plus significativement négatifs, et dans les cas de dépôts à demande des sociétés de fiducie et de prêts hypothécaires dont les coefficients d'intérêt éloigné ne sont plus significativement positifs. Dans le cas de ces derniers, les coefficients négatifs distribués du revenu sont significatifs ou non, ou bien à la limite. Il se produit donc que les dépôts à vue des sociétés de fiducie et de prêts hypothécaires ressemblent davantage à des dépôts bancaires qu'à des dépôts hors-banque, en ce qui a trait aux taux d'intérêt et au revenu, mais non en ce qui concerne la fluctuation des prix. Des prévisions de taux normatives plutôt que des extrapolations semblent dominer les dépôts à terme des sociétés de fiducie et de prêts hypothécaires. Il se peut qu'il s'agisse aussi de l'impossibilité de distinguer entre les taux d'intérêt réel et nominal.

En résumé, les diverses composantes qui pourraient être incluses dans la définition de la monnaie diffèrent plus en degré qu'en substance dans leur réponse aux variables explicatives introduites dans l'hypothèse de base. La ligne de démarcation relativement nette entre les devises et les dépôts d'une part, et les dépôts hors-banque d'autre part, qui découlait de l'hypothèse de base peut être amenée

à disparaître par l'introduction d'une transformation de première-différence de données, puisque, dans ce cas, les inélasticités de revenu sont les mêmes. Il est également possible de brouiller cette ligne en incluant seulement des taux d'intérêt décalés laissant intacte la différenciation des élasticités du revenu; cette méthode tend à aligner les dépôts à demande dans un groupe et les dépôts à terme dans un autre en fonction des structures des taux. La ligne de démarcation est alors rétablie par l'incorporation des écarts de revenu et des écarts de taux; elle est à nouveau brouillée par une autre inclusion des taux courants et décalés de changement de prix. Cette inclusion, par rapport aux structures d'écart de l'intérêt et du revenu, entraîne un regroupement sauf en ce qui a trait aux dépôts à terme des sociétés de fiducie et de prêts hypothécaires. Mais tous les dépôts de ces sociétés influent plus sur les prévisions relatives à l'inflation que les devises et dépôts bancaires. C'est la raison pour laquelle la ligne de démarcation d'origine subsiste. Dans la mesure où la possibilité de substitution entre les dépôts bancaires et les dépôts hors-banque influe sur l'adoption d'une politique monétaire anti-inflationniste, les conséquences pourtant défavorables de l'inflation sur les dépôts hors-banque représentent une forme de stabilisateur automatique.

TABLEAU XXI (a)
Hypothèse de base: 1955: I - 1968: IV

	Constante	S ₁	S ₂	S ₃	LY9R	LTBR	R ²	DW
1) <u>LC9R</u>	-0.44 (-12.25)	-0.01 (-1.79)	-0.03 (-4.43)	-0.05 (-7.36)	0.42 (21.46)	0.003 (0.35)	0.95	0.65
2) <u>LD9R</u>	-0.05 (-0.73)	-0.01 (-0.66)	-0.04 (-2.91)	-0.08 (-5.94)	0.66 (18.34)	-0.107 (-5.96)	0.90	0.70
3) <u>LPN9R</u>	0.21 (3.07)	0.09 (6.34)	0.03 (2.20)	-0.04 (-2.73)	0.78 (20.75)	0.007 (0.36)	0.94	0.36
4) <u>LON9R</u>	-8.28 (-24.76)	0.39 (5.80)	0.09 (1.38)	-0.36 (-5.15)	3.84 (21.39)	-0.32 (-3.56)	0.93	0.68
5) <u>LTD9R</u>	-7.04 (-24.36)	0.31 (5.36)	0.05 (0.97)	-0.29 (-4.93)	2.98 (19.23)	-0.28 (-3.59)	0.91	0.46
6) <u>LIGIC9R</u>	-8.76 (-30.91)	0.43 (7.58)	0.08 (1.45)	-0.38 (-6.53)	3.97 (26.07)	-0.26 (-3.46)	0.95	0.67
7) <u>LMD9R</u>	-6.92 (-30.52)	0.23 (5.19)	0.03 (0.69)	-0.25 (-5.26)	2.45 (20.13)	-0.22 (-3.62)	0.92	0.51

TABLEAU XXI (a) (suite)

