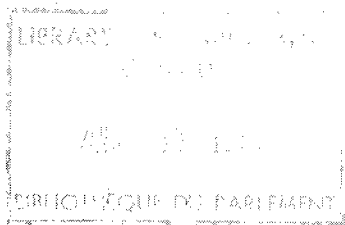


COMMISSION
DES PRIX
ET DES
REVENUS

J. F. McCollum

L'inflation et
les taux d'intérêt
au Canada

HB
235
C2
A274
M216



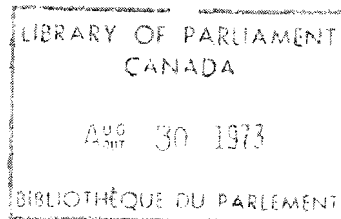


L'inflation et les taux d'intérêt au Canada

*Préparé pour la Commission
des prix et des revenus*

par

J. F. McCollum



«Le présent document fait partie d'une série d'études préparées pour la Commission des prix et des revenus. Les analyses et les conclusions que contiennent ces études sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement les opinions de la Commission».

© Droits de la Couronne réservés
En vente chez Information Canada à Ottawa,
et dans les librairies d'Information Canada:

HALIFAX
1683, rue Barrington

MONTRÉAL
640 ouest, rue Ste-Catherine

OTTAWA
171, rue Slater

TORONTO
221, rue Yonge

WINNIPEG
393, avenue Portage

VANCOUVER
800, rue Granville

ou chez votre libraire.

Prix: \$1.75 N° de cat.: RG33-12-1973F

Prix sujet à changement sans avis préalable

Information Canada
Ottawa, 1973

Préface

Cette recherche fut entreprise afin de vérifier les différentes théories sur les liens unissant les taux réels d'intérêt, les taux nominaux d'intérêt et les prévisions conjecturales de prix. Bien que cette étude soit surtout de nature empirique, on y examine plusieurs problèmes d'ordre théorique. Contrairement aux travaux antérieurs dans ce domaine, notre recherche met l'accent sur la façon dont les prévisions conjecturales de prix sont incorporées aux taux nominaux d'intérêt et sur les façons d'affecter l'attitude des prêteurs et des emprunteurs du dernier échelon. Notre étude s'appuie sur des données canadiennes.

Fred Nold nous a soumis un certain nombre de commentaires utiles sur les statistiques ci-incluses. Barbara Young a apporté sa précieuse collaboration à nos recherches et Mlle Elizabeth Galazka nous a aidé par ses travaux de dactylographie.

TABLE DES MATIÈRES

	PAGE
Préface.....	iii
Chapitre 1. INTRODUCTION ET EXPOSÉ DES PROBLÈMES À ÉTUDIER.....	1
Chapitre 2. LA THÉORIE DE FISHER SUR LA RELATION ENTRE LES TAUX D'INTÉRÊT RÉELS ET NOMI- NAUX.....	5
Tests empiriques du modèle de Fisher.....	11
Le modèle "simpliste" de Fisher.....	12
Un test de la position de Radcliffe.....	34
Une version modifiée du modèle de Fisher...	40
Données empiriques antérieures sur les taux réels et nominaux d'intérêt.....	43
Résumé des résultats des équations uniques.	51
Chapitre 3. PROLONGEMENTS DU MODÈLE DE FISHER.....	55
Le modèle fisherien de structure des termes des taux d'intérêt.....	56
Les effets différentiels d'après l'hypo- thèse du terme de l'échéance.....	62
Tests empiriques de l'hypothèse des effets différentiels.....	64

TABLE DES MATIÈRES (suite)

	PAGE
Mouvements des capitaux, cours des changes et taux réels et nominaux d'intérêt.....	74
Les conjectures des prix, le marché à terme et les différentielles.....	78
Chapitre 4. LES PRÉVISIONS CONJECTURALES ET LE MARCHÉ DU CRÉDIT.....	85
Cas de non inflation.....	87
Cas de l'inflation parfaitement prévue.....	88
Inflation imparfaitement prévue avec attentes symétriques.....	89
Inflation avec attentes asymétriques.....	96
Le coulage et la courbe de Phillips.....	105
Le modèle fisherien de la monnaie et du crédit.....	108
Le modèle Wicksell-Ohlin.....	108
Chapitre 5. TESTS EMPIRIQUES DES RÉACTIONS DES EM- PRUNTEURS ET DES PRÊTEURS FACE À L'INFLA- TION.....	113
Equations généralisées sur les premiers emprunteurs et les premiers prêteurs.....	115
Représentation empirique des prévisions conjecturales des prix.....	118
Les données.....	122
Liste des symboles utilisés.....	125
Résultats empiriques: premiers prêteurs...	127
Résultats empiriques: premiers emprunteurs	131
Chapitre 6. RÉSULTATS DES RECHERCHES.....	153
Chapitre 7. CONCLUSIONS PRINCIPALES ET RÉSUMÉ.....	159
ANNEXE Source des données.....	165
BIBLIOGRAPHIE.....	167

TABLEAUX

Chapitre	Tableau	PAGE
2	I	Taux de variation des prix des taux d'intérêt - janvier 1952 - décembre 1970
	(a)	observations mensuelles (228) (MCO) 12 décalages sans contrainte..... 16
	(b)	observations mensuelles (MCO) 18 décalages sans contrainte.... 20
	II	Taux de variation des prix et des taux d'intérêt 1955-1970. Observations trimestrielles (MCO) 12 décalages sans contrainte..... 22
	III	Régression Hildreth-Lu et de différence de premier ordre janvier 1952 - décembre 1970. Observations mensuelles - 12 décalages sans contrainte... 23
	IV	Taux d'intérêt et taux de variation des prix. Méthode d'évaluation à deux phases Durbin
	(a)	janvier 1952 - décembre 1970. 12 décalages sans contrainte Observations mensuelles..... 27
	(b)	1955 - 1970. Observations trimestrielles 12 décalages sans contrainte..... 28
	V	Taux d'intérêt et taux de variation des prix
	(a)	janvier 1952 - décembre 1970. Observations mensuelles, polynôme du 3ème degré, 12 décalages 30
	(b)	janvier 1952 - décembre 1970. Observations mensuelles, polynôme du 3ème degré - résultats représentatifs..... 31
	(c)	1955 - 1970. Observations trimestrielles, polynôme du 3ème degré - 12 décalages..... 32

TABLEAUX (suite)

Chapitre	Tableau		PAGE	
2	V	(d) 1955 - 1970. Observations tri-		
		mestrielles, polynôme du 3ème		
		degré - 24 décalages.....	33	
	VI	Régressions de Radcliffe - données		
		trimestrielles 1962:I à 1970:IV, 36		
		observations.....	38	
	VII	Modèle de préférence envers les		
		liquidités, polynôme de 3ème degré du		
	décalage Almon - données trimestriel-			
	les 1955 - 1970 - désaisonnalisées..	42		
VIII	Sensibilité de la mesure de l'impact			
	des conjectures des prix à sa spéci-			
	fication et à la méthode d'estimation	52		
3	IX	Effets différentiels selon l'échéance.		
		(a) régression orthogonale échelon-		
		née janvier 1952 - décembre 1970		
		observations mensuelles (228)...	66	
		(b) régression orthogonale observa-		
		tions trimestrielles (64) 1955 -		
		1970.....	68	
	X	Effets différentiels selon les déca-		
		lages du terme jusqu'à l'échéance....	70	
	XI	Pourcentage de la réaction totale		
		(a)	mensuelle, janvier 1952 - décem-	
		bre 1970 basée sur les résultats		
		présentés au tableau (I-a).....	71	
(b)		mensuelle, janvier 1952 - décem-		
	bre 1970 basée sur les régres-			
	sions orthogonales échelonnées			
	des taux d'intérêt sur les taux			
	de variation des prix.....	72		
	(c)	trimestrielle, 1955 - 1970 basée		
	sur une régression orthogonale			
	échelonnée.....	73		
	Relation entre les principaux taux			
	d'intérêt canadiens et leurs corres-			

TABLEAUX (suite)

Chapitre	Tableau		PAGE
3	XII	pondants américains	
		(a) observations mensuelles (228) (MCO) janvier 1952 - décembre 1970.....	81
		(b) observations mensuelles (228), (MCO) polynôme du 3ème degré d'Almon - 12 décalages - janvier 1952 - décembre 1970.....	82
		(c) observations mensuelles (124) Almon (MCO) - janvier 1952 - avril 1962.....	83
		(d) comparaison entre les taux canadiens et les taux U.S. - période fractionnée - mai 1962 - mai 1972 - observations Almon (97).....	84
5	XIII	(a) Dépôts d'épargne personnelle dans les banques à charte - pro- gression arithmétique contrainte (MCO).....	135
		(b) Dépôts d'épargne dans les socié- tés de fiducie et de prêt hypo- thécaire - décalage arithmétique contraint (MCO).....	136
		(c) Dépôts à vue et certificats de placement dans les sociétés de fiducie et de prêt hypothécaire- forme du décalage: progression arithmétique contrainte (MCO)...	137
	XIV	(a) Premiers emprunteurs: décalage arithmétique contraint (MCO) - emprunts en obligations des entreprises commerciales.....	138
		(b) Premiers emprunteurs: emprunts des consommateurs auprès des sociétés de prêts à la consom- mation et des sociétés de financement - décalage arithmé- tique contraint (MCO).....	139

TABLEAUX (suite)

Chapitre	Tableau		PAGE
5	XIV	(c) Emprunts des consommateurs auprès des sociétés de financement et sociétés de prêt à la consommation - décalage à progression arithmétique (MCO).....	140
	XV	(a) Dépôts d'épargne personnelle dans les banques à charte, progression géométrique contrainte (MCO).....	141
		(b) Dépôts d'épargne dans les sociétés de fiducie et les sociétés de prêt, progression géométrique contrainte (MCO).....	142
		(c) Dépôts à vue et certificats de placement dans les sociétés de fiducie et les sociétés de prêt - décalage géométrique contraint...143	
	XVI	(a) Premiers emprunteurs: emprunts en obligations des entreprises commerciales-décalage géométrique contraint (MCO).....	144
		(b) Premiers emprunteurs: emprunts des consommateurs auprès des sociétés de financement et des sociétés de prêt à la consommation - décalage géométrique contraint (MCO).....	145
		(c) Premiers emprunteurs: emprunts des consommateurs auprès des sociétés de financement et des sociétés de prêt à la consommation - décalage géométrique contraint.....	146
	XVII	Premiers emprunteurs: décalage géométrique contraint (MCDP).....	147
	XVIII	Premiers épargnants: décalages arithmétiques contraints (MCDP).....	148
	XIX	Premiers emprunteurs: décalages arithmétiques contraints (MCDP).....	149

TABLEAUX (suite)

Chapitre	Tableau		PAGE
5	XX	Premiers épargnants: décalage géométrique contraint (MCDP).....	150
	XXI	Premiers emprunteurs: décalage géométrique contraint (MCDP).....	151
6	XXII	Impact de l'inflation sur les décisions du monde des affaires concernant les dépenses: résultats de l'enquête-pilote.....	157

chapitre un

INTRODUCTION ET EXPOSÉ DES PROBLÈMES À ÉTUDIER

Cette étude présente une analyse de l'influence de l'inflation au Canada sur les taux d'intérêt ayant cours au pays. Il n'existe pas, à l'heure actuelle, d'unanimité parmi les économistes quant à l'impact de l'inflation sur les taux d'intérêt et sur les décisions prises sur le marché des capitaux. Cette lacune reflète un désaccord sur la théorie et sur l'interprétation des données empiriques. Par ailleurs, il existe une grande controverse au sujet des répercussions, sur une politique monétaire contemporaine, des influences exercées par les prévisions conjecturales des prix sur les taux d'intérêt.