	Constante	S ₁	S ₂	S ₃	LY9R	LTBR	\bar{R}^2	DW
8) <u>LMT9R</u>	-5.78 (-31.12)	0.24 (6.47)	0.03 (0.95)	-0.25 (-6.56)	2.48 (24.88)	-0.10 (-2.13)	0.95	0.55
9) <u>LM19R</u>	0.45 (8.57)	-0.01 (-0.97)	-0.04 (-3.53)	-0.07 (-6.84)	0.59 (20.87)	-0.07 (-5.22)	0.93	0.71
10) <u>LM29R</u>	0.99 (17.48)	0.05 (4.17)	0.00 (0.21)	-0.05 (-4.61)	0.70 (22.95)	-0.03 (-1.77)	0.95	0.45
11) <u>LM39R</u>	0.51 (6.66)	0.07 (4.84)	0.01 (0.66)	0.08 (-4.87)	0.96 (23.09)	-0.04 (-2.07)	0.95	0.47

TABLEAU XXI (b)
Hypothèse de base, ajustement déclaré: 1955: II - 1968: IV

	Constante	S ₁	S ₂	S ₃	LY9R	LTBR	Variable dépendante décalée	R ²	DW
1) <u>LC9R</u>	-0.21 (-4.12)	-0.04 (-5.18)	-0.01 (-2.10)	-0.03 (-2.34)	0.20 (4.71)	-0.01 (-1.10)	0.56 (5.40)	0.97	2.01
2) <u>LD9R</u>	-0.01 (-2.10)	-0.04 (-4.17)	-0.01 (-0.58)	-0.03 (-2.23)	0.33 (6.53)	-0.08 (-6.11)	0.59 (7.55)	0.95	2.10
3) <u>LPN9R</u>	-0.10 (-2.18)	0.06 (8.03)	0.04 (5.29)	0.04 (4.02)	0.13 (2.19)	-0.03 (-2.50)	0.91 (11.28)	0.98	2.10
4) <u>LON9R</u>	-1.69 (-3.03)	0.13 (3.64)	0.08 (2.70)	-0.02 (-0.61)	0.80 (3.15)	-0.11 (-2.57)	0.84 (12.42)	0.99	1.71
5) <u>LTD9R</u>	-0.20 (-0.66)	0.05 (2.38)	0.02 (1.01)	0.01 (0.52)	0.14 (1.07)	-0.09 (-3.64)	0.98 (23.57)	0.99	1.70
6) <u>LGIC9R</u>	-0.87 (-1.81)	0.11 (4.02)	0.02 (0.87)	-0.00 (-0.12)	0.42 (1.96)	-0.08 (-2.38)	0.91 (16.93)	0.99	1.67
7) <u>LMD9R</u>	-0.85 (-2.70)	0.04 (2.19)	0.01 (0.86)	-0.02 (-0.92)	0.38 (3.38)	-0.11 (-5.28)	0.91 (19.86)	0.99	1.45

TABLEAU XXI (b) (suite)

	Constante	S ₁	S ₂	S ₃	LY9R	LTBR	Variable dépendante décalée	R ²	DW
8) LMT9R	-0.00 (-0.01)	-0.00 (-0.22)	0.00 (0.19)	0.01 (0.69)	0.02 (0.21)	-0.02 (-1.23)	0.99 (26.56)	0.99	2.29
9) LMI9R	0.13 (2.15)	-0.04 (-4.65)	-0.01 (-1.03)	-0.03 (-2.41)	0.30 (6.16)	-0.06 (-5.48)	0.58 (6.73)	0.96	2.10
10) LM29R	0.11 (1.05)	0.02 (1.99)	0.02 (3.12)	0.02 (1.46)	0.20 (3.50)	-0.04 (-3.66)	0.79 (9.07)	0.98	2.05
11) LM39R	-0.07 (-1.12)	0.02 (2.45)	0.03 (3.90)	0.02 (1.79)	0.20 (2.92)	-0.04 (-3.82)	0.87 (11.76)	0.99	2.17

TABLEAU XXI (c)