D'après leurs récentes déclarations, les autorités gouvernementales du Canada semblent prendre pour acquis l'influence des prévisions conjecturales des prix sur les taux d'intérêt. Le 30 octobre 1969, M. Edgar Benson, ministre des finances, déclarait devant le comité de la Chambre des Communes concernant les taux d'intérêt que "... la meilleure façon de réduire le taux d'intérêt (au Canada) consiste à réduire l'inflation (au Canada)"¹. D'autres témoi-

¹Edgar Benson devant le Comité permanent des finances, du commerce et des questions économiques, (Chambre des communes).

gnages rendus devant ce comité suggéraient aussi que c'était surtout à la récente inflation au Canada qu'il fallait attribuer les niveaux élevés atteints à cette époque par les taux d'intérêt².

D'autres autorités gouvernementales semblent alléguer que, tout en subissant l'influence des prévisions conjecturales des prix, les taux nominaux d'intérêt sont pour ainsi dire rigides et c'est pourquoi les taux réels diminuent lorsqu'il y a inflation. Voici ce que déclarait M. Louis Rasminsky, gouverneur de la Banque du Canada.

"Je voudrais maintenant poser une question: Pourquoi les taux d'intérêt élevés que nous avons connus n'ont-ils pas mieux réussi à restreindre le recours au crédit et le volume des dépenses?

A mon avis, le fait que de nombreux emprunteurs soient disposés à payer des taux d'intérêt élevés, souvent pour de longues périodes, s'explique en grande partie, par la forte psychose de l'inflation³."

D'après le raisonnement ci-dessus, l'inflation complique le recours à une politique monétaire anticyclique en nécessitant le recours à des oscillations des taux nominaux d'intérêt plus amples qu'à l'ordinaire. Implicitement, ce raisonnement suggère que, en 1968 et 1969, les taux nominaux d'intérêt n'ont pas augmenté suffisamment pour tenir compte des attentes inflationnistes et décourager les dépenses.

En dépit du fait que les responsables de la politique officielle du Canada reconnaissent l'influence des prévisions conjecturales des prix sur les taux d'intérêt, on ne dispose pas d'études empiriques sur la nature de cette

²Voir en particulier la déclaration du professeur E. Neufeld, devant le même comité, le 1er octobre 1969 (No 59)

³Louis Rasminsky: "Les taux d'intérêt et l'inflation", déclaration faite devant le Comité permanent des finances, du commerce, et des questions économiques de la Chambre des Communes le 3 juillet 1969, pp. 8-9.

influence. Etant donné que la formulation des politiques se fonde sur la conviction que l'inflation au Canada a un effet considérable sur les taux nominaux d'intérêt ayant cours au pays, il nous incombe d'essayer de quantifier et d'évaluer cet effet.

Au chapitre suivant, nous étudierons la théorie de Fisher sur les taux d'intérêt réels et nominaux et les prévisions en matière de prix. Ensuite, nous présenterons un certain nombre de résultats empiriques obtenus à partir des données canadiennes pour la période de 1952 à 1970. Enfin, nous réviserons la documentation empirique sur les prévisions des prix par rapport aux taux d'intérêt.

Quelques chercheurs ont allégué que les conjectures sur les prix avaient un impact différent sur les divers éléments de la structure à terme des taux d'intérêt⁴. Au chapitre trois, nous tenterons de distinguer entre les structures à terme nominale et réelle et nous présenterons des tests empiriques de l'hypothèse relative aux "effets différentiels selon les échéances".

En critiquant la première édition de l'ouvrage de Fisher intitulé, The Purchasing Power of Money⁵, John Maynard Keynes⁶ soutient que, même si Fisher prouve que les variations de la masse monétaire affectent le niveau des prix,

⁴Voir par exemple, l'article de Milton Friedman: "Factors Affecting the Level of Interest Rates" dans Saving and Residential Financing publié par Saving and Loan League de Chicago, 1968. Se rapporte également à cette question l'étude de William E. Gibson dans "Effects of Money on Interest Rates" publié par le Conseil des gouverneurs du Système de réserve fédérale, Washington, D.C. 1968.

⁵Irving Fisher: The Purchasing Power of Money, Augustus M. Kelly, New York 1963.

⁶J.M. Keynes: Review of Fisher's "The Purchasing Power of Money", The Economic Journal, 21: 393-398, 1911.

il n'explique pas comment ce niveau est affecté⁷.

Les études sur les taux d'intérêt et l'inflation souffrent des mêmes lacunes. Bien que l'on puisse démontrer qu'il existe une nette corrélation entre l'inflation et les taux nominaux d'intérêt, on n'a guère examiné le mécanisme par lequel l'inflation influe sur ces taux.

Au chapitre quatre, nous formulerons une explication possible de la voie par laquelle les primes de l'inflation viennent s'intégrer aux taux d'intérêt nominal. Au chapitre cinq, nous présenterons une tentative préliminaire de vérification de cette approche. Au chapitre six, nous fournirons certains résultats supplémentaires d'une enquête sur l'impact des conjectures sur les prix sur l'attitude des investisseurs. Au chapitre sept nous rapprocherons les résultats théoriques et empiriques exposés aux chapitres précédents et nous évaluerons leur importance pour la formulation d'une politique.

⁷ La réponse de Fisher est révélatrice. Il renvoie Keynes à son ouvrage intitulé Elementary Principles of Economics, York, Macmillan, 1911, pp. 242-47. Le mécanisme de transmission qui y est décrit est précisément celui que décrivent Milton Friedman et David Meiselman dans "The Relative Stability of Monetary Velocity and the Investment Multiplier in the United States, 1897-1958", Commission on Money and Credit: Stabilization Policies, Englewood Cliffs, N.J., Prentice Hall, 1963. Voir également "The Demand for Money" de M. Friedman, dans Proceedings of the American Philosophical Society, juin 1961.

chapitre deux

LA THÉORIE DE FISHER SUR LA RELATION ENTRE LES TAUX D'INTÉRÊT RÉELS ET NOMINAUX

Afin de comprendre la théorie de Fisher sur les taux réels et nominaux d'intérêt, il faut étudier au préalable sa théorie sur la détermination du taux d'intérêt réel.

Cette dernière théorie est non-monétariste, en ce sens que l'argent n'y intervient pas comme l'un des déterminants de base des taux d'intérêt. Comme le souligne Fisher:

"Autrement dit, l'intérêt change sans avoir aucune espèce de relation avec la quantité d'argent en circulation¹."

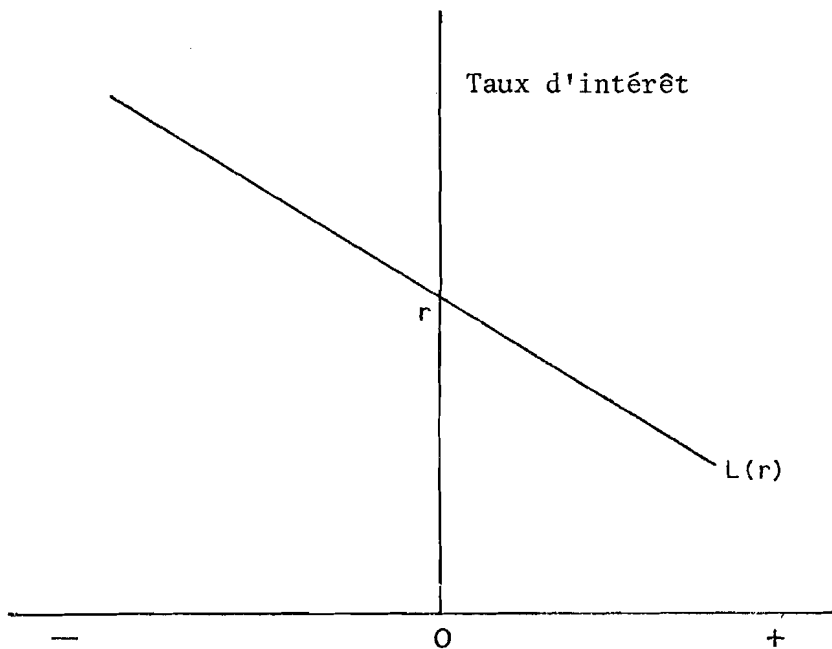
Dans l'analyse de Fisher, le taux d'intérêt est déterminé par le "désir humain" et le taux intertemporel de transformation. En admettant les postulats d'usage sur la convexité des fonctions d'utilité et de transformation, nous pouvons

¹ I. Fisher, Elementary Principles of Economics, p. 359. Voir également à ce sujet: The Rate of Interest, également par Fisher (p. 78) ainsi que l'étude de Joseph Schumpeter consacrée à la théorie monétaire de Fisher dans The Theory of Economic Development, Cambridge, Harvard University Press, 1934.

dessiner une courbe de la demande d'emprunts globale excédentaire². Le taux d'intérêt se détermine alors d'après l'état de compensation du marché puisque "les prêts nécessaires égalent les emprunts nécessaires". Le taux déterminé est un taux réel, en ce sens qu'il indique le taux auquel les biens actuels peuvent être échangés contre des biens futurs. Ce taux est représenté par "r" dans le graphique (1).