Hypothèse de base, ajustement déclaré : 1955: II - 1968: IV

	Constante	S ₁	S ₂	S ₃	LY9R	LTR	R ²	DW	RHO	"NET" R ² ₊
1) <u>LC9R</u>	-0.44 (-5.81)	-0.01 (-2.25)	-0.03 (-6.86)	-0.05 (-10.41)	0.42 (12.31)	0.004 (-0.34)	0.97	2.13	0.70 (6.29)	0.87
2) <u>LD9R</u>	0.01 (0.08)	-0.01 (-1.34)	-0.04 (-4.27)	-0.07 (-7.55)	0.62 (10.04)	-0.07 (-3.22)	0.94	1.99	0.69 (6.46)	0.79
3) <u>LPN9R</u>	0.96 (4.95)	0.05 (6.16)	0.03 (5.11)	0.003 (0.30)	0.37 (4.86)	0.003 (0.27)	0.99	1.98	1.04 (33.68)	0.69
4) <u>LON9R</u>	-2.41 (-1.59)	0.06 (1.34)	0.04 (1.79)	0.001 (0.02)	0.47 (1.25)	-0.06 (-1.09)	0.98	1.63	1.02 (49.32)	0.09
5) <u>LTD9R</u>	1.17 (0.25)	0.04 (2.00)	0.01 (1.04)	-0.02 (-0.83)	0.36 (1.79)	-0.08 (-2.39)	0.99	1.57	0.99 (73.79)	0.15
6) <u>LGI9R</u>	6.17 (0.42)	0.08 (3.49)	0.02 (1.30)	-0.03 (-1.24)	0.49 (2.33)	-0.17 (-5.23)	0.99	2.19	0.99 (97.50)	0.48
7) <u>LMD9R</u>	-7.13 (-0.26)	0.04 (1.98)	0.005 (0.39)	-0.04 (-1.74)	0.54 (2.66)	-0.02 (-0.54)	0.99	1.22	1.00 (51.92)	0.11

TABLEAU XXI (c) (suite)

	Constante	S ₁	S ₂	S ₃	LY9R	LTBR	R ²	DW	RHO	"NET" R ² ₊
8) <u>LMT9R</u>	1.44 (0.56)	0.03 (2.54)	-0.004 (-0.60)	-0.04 (-3.37)	0.37 (3.87)	-0.03 (-2.12)	0.99	2.25	1.00 (128.82)	0.25
9) <u>LMI9R</u>	0.49 (4.77)	-0.01 (-1.65)	-0.03 (-5.15)	-0.07 (-8.88)	0.56 (11.88)	-0.05 (-2.91)	0.96	1.99	0.68 (6.13)	0.83
10) <u>LM29R</u>	2.03 (5.63)	0.02 (2.51)	-0.001 (-0.13)	-0.02 (-2.65)	0.41 (5.24)	-0.02 (-1.54)	0.98	1.98	0.99 (n.a.)	0.62
11) <u>LM39R</u>	1.59 (7.01)	0.02 (2.07)	0.003 (0.50)	-0.02 (-1.61)	0.37 (4.23)	-0.02 (-1.44)	0.99	2.02	1.03 (38.39)	0.55

+ R² "net" signifie net de RHO mais non désaisonnalisé.

TABLEAU XXI(d)

HYPOTHESE DE BASE, TRANSFORMÉE PAR COEFFICIENT AUTOREGRESSIF: 1955:I - 1968:IV

	Constante	S ₁	S ₂	S ₃	LY _{9R}	LTBR	R ²	DW	Coeff. autorégr.
1) LC _{9R}	-0.10 (-4.80)	-0.05 (-8.98)	-0.06 (-9.04)	-0.07 (-8.89)	0.42 (12.83)	-0.004 (-0.33)	0.87	2.10	0.69
2) LD _{9R}	0.05 (1.28)	-0.06 (-5.95)	-0.08 (-6.34)	-0.10 (-6.96)	0.62 (11.10)	-0.072 (-3.48)	0.80	1.90	0.65
3) LP _{9R}	0.10 (5.46)	0.06 (6.93)	-0.06 (-4.15)	-0.07 (-4.03)	0.62 (8.43)	0.005 (0.35)	0.71	1.51	0.86
4) LON _{9R}	-2.94 (-16.76)	0.17 (3.78)	-0.27 (-5.49)	-0.52 (-8.84)	3.43 (15.56)	-0.091 (-0.10)	0.84	1.85	0.60
5) LTD _{9R}	-0.86 (-9.59)	0.06 (1.99)	0.25 (-5.79)	-0.34 (-6.48)	1.90 (8.45)	-0.064 (-1.08)	0.56	1.41	0.79
6) LGIC _{9R}	-2.25 (-14.84)	0.15 (3.74)	-0.38 (-7.76)	-0.57 (-9.72)	3.32 (14.49)	-0.141 (-1.74)	0.80	1.92	0.67
7) LMD _{9R}	-1.50 (-17.14)	0.05 (2.01)	-0.23 (-6.96)	-0.33 (-8.30)	1.91 (11.83)	0.004 (0.08)	0.73	1.58	0.73

TABLEAU XXI(d) (suite)

	Constante	S ₁	S ₂	S ₃	LY9R	LTBR	\bar{R}^2	DW
8)	LMT9R	-1.03 (-13.20)	0.04 (1.60)	-0.24 (-8.08)	-0.34 (-9.37)	1.87 (12.38)	-0.018 (-0.40)	0.74 1.59 0.74
9)	LM19R	0.21 (6.93)	-0.06 (-7.01)	-0.07 (-7.48)	-0.09 (-8.03)	0.56 (12.66)	-0.050 (-3.10)	0.84 1.94 0.65
10)	LM29R	0.27 (11.91)	0.07 (0.92)	-0.07 (-6.35)	-0.08 (-6.54)	0.63 (11.43)	-0.014 (-0.96)	0.76 1.79 0.79
11)	LM39R	0.22 (6.69)	0.02 (1.77)	-0.09 (-6.57)	-0.12 (-7.43)	0.85 (12.45)	-0.009 (-0.47)	0.77 1.78 0.76

TABLEAU XXII

Inclusion des intérêts prévus: 1955: I - 1968: IV

	LY9R	LTBR	t-1	t-2	t-3	t-4	t-5	t-6	t-7	t-8	t-9	t-10	t-11
1) LC9R $\bar{R}^2=0.96$ DW=0.90	0.36 (15.97)	0.01 (1.18)	-0.007 (0.004)	-0.003 (0.003)	0.000 (0.002)	0.003 (0.001)	0.005 (0.001)	0.006 (0.001)	0.007 (0.002)	0.007 (0.002)	0.006 (0.001)	0.005 (0.001)	0.003 (0.001)
2) LD9R $\bar{R}^2=0.95$ DW=1.17	0.72 (20.50)	-0.06 (-4.18)	-0.040 (0.006)	-0.029 (0.004)	-0.020 (0.003)	-0.012 (0.002)	-0.005 (0.002)	0.000 (0.002)	0.004 (0.002)	0.006 (0.002)	0.007 (0.002)	0.006 (0.002)	0.004 (0.001)
3) LPN9R $\bar{R}^2=0.96$ DW=0.44	0.67 (15.90)	0.03 (1.65)	-0.020 (0.007)	-0.011 (0.005)	-0.003 (0.003)	0.003 (0.003)	0.008 (0.002)	0.012 (0.003)	0.013 (0.003)	0.014 (0.003)	0.013 (0.003)	0.010 (0.002)	0.006 (0.001)
4) LON9R $\bar{R}^2=0.95$ DW=0.95	4.11 (19.60)	-0.15 (-1.74)	-0.143 (0.035)	-0.107 (0.025)	-0.074 (0.017)	-0.047 (0.013)	-0.025 (0.012)	-0.007 (0.013)	0.006 (0.014)	0.015 (0.014)	0.018 (0.013)	0.017 (0.010)	0.011 (0.006)
5) LTD9R $\bar{R}^2=0.92$ DW=0.46	2.86 (14.59)	-0.17 (-2.13)	-0.091 (0.033)	-0.059 (0.023)	-0.031 (0.016)	-0.009 (0.012)	0.009 (0.011)	0.022 (0.012)	0.030 (0.013)	0.034 (0.013)	0.033 (0.012)	0.027 (0.010)	0.016 (0.006)
6) LGIC9R $\bar{R}^2=0.97$ DW=0.88	3.38 (20.91)	-0.23 (-3.38)	-0.034 (0.027)	-0.006 (0.019)	0.018 (0.013)	0.036 (0.010)	0.049 (0.009)	0.057 (0.010)	0.060 (0.011)	0.058 (0.011)	0.051 (0.010)	0.039 (0.008)	0.022 (0.005)
7) LMD9R $\bar{R}^2=0.95$ DW=0.82	2.78 (21.31)	-0.10 (-1.89)	-0.100 (0.022)	-0.079 (0.015)	-0.059 (0.011)	-0.043 (0.008)	-0.029 (0.007)	-0.017 (0.008)	-0.008 (0.009)	-0.001 (0.009)	0.003 (0.008)	0.004 (0.006)	0.003 (0.004)

TABLEAU XXII (suite)