Graphique (1)

COURBE DE LA DEMANDE GLOBALE EXCÉDENTAIRE DES EMPRUNTS



Les prêts, cependant, sont accordés et remboursés non pas en biens, mais en dollars nominaux. Tant que le niveau des prix ne change pas, cet usage ne fausse pas l'analyse. Le pouvoir d'achat sur une quantité "x" de sortie est échangé contre $x(1+r)$ de sortie réelle d'ici un an.

² Pour les besoins de notre étude, nous avons supposé que, à ce stade, il s'agissait d'une économie fermée.

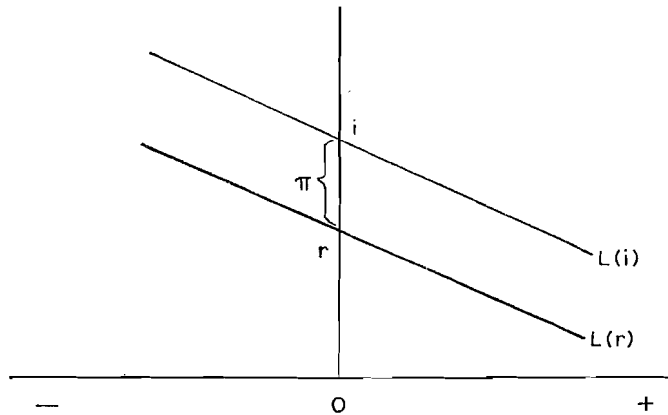
"Il est parfaitement vrai, comme on le fait souvent remarquer, que si un homme prête 100 dollars cette année pour en obtenir 105 l'an prochain, il ne sacrifie pas réellement 100 dollars en monnaie réelle, mais pour 100 dollars d'autres biens tels que: aliments, vêtements, logements ou voyages d'agrément, en vue de recouvrer, l'année prochaine, non pas 100 dollars en monnaie effective, mais pour cent cinq dollars d'autres marchandises." ³

Ainsi, dans l'analyse de Fisher, le taux de l'intérêt réel acquiert la nature d'un prix relatif - entre les biens d'aujourd'hui et les biens de demain. On peut alors se poser la question suivante: s'il se produit une inflation, quels changements se produiront dans la nature des contrats financiers?

Fisher postule au départ que l'on augmenterait le taux d'intérêt nominal en proportion du taux de l'inflation, si l'on prévoyait parfaitement le cours suivi par les prix dans l'avenir. Ce cas est illustré par le graphique (2) où "i" représente le taux nominal, "r" le taux réel et " π " le taux de l'inflation (réel et probable).

Graphique (2)

COURBE DE LA DEMANDE GLOBALE EXCÉDENTAIRE
DES EMPRUNTS EN PÉRIODE D'INFLATION



³ Irving Fisher, La Théorie de l'intérêt, Marcel Girard, Paris, 1933, p. 35, (trad. fr. par Pierre Coste).

"Lorsque les prix haussent ou baissent, la monnaie se dévalorise ou se valorise proportionnellement aux biens. Notre théorie imposerait donc un intérêt élevé ou réduit selon que les prix haussent ou baissent, sous réserve que nous supposions que le taux d'intérêt ne varie pas dans la catégorie des biens⁴."

Ce résultat ne doit pas nous surprendre, étant donné que Fisher considérait le taux d'intérêt comme un prix relatif spécial et que la plupart des économistes considéraient que la détermination du prix relatif était distincte de la détermination du niveau absolu des prix. Il s'ensuit que si le niveau absolu des prix commençait à changer, conclut Fisher, le taux d'intérêt nominal se modifierait de telle sorte que les anciennes conditions intertemporelles d'échange (ancien taux réel) seraient préservées.

La relation entre le taux d'intérêt nominal, le taux d'intérêt réel et le taux d'inflation s'exprime par l'équation suivante:

$$(1) \quad (1 + i) = (1 + r) (1 + \pi)$$

ou

$$(2) \quad i = r + \pi$$

Ainsi pour que, en fonction du pouvoir d'achat réel en biens, le taux d'intérêt demeure inchangé, celui-ci devra augmenter de $\pi + \pi r$ ⁵.

Quant'à l'analyse de Fisher, les taux d'intérêt réels "r" sont identiques dans les graphiques (1) et (2). La justifi-

⁴ I. Fisher: Appreciation and Interest. New York, Macmillan, 1898, p. 58. Voir également Ibid, p.1.

⁵ Il est courant de négliger l'expression πr parce que généralement minime. Ainsi le graphique (2) montre que le taux d'intérêt nominal augmente de π plutôt que de $\pi + \pi r$.

cation donnée par celui-ci était que les prêteurs et les emprunteurs se préoccupaient de l'échange intertemporel en chiffres réels et qu'un changement dans le niveau des prix n'aurait aucun effet sur les conditions d'échange des biens dans le temps.

Il ne suffit pas d'observer que Irving Fisher établissait une distinction entre les taux d'intérêt réel et nominal sans définir avec précision comment sont dérivées les composantes de l'"équation de Fisher" (équation (1) ou (2)). Un certain nombre d'économistes se sont servi de l'équation de Fisher de manière imprudente et contradictoire. L'équation (2) peut s'interpréter de diverses façons:

- a) Une identité établissant une relation entre le taux d'intérêt nominal, le taux d'inflation réelle et le taux d'intérêt réel.
- b) Une définition du taux d'intérêt réel conjecturé.
- c) Une définition du taux d'inflation probable.
- d) Une situation d'équilibre.
- e) Une hypothèse voulant que le niveau des taux d'intérêt nominaux s'ajuste pour englober le taux d'inflation probable.

Comme l'a démontré notre raisonnement ci-dessus, l'interprétation (e) décrit la théorie fisherienne, établissant une relation entre le taux d'intérêt nominal, le taux d'intérêt réel et le taux d'inflation probable. En lisant attentivement ce qu'a écrit Fisher sur les taux d'intérêt réels et nominaux, nous découvrons que celui-ci ne distinguait pas toujours clairement entre les diverses interprétations énumérées ci-dessus.

Selon l'analyse de Fisher, dans un état d'équilibre, le taux d'intérêt réel n'est pas affecté par le taux de l'inflation. C'est ce que nous avons souligné plus tôt en précisant que les "taux réels" étaient identiques dans les graphiques (1) et (2). Si l'inflation agissait directement sur le taux réel, il serait alors possible que ce dernier dépasse le taux nominal par le taux probable de l'inflation en équilibre. Cependant, dans la plus grande partie de notre travail, nous suivrons l'exemple de Fisher en supposant que l'effet direct

de l'inflation sur le taux réel est zéro en équilibre.

Fisher a noté que le taux d'intérêt nominal ne semblait pas fluctuer d'un montant suffisant pour compenser les mouvements simultanés du taux de l'inflation. Il alléguait que le taux nominal s'ajustait, non pas au taux réel, mais au taux conjecturé de l'inflation. Il ajoutait que les attentes étaient établies en fonction d'une moyenne pondérée des taux passés de l'inflation. Ce concept peut être formulé ainsi:

$$(3) \quad \pi_t^e = \sum_{i=0}^N \alpha_i \pi_{t-i}^a ,$$

où π_t^e symbolise le taux conjecturé de l'inflation pendant la période t , π_t^α le taux réel de l'inflation pendant la même période, et α_i le coefficient de pondération appliqué au taux d'inflation pendant la période $(t-1)$ pour établir les probabilités dans la période t . Par conséquent, l'équation (2) se présente comme suit:

$$(4) \quad i_t = r_t + b \sum_{i=0}^N \alpha_i \pi_{t-i}^a$$

L'hypothèse de Fisher est une hypothèse où "b", coefficient qui s'applique au terme d'inflation probable, est égal à l'unité ⁶. L'hypothèse $b > 0$ représente l'hypothèse moins spécifique selon laquelle les prévisions conjecturales des prix exercent une influence positive sur le taux réel d'intérêt. La vérification de l'hypothèse de Fisher dépend de deux facteurs: une hypothèse soutenue sur la formation des prévisions conjecturales des prix et une hypothèse soutenue sur la détermination du taux réel. Comme nous le soulignerons plus tard dans ce chapitre, en n'ayant pas reconnu ce fait, certains auteurs ont été amenés à faire des assertions sans fondement en se basant sur leurs travaux empiriques.

Pratiquement, selon les procédés d'estimation, les coefficients de pondération figurant à l'équation (4) sont

⁶ L'hypothèse un peu plus faible selon laquelle les prévisions en matière de prix exercent un effet positif sur les taux d'intérêt réels est représentée par l'hypothèse: $b > 0$ dans le contexte de l'équation (4) ci-dessus.

généralement estimés au lieu d'être imposés. Cela veut dire que le coefficient "b" est noyé dans les coefficients de pondération estimés. En supposant que la formation des prévisions conjecturales des prix ne soit pas biaisée (c'est-à-dire que, en moyenne, les gens ne surestiment ni sous-estiment le cours futur des prix), une somme de coefficients de pondération égale à l'unité est compatible avec l'hypothèse de Fisher, sous réserve que nous puissions tenir compte séparément du taux réel ⁷.

Tests empiriques du modèle de Fisher

Cette partie présente des tests empiriques de l'hypothèse fisherienne, selon laquelle le niveau des taux nominaux d'intérêt s'ajuste pour incorporer le taux prévu de l'inflation. L'équation centrale qui sert dans cette hypothèse est la suivante:

$$(5) \quad i_t = g(x)_t + b\pi_t^e + u_t$$

où i symbolise le taux d'intérêt nominal, π^e le taux de l'inflation et $g(x)$ une fonction qui détermine le taux d'intérêt réel, u_t une erreur ou un coefficient de perturbation.