	LY9R	LTBR	t-1	t-2	t-3	t-4	t-5	t-6	t-7	t-8	t-9	t-10	t-11
8) LMT9R $\overline{R^2}=0.97$ DW=0.64	2.13 (19.10)	-0.08 (-1.77)	-0.023 (0.019)	-0.005 (0.013)	0.009 (0.009)	0.021 (0.007)	0.029 (0.006)	0.034 (0.007)	0.036 (0.007)	0.035 (0.008)	0.031 (0.007)	0.024 (0.005)	0.014 (0.003)
9) LMI9R $\overline{R^2}=0.96$ DW=1.09	0.61 (20.92)	-0.04 (-3.21)	-0.030 (0.005)	-0.021 (0.003)	-0.014 (0.002)	-0.007 (0.002)	-0.002 (0.002)	0.002 (0.002)	0.005 (0.002)	0.006 (0.002)	0.006 (0.002)	0.006 (0.001)	0.003 (0.001)
10) LM29R $\overline{R^2}=0.96$ DW=0.59	0.65 (19.15)	0.00 (0.07)	-0.025 (0.006)	-0.015 (0.004)	-0.008 (0.003)	-0.001 (0.002)	0.004 (0.002)	0.007 (0.002)	0.010 (0.002)	0.010 (0.002)	0.010 (0.002)	0.008 (0.002)	0.005 (0.001)
11) LM39R $\overline{R^2}=0.96$ DW=0.56	0.94 (18.80)	-0.01 (-0.34)	-0.031 (0.008)	-0.021 (0.006)	-0.012 (0.004)	-0.005 (0.003)	0.001 (0.005)	0.005 (0.003)	0.008 (0.003)	0.009 (0.003)	0.009 (0.003)	0.008 (0.002)	0.004 (0.001)

TABLEAU XXIII

Inclusion des prévisions de l'intérêt et du revenu: 1955: I - 1968: IV

	LTBR LY9R	t-1	t-2	t-3	t-4	t-5	t-6	t-7	t-8	t-9	t-10	t-11
1) LC9R $\bar{R}^2=0.97$ DW=1.68	0.02 (1.87) -0.012 (0.037)	-0.009 (0.004) 0.010 (0.024)	-0.007 (0.003) 0.028 (0.013)	-0.005 (0.002) 0.042 (0.004)	-0.003 (0.002) 0.052 (0.005)	-0.002 (0.002) 0.058 (0.010)	-0.001 (0.002) 0.061 (0.014)	0.000 (0.002) 0.060 (0.016)	0.001 (0.002) 0.056 (0.017)	0.001 (0.002) 0.047 (0.015)	0.001 (0.001) 0.035 (0.012)	0.001 (0.001) 0.019 (0.007)
2) LD9R $\bar{R}^2=0.94$ DW=1.24	-0.06 (-3.61) 0.148 (0.065)	-0.049 (0.006) 0.130 (0.042)	-0.037 (0.005) 0.114 (0.023)	-0.028 (0.003) 0.098 (0.008)	-0.019 (0.003) 0.083 (0.009)	-0.012 (0.003) 0.070 (0.018)	-0.006 (0.004) 0.057 (0.025)	-0.002 (0.004) 0.045 (0.029)	0.001 (0.004) 0.034 (0.029)	0.003 (0.003) 0.024 (0.027)	0.003 (0.003) 0.015 (0.021)	0.002 (0.002) 0.007 (0.012)
3) LPN9R $\bar{R}^2=0.97$ DW=0.68	0.04 (2.35) -0.015 (0.070)	-0.024 (0.007) 0.023 (0.045)	-0.018 (0.005) 0.055 (0.025)	-0.013 (0.004) 0.079 (0.008)	-0.008 (0.003) 0.097 (0.009)	-0.004 (0.004) 0.108 (0.019)	-0.001 (0.004) 0.113 (0.027)	0.001 (0.004) 0.111 (0.030)	0.003 (0.004) 0.102 (0.031)	0.003 (0.004) 0.087 (0.028)	0.003 (0.003) 0.064 (0.022)	0.002 (0.002) 0.036 (0.013)
4) LON9R $\bar{R}^2=0.98$ DW=0.96	-0.10 (-2.06) -0.191 (0.213)	-0.169 (0.021) 0.081 (0.139)	-0.154 (0.015) 0.307 (0.075)	-0.139 (0.011) 0.486 (0.025)	-0.124 (0.010) 0.619 (0.029)	-0.109 (0.011) 0.704 (0.059)	-0.093 (0.012) 0.744 (0.081)	-0.078 (0.013) 0.736 (0.094)	-0.063 (0.012) 0.682 (0.096)	-0.047 (0.011) 0.582 (0.087)	-0.031 (0.009) 0.434 (0.069)	-0.016 (0.005) 0.241 (0.039)
5) LTD9R $\bar{R}^2=0.94$ DW=0.38	-0.21 (-3.02) 2.187 (0.296)	-0.160 (0.029) 1.551 (0.193)	-0.095 (0.020) 0.998 (0.105)	-0.039 (0.015) 0.527 (0.035)	0.006 (0.014) 0.139 (0.040)	0.041 (0.015) -0.167 (0.082)	0.066 (0.017) -0.391 (0.113)	0.080 (0.018) -0.532 (0.130)	0.085 (0.017) -0.590 (0.133)	0.079 (0.015) -0.566 (0.121)	0.063 (0.012) -0.460 (0.095)	0.037 (0.007) -0.271 (0.055)
6) LGIC9R $\bar{R}^2=0.97$ DW=0.32	-0.24 (-3.71) 1.664 (0.274)	-0.095 (0.027) 1.239 (0.178)	-0.046 (0.019) 0.866 (0.097)	-0.005 (0.014) 0.545 (0.032)	0.027 (0.013) 0.276 (0.037)	0.052 (0.014) 0.059 (0.076)	0.069 (0.015) -0.105 (0.104)	0.077 (0.016) -0.218 (0.120)	0.078 (0.016) -0.279 (0.123)	0.071 (0.014) -0.287 (0.112)	0.055 (0.011) -0.243 (0.088)	0.032 (0.006) -0.148 (0.051)