Dans le contexte de l'équation (5) ci-dessus, l'hypothèse de Fisher est représentée par l'hypothèse: $b = 1$. Elle sera ci-dessous soumise à des tests selon différents postulats sur la fonction $g(x)$ et sur la construction de la variable des prévisions conjecturales des prix. Comme il n'y a pas de justification raisonnable pour préférer une méthode de représentation de la variable des prévisions conjecturales à une autre, nous aurons recours à des méthodes simples.

Notre test de l'hypothèse de Fisher dépend des postulats sur le taux réel d'intérêt et de la formation des conjectures. Il y a une variété infinie de combinaisons entre les postu-

⁷ Si l'inflation se précipite systématiquement et si $\sum w_i = 1$ l'équation (3) sous-estime toujours le cours futur des changements des prix, on suppose que les conjectures ne sont pas formées d'après des dérivations de temps d'un ordre plus élevé que le premier.

lats sur le taux réel d'intérêt et la formation des conjectures. Il y a une variété infinie de combinaisons entre les postulats sur le taux d'intérêt réel et la formation des prévisions conjecturelles de prix; on ne peut, par conséquent, procéder à un test général de l'hypothèse de Fisher à l'aide de l'équation (5) ⁸.

Dans ce chapitre, la période d'observation s'étend de 1952 à 1970 pour les données mensuelles et de 1955 à 1970 pour les données trimestrielles. On a retenu comme indice, l'indice des prix à la consommation au Canada. Nous nous sommes servi de six taux d'intérêt: le taux des bons du trésor (3 mois), les taux des obligations du Canada ayant des échéances de 1 à 3 ans, de 3 à 5 ans, de 5 à 10 ans et de plus de 10 ans, ainsi que de l'indice des obligations industrielles, établi par McLeod, Young, Weir.

Le modèle "simpliste" de Fisher

Dans cette partie, nous supposons que le taux réel est constant dans le temps. Il s'agit du postulat dont s'est servi Fisher pour son travail empirique⁹.

Les estimations du cours futur des changements de prix sont des estimations sur le taux moyen de l'inflation au cours d'une période. Ainsi, dans le cas d'un contrat de prêt établi au moment t et échéant dans la période $t + k$, nous avons ce qui suit:

$$(6) \quad P_t \cdot e^{k(t + k \pi_t^e)} = t + k P_t^e$$

où P symbolise le niveau des prix pendant la période t et $t + k P_t^e$ le niveau que les prix sont appelés à atteindre k périodes plus tard. Le taux d'inflation conjecturé pendant cette période (d'une durée k) est formé au cours de la période

⁸ Le résultat statistique le plus probant que l'on puisse obtenir à partir de l'équation (3) est un rejet de la version conditionnelle de l'hypothèse de Fisher.

⁹ Irving Fisher: La Théorie de l'intérêt, op cit., pp. 394-448.

t est symbolisé par le symbole $t + k\pi_t^e$ ¹⁰. L'équation nous donne ce qui suit:

$$e^{t+k\pi_t^e} = \frac{t+kP_t^e}{P_t}$$

donc,

$$(7) \quad t+k\pi_t^e = \frac{1}{k} (\ln_{t+k} P_t^e - \ln P_t).$$

Nous supposons que les conjectures sur le taux de l'inflation dépendent uniquement du comportement passé des variations de prix¹¹, autrement dit, nous négligeons les autres variables, telles que la politique gouvernementale et le chômage, qui pourraient influencer l'établissement des conjectures en matière de prix. Nous supposons aussi que ces conjectures sont à valeur unique. Nous supposons également que les individus envisagent une répartition subjective des probabilités concernant le cours futur de l'inflation mais qu'ils réagissent uniquement à la moyenne de cette fonction¹². A partir de ces postulats, on peut supposer que les conjectures des prix sont créées par un mécanisme créature d'extrapolation ou d'adaptation, ce qui nous permet de représenter le taux d'inflation probable par une moyenne pondérée des taux antérieurs des variations des prix¹³. Nous avons ainsi:

¹⁰ Pour simplifier la présentation, nous omettrons, en général le souscrit $(t + k)$.

¹¹ Nous posons ce postulat en dépit de la mise en garde de Samuel Taylor Coleridge: "Pour la plupart des gens, l'expérience se compare aux lumières arrières d'un bateau qui n'éclairent que le sillage traversé par celui-ci."

¹² Autrement dit, nous supposons que les autres paramètres de la distribution subjective des probabilités, telles que la variance, n'ont pas d'importance.

¹³ Il y a plusieurs façons d'aborder ce problème: nous pouvons considérer que les décisions des individus affectant le marché des capitaux représentent une réaction contre le taux "permanent" de l'inflation. Nous pouvons aussi considérer que la somme pondérée des taux antérieurs de l'inflation donne une indication sur l'inflation future.

$$(8) \quad \pi_t^e = \sum_{i=0}^n \alpha_i \pi_{t-i}^a$$

En interpolant l'équation (8) dans l'équation (5) et en supposant que le taux réel reste constant dans le temps, nous obtenons.

$$(9) \quad i_t = a + b \sum_{i=0}^n \alpha_i \pi_{t-i}^a + u_t$$

La véritable équation d'estimation dont nous nous sommes servis est la suivante:

$$(10) \quad i_t = a + \sum w_i \pi_{t-i}^a + u_t.$$

Si nous supposons que la formation des conjectures des prix n'est pas biaisée (c'est-à-dire que $\sum \alpha_i = 1$), il s'ensuit que la somme de coefficients de pondération ($\sum w_i = 1$) de l'équation ci-dessus se conforme à l'hypothèse de Fisher.

Il y a plusieurs facteurs qui peuvent fausser nos résultats empiriques. Si b n'est pas égal à l'unité, nous ne pouvons vérifier si le défaut provient de l'hypothèse selon laquelle les conjectures des prix influencent les taux nominaux d'intérêt ou encore, de l'hypothèse soutenue sur la formation des conjectures des prix. De plus, une somme de coefficients égale à l'unité veut dire que l'hypothèse de Fisher, autant que l'hypothèse sur les estimations, est faussée, bien que toutes deux le soient dans des directions qui se compensent. Nous devons avoir ces réserves à l'esprit dans l'interprétation des résultats empiriques, exposée plus loin.

Il faut souligner que le modèle simpliste de Fisher est construit en postulant un taux réel constant. Si nous découvrons que $b \neq 1$, nous aurons tort de conclure que le taux réel a dû changer¹⁴. Cette conclusion répudie évidemment les postulats d'après lesquels le modèle a été estimé et si tel

¹⁴ Par exemple, W.E. Gibson a tort de conclure à cette inférence. Voir W.E. Gibson: "Price Expectations Effect on Interest Rates", Journal of Finance, mars 1970, p.33.

était le cas, l'équation (10) ne pourrait constituer un test de l'hypothèse de Fisher.

Ainsi, une série de taux réels ne peut être construite à l'aide des coefficients estimés de l'équation (10); cela revient à dire qu'on ne peut construire une série de taux réels se présentant sous la forme suivante:

$$(11) \quad \hat{r}_t = i_t - \sum_{i=0}^n \hat{w}_i \pi_{t-i}^a$$

étant donné que \hat{r} computed répudie les postulats qui nous ont servi à mesurer l'effet des conjectures des prix¹⁵.

On devrait également noter que, dans une régression se présentant sous la forme de l'équation (10), on peut créer une série de coefficients positifs à l'aide d'une foule de modèles structurels de base dont celui de Fisher est un exemple. Lors d'une période de hausse des prix, les autorités monétaires peuvent réagir en imposant des restrictions à la croissance, ou en réduisant le niveau, de la masse monétaire, ce qui peut avoir pour effet de hausser le taux d'intérêt nominal. Si les autorités réagissent avec un décalage ou, s'il y a un décalage dans l'effet suscité par leurs mesures sur les taux d'intérêt, ou encore si ces deux décalages existent à la fois, on constatera une relation positive entre les taux nominaux d'intérêt et les taux antérieurs d'inflation. Il s'ensuit que dans l'équation (10), une série de coefficients positifs ne fournit pas de renseignements suffisants pour que l'on puisse conclure que les conjectures des prix ont été à l'oeuvre.

Les estimations de l'équation (10), basées sur les données

¹⁵ La Federal Reserve Bank of St. Louis a publié des séries basées sur des calculs établis à partir d'une équation telle que l'équation (11). En dépit des contradictions évidentes qui se manifestent dans la construction d'une série de ce genre, on doit se rappeler que la série en question n'offre aucun intérêt pour les autorités, car celles-ci ne peuvent affecter le taux d'intérêt réel tel qu'il est défini par l'équation (11). Les mouvements du taux réel, définis par l'équation (11) ne comprennent que les mouvements dans le terme résiduel estimé de l'équation (10).

Tableau I (a)
 TAUX DE VARIATION DES PRIX DES TAUX D'INTÉRÊT
 JANVIER 1952 - DÉCEMBRE 1970... OBSERVATIONS MENSUELLES (228)
 (M C O) 12 DÉCALAGES SANS CONTRAINTE