TABLEAU XXIII (suite)

LTR LY9R	t-1	t-2	t-3	t-4	t-5	t-6	t-7	t-8	t-9	t-10	t-11
7) LMD9R $\bar{R}^2=0.96$ DW=0.29	-0.11 (-2.34) 1.272 (0.206)	-0.112 (0.014) 0.682 (0.073)	-0.081 (0.010) 0.443 (0.024)	-0.054 (0.010) 0.243 (0.028)	-0.031 (0.010) 0.080 (0.057)	-0.013 (0.012) -0.045 (0.079)	0.000 (0.012) -0.132 (0.090)	0.009 (0.012) -0.181 (0.092)	0.014 (0.011) -0.193 (0.084)	0.014 (0.008) -0.166 (0.066)	0.009 (0.005) -0.102 (0.038)
8) LMT9R $\bar{R}^2=0.97$ DW=0.33	-0.10 (-2.30) 1.272 (0.180)	-0.031 (0.012) 0.622 (0.064)	-0.002 (0.009) 0.362 (0.021)	0.022 (0.008) 0.146 (0.024)	0.040 (0.009) -0.025 (0.050)	0.051 (0.010) -0.153 (0.069)	0.058 (0.011) -0.237 (0.079)	0.058 (0.010) -0.278 (0.081)	0.052 (0.009) -0.274 (0.074)	0.041 (0.007) -0.227 (0.058)	0.023 (0.004) -0.135 (0.033)
9) LMT9R $\bar{R}^2=0.95$ DW=1.32	-0.03 (-2.65) 0.097 (0.053)	-0.028 (0.004) 0.087 (0.019)	-0.020 (0.003) 0.080 (0.006)	-0.014 (0.002) 0.074 (0.007)	-0.009 (0.003) 0.066 (0.015)	-0.004 (0.003) 0.059 (0.020)	-0.001 (0.003) 0.050 (0.023)	0.001 (0.003) 0.041 (0.024)	0.002 (0.003) 0.032 (0.022)	0.003 (0.002) 0.022 (0.017)	0.002 (0.001) 0.011 (0.010)
10) LM29R $\bar{R}^2=0.97$ DW=0.92	0.01 (0.68) 0.024 (0.057)	-0.022 (0.004) 0.066 (0.020)	-0.016 (0.003) 0.080 (0.007)	-0.011 (0.003) 0.089 (0.008)	-0.007 (0.003) 0.094 (0.016)	-0.003 (0.003) 0.094 (0.022)	-0.000 (0.003) 0.090 (0.025)	0.001 (0.003) 0.081 (0.025)	0.002 (0.003) 0.067 (0.023)	0.002 (0.002) 0.049 (0.018)	0.002 (0.001) 0.027 (0.010)
11) LM39R $\bar{R}^2=0.98$ DW=1.00	0.01 (0.46) -0.080 (0.063)	-0.031 (0.004) 0.057 (0.022)	-0.027 (0.003) 0.107 (0.007)	-0.023 (0.003) 0.145 (0.008)	-0.019 (0.003) 0.170 (0.017)	-0.016 (0.004) 0.183 (0.024)	-0.013 (0.004) 0.183 (0.028)	-0.010 (0.004) 0.171 (0.028)	-0.007 (0.003) 0.147 (0.026)	-0.004 (0.003) 0.111 (0.020)	-0.002 (0.001) 0.061 (0.012)

TABLEAU XXIV

Inclusion des prévisions d'intérêt, de revenu et de prix: 1955: I - 1968: IV

		LTBR										
		LY9R										
		SAPDOT										
		t-1	t-2	t-3	t-4	t-5	t-6	t-7	t-8	t-9	t-10	t-11
1) LC9R	0.02	-0.005	-0.006	-0.006	-0.006	-0.006	-0.005	-0.005	-0.004	-0.003	-0.002	-0.001
	(3.30)	(0.003)	(0.002)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.002)	(0.001)	(0.001)
	$\bar{R}^2=0.99$	-0.025	0.003	0.026	0.045	0.068	0.072	0.072	0.067	0.043	0.043	0.024
	DW=1.07	(0.026)	(0.017)	(0.009)	(0.004)	(0.008)	(0.010)	(0.012)	(0.012)	(0.011)	(0.009)	(0.005)
		-0.924	-0.685	-0.476	-0.145	-0.024	-0.068	0.130	0.163	0.140	0.140	0.085
2) LD9R	(0.128)	(0.104)	(0.090)	(0.086)	(0.086)	(0.088)	(0.088)	(0.085)	(0.078)	(0.067)	(0.050)	(0.028)
	-0.05	-0.041	-0.034	-0.028	-0.022	-0.017	-0.012	-0.009	-0.006	-0.003	-0.002	-0.001
	(-3.68)	(0.006)	(0.004)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.003)	(0.003)	(0.002)
	$\bar{R}^2=0.96$	0.117	0.113	0.108	0.095	0.086	0.077	0.067	0.056	0.043	0.030	0.015
	DW=0.96	(0.059)	(0.038)	(0.021)	(0.068)	(0.084)	(0.017)	(0.023)	(0.027)	(0.024)	(0.019)	(0.011)
3) LPN9R	-1.142	-0.917	-0.715	-0.537	-0.382	-0.252	-0.145	-0.061	-0.002	0.034	0.047	0.035
	(0.287)	(0.233)	(0.203)	(0.192)	(0.193)	(0.197)	(0.198)	(0.191)	(0.176)	(0.149)	(0.111)	(0.062)
	0.05	-0.012	-0.012	-0.012	-0.011	-0.10	-0.10	-0.008	-0.007	-0.006	-0.004	-0.002
	(3.49)	(0.006)	(0.004)	(0.003)	(0.003)	(0.003)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.003)	(0.003)	(0.001)
	$\bar{R}^2=0.98$	-0.069	-0.008	0.042	0.083	0.114	0.134	0.146	0.137	0.117	0.088	0.049
4) LON9R	(0.057)	(0.037)	(0.020)	(0.007)	(0.008)	(0.016)	(0.022)	(0.026)	(0.026)	(0.024)	(0.019)	(0.011)
	DW=0.49	-1.397	-1.199	-1.016	-0.847	-0.694	-0.555	-0.431	-0.322	-0.149	-0.084	-0.035
	(0.297)	(0.227)	(0.197)	(0.187)	(0.188)	(0.192)	(0.193)	(0.186)	(0.171)	(0.145)	(0.108)	(0.060)
	-0.08	-0.137	-0.138	-0.136	-0.132	-0.124	-0.114	-0.102	-0.087	-0.069	-0.049	-0.026
	(-1.88)	(0.021)	(0.014)	(0.010)	(0.009)	(0.010)	(0.012)	(0.013)	(0.013)	(0.011)	(0.009)	(0.005)
	$\bar{R}^2=0.99$	-0.333	-0.020	0.274	0.660	0.771	0.826	0.826	0.771	0.661	0.496	0.276
	DW=0.93	(0.126)	(0.068)	(0.023)	(0.028)	(0.056)	(0.076)	(0.087)	(0.089)	(0.081)	(0.063)	(0.036)
	-3.372	-2.947	-2.548	-2.176	-1.830	-1.509	-1.215	-0.947	-0.706	-0.490	-0.301	-0.137
	(0.947)	(0.770)	(0.669)	(0.633)	(0.637)	(0.651)	(0.653)	(0.632)	(0.579)	(0.492)	(0.367)	(0.204)

TABLEAU XXIV (suite)