	Intercept	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄	b ₅	b ₆	b ₇	b ₈	b ₉	b ₁₀	b ₁₁	b ₁₂
B.T.	2.30 (16.23)	0.1113 (4.53)	0.0931 (3.63)	0.0749 (2.92)	0.0858 (3.34)	0.0577 (2.27)	0.0589 (2.31)	0.0689 (2.69)	0.0315 (1.26)	0.0493 (1.99)	0.0482 (1.92)	0.0096 (0.40)	-0.0176 (-0.77)
	D.W.=0.180			S.E.E.= 1.328			\bar{R}^2 =0.42			S.E.S.=0.0528			
				S = 0.6717									
				St ₁ = 6.219									
				Décalage moyen = N.A.									
1-3	3.17 (26.44)	0.0858 (4.13)	0.0774 (3.57)	0.0634 (2.93)	0.0711 (3.28)	0.0469 (2.18)	0.0490 (2.28)	0.0545 (2.52)	0.0293 (1.39)	0.0429 (2.05)	0.0446 (2.11)	0.0126 (0.62)	-0.0018 (-0.09)
	D.W.=0.158			S.E.E.= 1.121			\bar{R}^2 =0.42			S.E.S.=0.0446			
				S = 0.5757									
				St ₁ = 4.520									
				Décalage moyen = N.A.									
3-5	3.55 (30.93)	0.0774 (3.89)	0.0703 (3.38)	0.0566 (2.72)	0.0641 (3.08)	0.0486 (2.35)	0.0499 (2.42)	0.0540 (2.60)	0.0275 (1.36)	0.0408 (2.03)	0.0419 (2.06)	0.0162 (0.83)	-0.005 (-0.03)
	D.W.=0.134			S.E.E.= 1.075			\bar{R}^2 =0.41			S.E.S.=0.0427			
				S = 0.5467									
				St ₁ = -10.606									
				Décalage moyen = N.A.									
5-10	3.76 (31.22)	0.0732 (3.51)	0.0596 (2.73)	0.0522 (2.39)	0.0675 (3.09)	0.0379 (1.75)	0.0499 (2.31)	0.0523 (2.40)	0.0265 (1.25)	0.0386 (1.83)	0.0432 (2.02)	0.0182 (0.88)	0.0096 (0.50)
	D.W.=0.176			S.E.E.= 1.128			\bar{R}^2 =0.36			S.E.S.=0.0449			
				S = 0.5288									
				St ₁ = -10.506									
				Décalage moyen = 2.473 Mois									
10+	4.01 (33.72)	0.0640 (3.11)	0.0608 (2.83)	0.0444 (2.07)	0.0544 (2.53)	0.0438 (2.06)	0.0459 (2.15)	0.0455 (2.12)	0.0253 (1.21)	0.0361 (1.73)	0.0353 (1.68)	0.0174 (0.86)	0.0075 (0.39)
	D.W.=0.071			S.E.E.= 1.112			\bar{R}^2 =0.32			S.E.S.=0.0442			
				S = 0.4804									
				St ₁ = -11.752									
				Décalage moyen = 2.418 Mois									

Tableau I (a), (suite)

	Intercept	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄	b ₅	b ₆	b ₇	b ₈	b ₉	b ₁₀	b ₁₁	b ₁₂
M.Y.W.	4.61 (37.77)	0.0738 (3.49)	0.0694 (3.14)	0.0530 (2.40)	0.0622 (2.82)	0.0537 (2.45)	0.0559 (2.55)	0.0521 (2.37)	0.0288 (1.34)	0.0439 (2.06)	0.0414 (1.91)	0.0207 (1.00)	0.0121 (0.62)
		D.W.=0.077		S.E.E.=1.142			\bar{R}^2 =0.39						
				S =0.5671			S.E.S.=0.0454						
				St ₁ = -9.534									
				Décalage moyen = 2.475 Mois									

mensuelles et trimestrielles, figurent respectivement aux tableaux I et II. Le taux de variation des prix est calculé et exprimé en taux de pourcentage annuel.

Pour chaque variable, la valeur t apparaît entre parenthèses en dessous du coefficient de régression estimé. Les sommaires statistiques présentés sous chaque régressions sont les suivantes: D.W. -- Durbin Watson Statistic; S.E.E.-- l'erreur-type d'estimation; \bar{R}^2 -- le coefficient de détermination corrigé; A.L. -- le décalage moyen; S -- la somme des coefficients sur les conditions des prix; S.E.S. -- l'erreur-type de S et St_1 -- la statistique t pour S en postulant $S = 1$.

Le décalage moyen n'est pas indiqué si des coefficients négatifs apparaissent dans la régression. Dans un cas de ce genre, il n'existe pas, en général, d'équation valable pour calculer le décalage moyen¹⁶. S.E.S., erreur type de la somme des coefficients, s'obtient par une pré et post-multiplication de la matrice des variances-corrélations par un vecteur de zéros et d'unités.

Le tableau (I-a) décrit les résultats obtenus des données mensuelles pour 12 décalages sans contrainte. D'après les hypothèses retenues, nous nous attendions à trouver que $a > 0$, et $b_i > 0$ pour $i = 1$ par rapport à k et nous avons effectivement trouvé ce résultat. Au niveau de signification de 0.05, la plupart des coefficients sont sensiblement différents de zéro.

Les coefficients tendent à décliner dans le temps mais pas d'une façon uniforme, et lorsqu'on obtient des coefficients négatifs ou insignifiants, ces derniers tendent à apparaître près de la fin du décalage.

La somme des coefficients s'échelonne entre un maximum de 0.67 pour le taux des bons de trésor et un minimum de 0.48 pour le taux des obligations à long terme du gouvernement. A première vue, ces résultats laissent supposer que si le taux de l'inflation devait augmenter d'un pour cent et se maintenir à ce niveau plus élevé, le taux des bons du trésor et des obligations à long terme du gouvernement augmenterait respectivement (d'après ces calculs) de 67 et 48 points de

¹⁶Zvi Griliches, "Distributed Lags: A Survey", Econometrica, janvier 1967, pp. 16-47.

base, à l'expiration d'une période de 12 mois.

Interprétée selon le postulat que la somme des coefficients est égale à l'unité, l'hypothèse de Fisher pourra être rejetée pour toutes les échéances au seuil de signification de 0.01; mais on ne rejette pas l'hypothèse plus faible, à savoir que les conjectures des prix ont un effet positif sur les taux nominaux d'intérêt.

Les décalages moyens ne peuvent être calculés pour les taux des trois échéances les plus courtes. Il n'y a pas de différence apparente entre les décalages moyens des autres taux. Les coefficients de détermination ajustés déclinent avec l'échéance qui reste à courir sur les valeurs gouvernementales, le coefficient le plus élevé étant de 0.42 pour les bons du trésor et le moins élevé, de 0.32 pour les émissions à long terme.

La disposition des termes intermédiaires laisse supposer que le taux d'intérêt réel augmente avec l'échéance à courir. Le taux réel relativement élevé (4.61) pour l'indice des obligations industrielles de McLeod, Young, Weir nous laisse supposer qu'il y a une prime de risque attachée aux valeurs industrielles en regard des valeurs gouvernementales. La disposition des taux réels est compatible avec les idées classiques de la préférence pour la liquidité.

En résumé, bien que ces résultats nous laissent supposer que les conjectures des prix peuvent influencer le niveau des taux nominaux d'intérêt, la preuve n'est pas aussi nette. Les données réfutent de façon uniforme l'hypothèse de Fisher. Un certain nombre d'autres difficultés statistiques sont propres aux résultats de ces régressions et nous allons en parler ultérieurement.

Au tableau (I-b), on lira les résultats obtenus à l'aide de 18 décalages sans-contrainte sur des données mensuelles relatives à la période de janvier 1952 à décembre 1970. Nous n'y présentons que la somme des coefficients. La statistique "t" figurant en dessous de la somme des coefficients de pondération a été calculée pour l'hypothèse nulle, selon laquelle la somme est égale à l'unité. Aucun des six termes de décalages supplémentaires n'était significatif. Les statistiques sommaires sont demeurées essentiellement inchangées. On obtient des résultats semblables si la durée du décalage est portée à 24 mois.

Tableau (I-b)

TAUX DE VARIATIONS DES PRIX ET DES TAUX D'INTÉRÊT
 JANVIER 1952 - DÉCEMBRE 1970. OBSERVATIONS MENSUELLES
 (M C O) 18 DÉCALAGES SANS CONTRAINTÉ

Variable dépendante	Intercept	Somme des coeff.	D.W.	S.E.F.	\bar{R}^2
B.T.	2.32 (15.46)	0.667 (-5.431)	0.191	1.334	0.41
1-3	3.12 (24.59)	0.597 (-8.530)	0.193	1.126	0.41
3-5	3.50 (28.78)	0.569 (-9.497)	0.166	1.081	0.40
5-10	3.70 (29.98)	0.555 (-9.344)	0.205	1.134	0.36
10+	3.95 (31.34)	0.504 (-10.551)	0.095	1.120	0.31
M.Y.W.	4.54 (35.14)	0.596 (-8.182)	0.110	1.147	0.39

Au tableau (II), nous présentons les résultats obtenus des données trimestrielles à l'aide de 12 décalages sans contrainte. Les décalages survenant après le deuxième ou le troisième trimestre ne sont pas significatifs. Par ailleurs, la plus grande partie de la réaction se manifeste au cours des trois premiers trimestres. Par exemple, dans le cas des bons du trésor, la somme des coefficients est de 0.90 alors que, après trois trimestres, elle est de 0.80. On peut en dire autant des autres échéances. Le coefficient ajusté de détermination se maintient entre les mêmes limites (soit entre 0.48 et 0.38) que pour le cas des données mensuelles sur lesquelles nous sommes basés. La grande différence entre ces résultats et les résultats précédemment obtenus des données mensuelles réside dans le fait que la somme des coefficients se rapproche davantage de l'unité. Dans trois cas sur six, il nous est impossible de rejeter l'hypothèse de Fisher (en nous servant d'un test à paramètre unique)¹⁷. L'hypothèse, selon laquelle la somme des coefficients de pondération est égale à zéro, peut également être rejetée pour toutes les échéances au seuil de signification de 0.01.

Quoiqu'intéressant, l'ensemble des résultats de la régression soulève un certain nombre de difficultés d'ordre statistique. Tout d'abord il y a un problème relativement grave de collinéarité multiple. Dans de nombreux cas, la matrice de corrélation des régresseurs est presque singulière. Ce phénomène tend, en soi, à hausser les erreurs types des coefficients. Il y a aussi un degré assez grave de corrélation en série. Cela veut dire que nos estimateurs ne sont pas efficaces. Par ailleurs, les variances des estimateurs obtenus seront affectées d'une erreur systématique par défaut et tendront à hausser les statistiques t. Cette combinaison d'une grave corrélation en série à une collinéarité multiple implique qu'il est difficile d'attribuer quelque valeur aux tests de signification.

En soi, l'auto-corrélation nous laisse toujours avec des estimateurs non-biaisés. Il y a de bonnes raisons de croire

¹⁷ Le test à paramètre unique a été retenu parce que, "à priori", $S = 0$ représentait le choix le plus raisonnable. Nous avons estimé qu'il y avait très peu de chance que $S > 1$. Le test à paramètre unique représente, dans ces conditions, un test plus puissant.