LTBR LY9R SAPDOT		t-1	t-2	t-3	t-4	t-5	t-6	t-7	t-8	t-9	t-10	t-11	
5) LTD9R		-0.19	-0.090	-0.049	-0.014	0.014	0.035	0.050	0.058	0.060	0.055	0.043	0.025
$R^2=0.98$		(-4.27)	(0.020)	(0.014)	(0.010)	(0.009)	(0.010)	(0.012)	(0.012)	(0.012)	(0.011)	(0.009)	(0.005)
DW=0.58		1.818	1.320	0.885	0.514	0.205	-0.041	-0.224	-0.344	-0.401	-0.395	-0.326	-0.195
		(0.189)	(0.123)	(0.066)	(0.022)	(0.027)	(0.054)	(0.074)	(0.085)	(0.086)	(0.079)	(0.062)	(0.035)
		-0.594	-2.158	-3.429	-4.407	-5.091	-5.481	-5.579	-5.382	-4.893	-4.110	-3.033	-1.663
		(0.920)	(0.748)	(0.650)	(0.615)	(0.619)	(0.632)	(0.635)	(0.614)	(0.563)	(0.478)	(0.357)	(0.198)
6) LGIC9R		-0.21	-0.016	0.003	0.018	0.031	0.039	0.044	0.046	0.044	0.038	0.029	0.016
$R^2=0.99$		(-6.59)	(0.015)	(0.010)	(0.007)	(0.006)	(0.007)	(0.008)	(0.009)	(0.009)	(0.008)	(0.006)	(0.004)
DW=1.39		1.262	0.990	0.749	0.537	0.356	0.206	0.085	-0.005	-0.064	-0.094	-0.093	-0.062
		(0.137)	(0.089)	(0.048)	(0.016)	(0.019)	(0.039)	(0.053)	(0.061)	(0.062)	(0.057)	(0.045)	(0.026)
		-2.157	-3.370	-4.329	-5.035	-5.488	-5.688	-5.634	-5.328	-4.769	-3.956	-2.891	-1.572
		(0.666)	(0.541)	(0.470)	(0.446)	(0.448)	(0.458)	(0.459)	(0.444)	(0.408)	(0.346)	(0.258)	(0.143)
7) LMD9R		-0.10	-0.115	-0.091	-0.070	-0.051	-0.036	-0.023	-0.012	-0.004	0.001	0.003	0.003
$R^2=0.97$		(-2.37)	(0.020)	(0.013)	(0.010)	(0.009)	(0.010)	(0.011)	(0.012)	(0.012)	(0.011)	(0.008)	(0.005)
DW=0.31		1.096	0.849	0.629	0.439	0.276	0.142	0.037	-0.041	-0.089	-0.110	-0.101	-0.065
		(0.185)	(0.120)	(0.065)	(0.021)	(0.026)	(0.053)	(0.072)	(0.083)	(0.084)	(0.077)	(0.060)	(0.035)
		-0.654	-1.279	-1.781	-2.159	-2.413	-2.544	-2.551	-2.435	-2.195	-1.831	-1.344	-0.734
		(0.899)	(0.730)	(0.634)	(0.601)	(0.605)	(0.618)	(0.620)	(0.599)	(0.550)	(0.467)	(0.349)	(0.193)
8) LMT9R		-0.08	-0.013	0.002	0.015	0.024	0.031	0.035	0.036	0.035	0.030	0.023	0.013
$R^2=0.99$		(-4.13)	(0.009)	(0.006)	(0.004)	(0.004)	(0.004)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.004)	(0.002)
DW=1.17		1.001	0.757	0.542	0.356	0.200	0.073	-0.025	-0.094	-0.134	-0.144	-0.125	-0.077
		(0.080)	(0.052)	(0.028)	(0.009)	(0.011)	(0.023)	(0.031)	(0.036)	(0.037)	(0.033)	(0.026)	(0.015)
		-1.365	-2.213	-2.885	-3.383	-3.707	-3.855	-3.829	-3.627	-3.252	-2.701	-1.975	-1.075
		(0.391)	(0.317)	(0.276)	(0.261)	(0.263)	(0.268)	(0.269)	(0.261)	(0.239)	(0.203)	(0.152)	(0.084)

EDMUNDSON
LIBRARY
UNIVERSITY OF CALIFORNIA
LIBRARY
1000 UNIVERSITY AVENUE
LOS ANGELES, CALIF. 90024

PROPERTY OF - PROPRIÉTÉ DU
PRIVY COUNCIL OFFICE
BUREAU DU CONSEIL PRIVÉ
LIBRARY
BIBLIOTHÈQUE

PRIVY COUNCIL LIBRARY
BIBLIOTHÈQUE DU CONSEIL PRIVÉ



000892

HD4901/.R1/N6414

Études sur les aspects monétaires
de l'inflation / par F.C. Nold, Jack

adho

c. 1

pco pco