Tableau (II)

TAUX DE VARIATION DES PRIX ET DES TAUX D'INTÉRÊT
 1955-1970. OBSERVATIONS TRIMESTRIELLES
 (M C O) 12 DÉCALAGES SANS CONTRAINTE

Variable dépendante	Intercept	Somme des coeff.	D.W.	S.E.E.	\bar{R}^2
B.T.	1.83 (5.92)	0.898 (-0.820)	0.551	1.273	0.46
1-3	2.50 (10.39)	0.880 (-1.245)	0.562	0.992	0.54
3-5	2.95 (12.35)	0.821 (-1.867)	0.457	0.984	0.50
5-10	3.13 (12.51)	0.816 (-1.838)	0.390	1.030	0.46
10+	3.45 (13.30)	0.735 (-2.556)	0.247	1.067	0.38
M.Y.W.	3.93 (15.30)	0.875 (-1.215)	0.334	1.056	0.48

Tableau (III)

RÉGRESSION HILDRETH-LU ET DE DIFFÉRENCE DE PREMIER
ORDRE JANVIER 1952 - DÉCEMBER 1970. OBSERVATIONS
MENSUELLES - 12 DÉCALAGES SANS CONTRAINTE

Variable dépen- dante	Intercept	Somme des coeff.	D.W.	S.E.E.	\bar{R}^2	ρ	Transformation
B.T.	2.98 (1.84)	0.076 (- 15.584)	1.449	0.33	0.00	0.99	Hildreth-Lu
B.T.	0.02 (0.94)	0.0005 (-162.5270)	1.545	0.34	0.00	1.	Différence de 1 ^{ier} ordre.
10 +	5.02 (7.77)	0.028 (- 41.589)	1.337	0.13	0.01	0.99	Hildreth-Lu
10 +	0.03 (1.58)	- 0.007 (-214.257)	1.242	0.26	0.04	1.	Différence de 1 ^{ier} ordre.

que les coefficients s'appliquant aux termes de décalage de l'inflation sont biaisés par excès. La corrélation en série nous laisse entendre que des variables importantes ont été omises. Si les variables omises sont collinéaires ou au moins s'écartent considérablement de l'orthogonalité avec les régresseurs inclus, les coefficients estimés seront affectés d'une erreur systématique. Il apparaît donc que, sous leur forme actuelle, les équations souffrent d'une erreur de spécification. La faible proportion de la variance expliquée dans le cas des données mensuelles et trimestrielles tend également à suggérer qu'il y a eu omission de certaines variables.

Dans la partie qui suit, nous décrivons certains efforts tentés en vue de réduire le problème de corrélation sérielle dans le contexte de l'équation (10). Nous allons étudier ensuite dans une certaine mesure les difficultés soulevées par la collinéarité multiple et nous allons exposer certaines solutions que nous avons essayé d'appliquer. Dans les dernières parties de ce chapitre, nous ne retenons plus l'hypothèse d'un taux réel invariable.

Le tableau (III) illustre les résultats représentatifs de nos efforts simplifiés en vue d'atténuer le problème de la corrélation en série. Nous nous sommes servi de deux taux d'intérêt: celui des bons du trésor à 90 jours et le rendement des obligations à long terme du gouvernement du Canada. (10+)¹⁸. En nous servant des différences de premier ordre, nous avons réduit considérablement la corrélation sérielle. Les régressions n'expliquent cependant aucune des variations du taux d'intérêt. En appliquant un test F, les régressions seraient rejetées dans leur ensemble. La somme des coefficients est de 0.0005 pour le taux à court terme et de 0.0070 pour les taux à long terme. Nous avons obtenu des résultats semblables en nous servant de la technique de Hildreth-Lu. Le paramètre d'autorégression estimée est de 0.99 (c'est-à-dire qu'il se trouve à l'extrémité de la portée) ce qui laisse supposer que la corrélation en série peut être d'un ordre plus élevé que la différence de premier ordre. Les

¹⁸ Les résultats ne sont pas influencés par l'échéance de l'obligation retenue. Comme nous avons obtenu des résultats semblables dans l'ensemble, nous ne présentons que les résultats pour un taux d'intérêt représentatif à court terme et à long terme.

coefficients de détermination ajustés sont effectivement de zéro.

Dans toutes les régressions, aucun des coefficients individuels n'est significativement différent de zéro. Par contre, plusieurs coefficients sont affectés d'un signe négatif. Nominale, ces résultats laissent supposer que nos régressions antérieures des taux d'intérêt sur les taux décalés des variations de prix se chargeaient de faux décalages occasionnés par la corrélation en série.

Les tableaux (IV-A) et (IV-B) exposent des résultats obtenus à partir de la méthode d'évaluation à deux phases de Durbin. Cette méthode nous permet d'obtenir des estimations asymptotiquement efficaces ¹⁹.

Supposons une équation se présentant sous la forme suivante:

$$y_t = \beta_1 x_{1t} + \dots + \beta_k x_{kt} + u_t$$

$$u_t = \alpha_1 u_{t-1} + \dots + \alpha_m u_{t-m} \quad (t = 1 \dots N)$$

En estimant une régression préliminaire formulée ainsi:

$$y_t = a_1 y_{t-1} + \dots + a_m y_{t-m} + \sum_j \sum_i w_{ij} x_{ijt} + \varepsilon_t$$

nous pouvons créer les variables suivantes:

$$\hat{y}_t = y_t - \hat{a}_1 y_{t-1} - \dots - \hat{a}_m y_{t-m}$$

$$\hat{x}_{it} = x_{it} - \hat{a}_1 x_{it-1} - \dots - \hat{a}_m x_{it-m}$$

Dans l'étude empirique décrite ci-dessous, on a estimé que

¹⁹J. Durbin: "The Fitting of Time-Series Models", Revue de l'Institut international de statistique, La Haye, 1960, pp. 233-243.

Voir également: "Estimation of Parameters in Time-Series Regression Models", Journal of the Royal Statistical Society, Série B, Vol. 22 (1): 139-153, 1960.

les résidus suivaient un schème autorégressif de premier ordre. Le paramètre autorégressif estimé se présente sous la forme de ρ parmi les statistiques sommaires mentionnées pour chaque résultat de régression aux tableaux (IV-a) et (IV-b).

La méthode Durbin d'évaluation à deux phases a fourni des évaluations du paramètre autorégressif inférieures au paramètre obtenu par la technique de Hildreth-Lu. Les paramètres autorégressifs obtenus étaient généralement proches de 0.9.

La méthode d'évaluation à deux phases fournit des résultats concordants à ceux obtenus de la technique Hildreth-Lu et de l'application précédente des différences de premier ordre. La somme des coefficients baisse dans des proportions considérables et l'hypothèse de Fisher est réfutée globalement pour toutes les échéances. Les coefficients de détermination ajustés sont uniformément égal à zéro ou s'éloignent négligeablement de zéro.

Différant des résultats mensuels, les résultats trimestriels, dans l'ensemble, ne contredisent pas la version simpliste de la théorie de Fisher, lorsqu'on applique la méthode d'évaluation à deux phases. L'hypothèse de Fisher ne peut être réfutée que pour le rendement des obligations industrielles et des obligations gouvernementales à long terme. Par ailleurs l'hypothèse, selon laquelle la somme des coefficients de pondération est égale à zéro, peut être rejetée pour toutes les échéances.

Nous avons déjà souligné que l'estimation de l'équation (10) par la méthode ordinaire des moindres carrés était gênée par des problèmes de collinéarité multiple. Un moyen d'éviter le problème de collinéarité multiple, dans le contexte d'une régression à décalage réparti, telle que dans l'équation (10), consiste à se servir de la technique de décalage d'Almon ²⁰. Les tableaux (V-a) et (V-b) présentent les résultats obtenus à partir des données mensuelles et ceux des données trimestrielles sont exposés aux tableaux (V-c) et (V-d). Nous nous sommes servis partout d'un polynôme du troisième degré et nous avons essayé des séries de 12, 24 et

²⁰ Shirley Almon, "The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures", Econometrica, janvier 1965.

Tableau (IV-a)

TAUX D'INTÉRÊT ET TAUX DE VARIATION DES PRIX
 MÉTHODE D'ÉVALUATION À DEUX PHASES DURBIN
 JANVIER 1952 - DÉCEMBRE 1970
 12 DÉCALAGES SANS CONTRAINTE OBSERVATIONS MENSUELLES

Variable dépen- dante	Intercept	Somme des coeff.	Coeffi- cient auto- régressif	D.W.	S.E.E.	\bar{R}^2
B.T.	0.22 (9.84)	0.173 (-13.193)	0.940	1.471	0.33	0.02
1-3	0.42 (17.22)	0.254 (-12.046)	0.898	1.301	0.33	0.05
3-5	0.50 (21.10)	0.282 (-12.488)	0.886	1.184	0.31	0.08
5-10	0.28 (11.97)	0.087 (-13.745)	0.943	2.437	0.35	0.00
10+	0.47 (24.77)	0.143 (-17.449)	0.908	1.013	0.26	0.05
M.Y.W.	0.62 (27.61)	0.233 (-13.729)	0.890	0.903	0.30	0.09

Tableau (IV-b)

TAUX D'INTÉRÊT ET TAUX DE VARIATION DES PRIX
MÉTHODE D'ÉVALUATION À DEUX PHASES DURBIN
1955 - 1970. OBSERVATIONS TRIMESTRIELLES
12 DÉCALAGES SANS-CONTRAÎNTE

Variable dépen- dante	Intercept	Somme des coeff.	Coef- ficient auto- régressif	D.W.	S.E.E.	\bar{R}^2
B.T.	0.68 (4.27)	0.981 (-0.099)	0.665	1.108	0.60	0.28
1-3	0.99 (8.01)	0.961 (-0.303)	0.622	1.347	0.47	0.46
3-5	0.99 (8.54)	0.895 (-0.747)	0.705	1.389	0.40	0.39
5-10	0.86 (8.70)	0.872 (-0.873)	0.741	1.421	0.38	0.35
10+	0.54 (8.70)	0.622 (-2.629)	0.870	1.107	0.23	0.19
M.Y.W.	0.44 (9.48)	0.561 (-2.710)	0.919	0.883	0.21	0.17

Dans le cas des données mensuelles, les résultats sont dans l'ensemble invariables par rapport aux résultats obtenus à partir de décalages sans contrainte. Les coefficients de détermination ajustés oscillent autour de 0.40 et l'hypothèse de Fisher est uniformément réfutée. Les résultats obtenus à partir des données trimestrielles n'ont pas été sensiblement différents des résultats obtenus précédemment. Il semble que la seule différence appréciable soit que les statistiques "t" sur les coefficients individuels tendent à être plus élevées que les statistiques obtenues auparavant. La corrélation en série demeure une difficulté distincte ²¹.

Les résultats de nos calculs basés sur l'hypothèse simpliste de Fisher en utilisant des données mensuelles peuvent se résumer comme suit: lorsqu'on se sert de décalages sans contrainte, l'hypothèse de Fisher est réfutée par les données. L'hypothèse plus faible, selon laquelle les conjectures des prix exercent une influence positive sur les taux nominaux d'intérêt, n'a pas été immédiatement rejetée. Nous avons tenté de circonvenir le problème de la collinéarité multiple en ré-estimant les équations à l'aide de la technique de décalage d'Almon. Ainsi, l'impact sur les coefficients estimés a été négligeable. En tentant de manier la corrélation en série, cependant, nous avons réussi à faire effectivement disparaître cette relation, ce qui laisse entendre que nos évaluations précédentes de l'impact de l'inflation produisaient des décalages fictifs introduits par la corrélation en série. Le nombre élevé de corrélations en série et des coefficients de détermination réduits laissent supposer que, en plus de conjectures des prix, d'autres facteurs peuvent exercer un effet systématique sur les taux d'intérêt, ce qui suggère par ailleurs que le modèle simpliste de Fisher pourrait être un mécanisme inapproprié pour étudier l'impact des conjectures des prix sur les taux d'intérêt.

À l'encontre des résultats obtenus à partir des données

²¹ L'évaluation du décalage à l'aide d'une transformation Koyk sur l'équation (10) produit des résultats peu satisfaisants. Le paramètre de déchéance estimé était uniformément supérieur à l'unité ce qui implique que les conjectures sont explosives. En présence d'une corrélation sérielle, cependant, ce coefficient est affecté d'une erreur par excès.

Tableau (V-a)

TAUX D'INTÉRÊT ET TAUX DE VARIATION DES PRIX
 JANVIER 1952 - DÉCEMBRE 1970. OBSERVATIONS MENSUELLES,
 POLYNÔME DU 3^{ème} DEGRÉ, 12 DÉCALAGES

Variable dépendante	Intercept	Somme des coeff.	D.W.	S.E.E.	\bar{R}^2	Décalage moyen
B.T.	2.40 (16.88)	0.618 (- 7.351)	0.10	1.352	0.40	4.018
1-3	3.24 (27.15)	0.534 (-10.669)	0.10	1.135	0.40	4.310
3-5	3.62 (31.79)	0.510 (-11.761)	0.09	1.082	0.40	4.418
5-10	3.82 (32.22)	0.496 (-11.608)	0.13	1.128	0.36	4.644
10+	4.06 (34.86)	0.451 (-12.880)	0.04	1.107	0.33	4.599
M.Y.W.	4.67 (38.91)	0.535 (-10.609)	0.04	1.141	0.39	4.646

Tableau (V-b)

TAUX D'INTÉRÊT ET TAUX DE VARIATION DES PRIX
 JANVIER 1952 - DÉCEMBRE 1970. OBSERVATIONS MENSUELLES,
 POLYNÔME DU 3^{ème} DEGRÉ - RÉSULTATS REPRÉSENTATIFS

Variable dépendante	Intercept	Somme des coeff.	Nombre de décal.	D.W.	S.E.E.	\bar{R}^2
B.T.	2.39 (14.65)	0.616 (-6.344)	24	0.123	1.370	0.38
10+	3.66 (28.74)	0.625 (-7.652)	24	0.067	1.030	0.42
T.B.	2.54 (12.74)	0.523 (-6.417)	36	0.067	1.520	0.23
10+	3.29 (25.11)	0.804 (-3.520)	36	0.035	0.96	0.50

Tableau (V-c)

TAUX D'INTÉRÊT ET TAUX DE VARIATION DES PRIX
1955 - 1970, OBSERVATIONS TRIMESTRIELLES,
POLYNÔME DU 3^{ème} DEGRÉ - 12 DÉCALAGES

Variable dépendante	Intercept	Somme des coeff.	D.W.	S.E.E.	\bar{R}^2	Décalage moyen
B.T.	1.92 (8.64)	1.034 (0.6029)	0.757	0.853	0.695	5.73
1-3	2.58 (15.12)	0.993 (-0.096)	0.853	0.655	0.773	5.48
3-5	2.99 (18.45)	0.953 (-0.722)	0.723	0.623	0.775	5.66
5-10	3.14 (19.01)	0.976 (-0.357)	0.640	0.634	0.778	6.14
10+	3.42 (21.24)	0.923 (-1.186)	0.347	0.619	0.767	6.71
M.Y.W.	3.78 (24.56)	1.092 (1.482)	0.306	0.592	0.830	5.75

Tableau (V-d)

TAUX D'INTÉRÊT ET TAUX DE VARIATION DES PRIX
 1955 - 1970 - OBSERVATIONS TRIMESTRIELLES,
 POLYNÔME DU 3^{ème} DEGRÉ - 24 DÉCALAGES

Variable dépendante	Intercept	Somme des coeff.	D.W.	S.E.E.	\bar{R}^2	Décalage moyen
B.T.	1.38 (4.47)	1.329 (2.316)	0.615	0.84	0.69	8.215
1-3	2.16 (9.52)	1.213 (2.070)	0.713	0.61	0.79	n.a.
3-5	2.44 (11.78)	1.246 (2.595)	0.600	0.56	0.81	8.475
5-10	2.56 (12.31)	1.275 (2.896)	0.486	0.56	0.82	8.453
10+	2.88 (14.90)	1.198 (2.253)	0.163	0.52	0.83	8.491
M.Y.W.	3.01 (21.51)	1.505 (7.850)	0.340	0.38	0.93	8.760

mensuelles, les résultats obtenus à partir des données trimestrielles concordent relativement bien une fois que les variables ont été ajustées pour une corrélation en série. Dans la plupart des cas, il nous a été impossible de réfuter l'hypothèse selon laquelle la somme des coefficients de pondération est égale à l'unité. Par contre, nous avons pu réfuter l'hypothèse selon laquelle la somme des coefficients de pondération est égale à zéro. Le contraste entre les résultats mensuels et trimestriels laisse supposer qu'il serait intéressant de dépasser le modèle simpliste de Fisher et d'étudier les relations de comportement.

Un test de la position de Radcliffe

On affirme souvent que si les taux nominaux d'intérêt augmentent pendant une durée d'inflation, cela est dû au fait que les individus ont la possibilité de conserver leurs actions. Étudions en effet, ce paragraphe extrait du rapport Radcliffe:

"Tant que les gens s'attendent à une hausse régulière de deux pour cent par an sur les prix, ils rechercheront un taux d'intérêt de cinq pour cent au lieu de trois pour cent. Étant donné qu'il existe d'autres valeurs et notamment des actions dont l'augmentation du prix peut être attendue si l'inflation persiste, les détenteurs d'obligations auront tendance à remplacer les obligations par des actions, à moins qu'une augmentation du rendement des obligations n'offre une compensation suffisante à la chute prévue de la valeur réelle de l'intérêt fixe de l'argent, retiré des obligations. Il n'y a aucun doute que c'est là une force réelle qui a joué dans le cours des marchés de titres au cours des années d'après-guerre, à mesure que s'implantait la certitude d'une inflation continue²²".

La position adoptée par la Commission Radcliffe est que la poussée à la hausse exercée sur les taux d'intérêt provient

²²Report of the Committee on the Working of the Monetary System, Londres, 1959, p.279.

du côté des prêteurs. Cette commission ne dit rien sur le comportement des emprunteurs, et les tentatives ultérieures en vue de remettre la position de Radcliffe sur une base plus rigoureuse souffrent encore de cette même lacune²³.

La déclaration de Radcliffe comporte implicitement trois hypothèses assez importantes. Elle suppose d'une part que, en chiffres réels, le rendement des actions n'est pas affecté par l'inflation; d'autre part, que les obligations et les actions se substituent parfaitement les unes aux autres dans les portefeuilles des investisseurs; enfin que l'offre des obligations (demande de financement par l'émission d'obligations) ne réagit nullement en fonction du taux d'intérêt.

L'hypothèse de la possibilité de substitution dont disposent les prêteurs peut être formulée ainsi: "Des actifs équivalents entre eux devraient rapporter des taux équivalents de rendement, que ce soit en chiffres réels ou en chiffres nominaux". Toutefois, il s'agit là d'une affirmation à propos d'une position d'équilibre et n'implique pas que l'inflation fasse hausser le taux nominal d'intérêt.

Dans le même ordre d'idées, Milton Friedman écrit ceci:

"Supposons que le taux nominal d'intérêt soit représenté par R_B (B symbolise les obligations) et le taux réel par R_E (E symbolise les actions); or le pourcentage du taux auquel les prix changent dans le temps t s'exprime par:

$$\frac{1}{p} \frac{dP}{dt} .$$

Ajoutons un astérisque à cette expression pour indiquer un taux anticipé, l'expression

$$\frac{1}{p} \frac{dP^*}{dt}$$

représente le taux anticipé du changement des prix. La relation que Fisher a développée est donc:

²³ Charles Kennedy, "Inflation and the Bond Rate", Oxford Economic Papers, octobre 1960. R.J. Ball: Inflation and the Bond Rate", Oxford Economic Papers, octobre 1962.

$$R_B = R_E + \left[\frac{1}{p} \frac{dP}{dt} \right]^* .$$

Autrement dit, le taux nominal d'intérêt qui prévaut sur le marché sera égal au taux réel majoré du taux anticipé de variation des prix. Par conséquent, si R_E reste le même, mais que le taux anticipé de variation des prix subit une hausse, le taux nominal d'intérêt va également subir une hausse²⁴."

Il y a un certain nombre de raisons qui suggèrent que le taux de rendement des actions peut être affecté par l'inflation, c'est-à-dire que

$$\frac{dR}{dn} \quad E \neq 0.$$

Un lien relativement direct entre l'inflation et le revenu des actions s'établit par l'entremise des coûts de dépréciation. Étant donné que ces coûts sont indexés en chiffres nominaux, la valeur réelle du "cash flow" des entreprises

²⁴ Milton Friedman: "Factors Affecting the Level of Interest Rates", op. cit., p.20. Voir également P. Cagan, Determinants of the Money Supply in the United States, New York, N.B.E.R., 1965, chapitre 6.

On peut trouver un raisonnement semblable à celui de Friedman à la page 180 de Money par R.F. Harrod, Londres, MacMillan, 1970: "...au cours des périodes d'attentes inflationnistes, le taux d'intérêt des obligations devrait être plus élevé que le rendement des actions se trouvant dans une position comparable". il s'agit là de l'énoncé d'une condition d'équilibre qui dit tout simplement que les chiffres de rendement propre exprimés dans les chiffres de la même position devraient être les mêmes pour les obligations et les actions. Harrod affirme plus loin (p.180): "Et un déclin dans le rendement des actions par rapport à celui des obligations, provoqué par la peur de l'inflation, voilà précisément ce qui se produit depuis quelques années où les gens se résignent à accepter la prédiction selon laquelle l'inflation a des chances de se poursuivre". Et voilà ce qui renverse l'hypothèse de Fisher et implique que l'effet de l'inflation consiste à faire baisser le taux réel au lieu de faire monter le taux nominal.

subit une baisse. Il s'ensuit que, dès l'amorce d'une inflation, la valeur marchande des actions ordinaires des entreprises possédant de gros montants en actif amortissable, peut subir des réductions.

Les conditions initiales au moment où s'amorce l'inflation pose un autre problème. Si la société est un créiteur net, l'inflation aura, au départ, un effet adverse sur ses actions ordinaires. Nous négligerons cependant de tenir compte de ces considérations dans ce qui suit.

En supposant que les prémisses secondaires contenues implicitement dans la position de Radcliffe soient acceptables, on peut vérifier la validité d'une version simplifiée de cette position en se servant de l'équation suivante:

$$(11) \quad i_t = a_0 + a_i rE_t + b \pi_t^e + u_t$$

où rE symbolise le taux de rendement des actions, les autres symboles ayant été déjà définis²⁵. On peut supposer que le coefficient a_0 compensera tout risque différentiel entre les obligations et les actions. "A priori" nous pourrions nous attendre à ce que $a_0 < 0$. Un test de la version Radcliffe de l'hypothèse de Fisher implique l'hypothèse conjointe $(a_i, b) = (1, 1)$.

Il y a un certain nombre de substituts possibles à rE dans l'équation (11)²⁶. Nous éprouvons certaines difficultés à construire un nombre-indice censé mesurer le taux de rende-

²⁵On suppose tout simplement la substitution de $a_i rE_t$, dans l'équation (11), à $g(x)_t$, de l'équation (10).

²⁶Un autre substitut possible au taux réel est le produit marginal du capital. Nous avons fait certaines recherches dans cet ordre d'idées, mais ces recherches n'ont pas été apparemment couronnées de succès. Le fait que la plupart des estimations de f_k dépassent de trop loin le taux nominal présente une difficulté. Autre difficulté: l'évaluation de f_k est extrêmement sensible à la forme de la fonction de production qui y est intégrée. De plus, il existe une forte controverse théorique sur la relation exacte entre le taux d'intérêt et le produit marginal du capital.

Tableau (VI)

RÉGRESSIONS DE RADCLIFFE - DONNÉES TRIMESTRIELLES
1962:I à 1970:IV, 36 OBSERVATIONS

$$i_t = a_0 + a_1 rE_t + \sum_{i=0} b_i \pi_{t-i}^a$$

Taux	Décalage	a_0	a_1	b_0	b_1	b_2	b_3	b_4	b_5	b_6	b_7	b_8	b_9	b_{10}	b_{11}		
10+	UNC*	5.586 (5.85)	-0.280 (-1.685)	-0.058 (-1.140)	0.075 (1.206)	0.059 (1.060)	0.061 (1.046)	0.038 (0.754)	0.062 (1.242)	0.026 (0.504)	0.120 (2.066)	0.159 (3.089)	0.089 (1.587)	0.096 (1.888)	0.112 (2.1403)		
		D.W.=0.804			S.E.E.=0.418			$\bar{R}^2 = 0.849$			F = 34.405						
					S = 0.841			S.E.S.=0.027			A.L. = N.A.						
					St ₁ = -5.778												
M.Y.W.	UNC	5.877 (7.324)	-0.346 (-2.477)	-0.049 (-1.130)	0.100 (1.903)	0.065 (1.404)	0.096 (1.955)	0.082 (1.896)	0.113 (2.680)	0.087 (1.986)	0.153 (3.150)	0.196 (4.521)	0.105 (2.206)	0.106 (2.474)	0.111 (2.522)		
		D.W.=1.020			S.E.E.=0.351			$\bar{R}^2 = 0.940$			F = 48.943						
					S = 1.167			S.E.S.=0.019			A.L. = N.A.						
					St ₁ = 8.610												
10+	Almon	5.297 (6.492)	-0.237 (-1.682)	0.011 (0.651)	0.023 (0.961)	0.037 (1.476)	0.051 (2.426)	0.064 (4.283)	0.077 (6.215)	0.088 (5.403)	0.096 (4.458)	0.101 (4.159)	0.104 (4.329)	0.101 (4.163)	0.094 (2.472)		
		D.W.=0.689			S.E.E.=0.389			$\bar{R}^2 = 0.870$			F = 43.88						
					S = 0.848			S.E.S.=0.022			A.L. = 6.94 trimestres						
					St ₁ = -6.876												
M.Y.W.	Almon	5.520 (7.863)	-0.292 (-2.409)	0.019 (1.340)	0.040 (1.925)	0.062 (2.883)	0.083 (4.623)	0.103 (7.952)	0.119 (11.213)	0.132 (9.430)	0.139 (7.474)	0.139 (6.621)	0.132 (6.424)	0.117 (5.565)	0.091 (2.769)		
		D.W.=0.844			S.E.E.=0.334			$\bar{R}^2 = 0.946$			F = 60.75						
					S = 1.177			S.E.S.=0.016			A.L. = 6.50 trimestres						
					St ₁ = 10.874												

* UNC: décalage illimité - A.L.: décalage moyen. F n'est pas la statistique F pour la régression dans son ensemble, mais pour l'hypothèse.

$$\begin{bmatrix} a_1 \\ N \\ \Sigma \\ i=0 \end{bmatrix} b_i = \begin{bmatrix} 1 \\ 1 \end{bmatrix}$$

ment des actions. Une partie de la difficulté consiste en ce qu'une partie considérable de ce rendement s'accumule sous forme de gains en capital. La méthode que nous avons adoptée ici consiste à mesurer le taux du rendement sur l'avoir propre des actionnaires dans les sociétés industrielles du Canada. Nous évitons ainsi d'avoir à construire un nombre-indice du taux de rendement des actions. Le substitut à r_E s'obtient en divisant les profits des sociétés industrielles du Canada par l'avoir propre des actionnaires²⁷.

Le tableau (VI) présente les résultats obtenus à partir des données trimestrielles canadiennes pour la période allant de 1950 (I) à 1970 (II). Nous nous sommes servi de deux taux d'intérêt: le taux des obligations à long terme du gouvernement du Canada (10+) et celui des obligations industrielles de McLeod, Young, Weir. Nous avons tenu compte de douze décalages et estimé la structure des décalages à la fois sous forme sans-contrainte et sous forme contrainte à l'aide d'un polynôme du troisième degré.

La statistique F présentée parmi les statistiques sommaires représente un test de l'hypothèse combinée selon laquelle $(a_1, b) = (1,1)$. La valeur critique F au seuil de signification de 0.01 est de 5.72. Donc si $F > 5.72$ nous réfutons l'hypothèse selon laquelle $(a,b) = (1,1)$. Nous devons souligner que ce test est subordonné à la prémisse selon laquelle notre méthode de représentation des conjectures des prix est une méthode valable.

En vérifiant l'hypothèse selon laquelle la somme des coefficients de pondération est égale à l'unité et en nous servant d'un test à paramètre simple, la valeur critique t est de 2.508 au seuil de signification de 0.01. Ce test est subordonné à une représentation suffisante du taux réel et à l'hypothèse sur la formation des conjectures des prix.

"A priori", nous nous attendions à ce que le terme inter-

²⁷ Les données dont on dispose se rapportent à la période 1962-1972 et sont fournies sur une base trimestrielle par Statistique Canada: 61-003, Sociétés Industrielles - Statistique financière trimestrielle.

La méthode adoptée consiste à diviser le profit de base par l'avoir propre des actionnaires.

cepté (a_0) soit inférieur à zéro, étant donné qu'on peut supposer qu'un portefeuille d'actions comporte une prime de risque par rapport à un portefeuille d'obligations. En définitive, cependant, a_0 était positif et significatif dans toutes les équations ajustées. Contrairement à nos attentes "à priori", le coefficient de notre mesure du taux réel était toujours négatif. Dans le cas du taux des obligations industrielles M.Y.W., le coefficient de rE était négatif et se rapprochait du seuil de signification de 0.01 (il était significatif au seuil de 0.05). Dans tous les cas, nous avons fortement réfuté la double hypothèse selon laquelle le coefficient rE et la somme des coefficients de pondération sont l'un et l'autre égaux à l'unité.

Dans le cas de l'indice des obligations industrielles M.Y.W., un certain appui à l'hypothèse de Fisher semble possible. Comme nous l'avons déjà noté, cependant, cet indice offre un test de l'hypothèse de Fisher selon la prémisse que le taux réel est représenté de façon adéquate. Le test F et le test t appliqués au coefficient de rE laissent supposer, par contre, qu'on a répondu à ce critère.

Une version modifiée du modèle de Fisher

Les résultats empiriques présentés dans la première partie de ce chapitre révèlent la fragilité de l'hypothèse relative à un taux réel constant. Dans cette partie, nous étudierons une autre représentation des déterminants du taux réel; autrement dit, nous allons rechercher un autre moyen de spécifier la fonction $g(x)$ dans l'équation: $i_t = g(x)_t + b\pi_t^e$.

Nous nous servons ici d'une théorie simple sur la préférence envers les liquidités. Dans une perspective de ce genre, le taux d'intérêt est déterminé par l'offre et la demande de liquidité. Si nous supposons que l'offre de monnaie est exogène et que le marché monétaire s'équilibre toujours, il est donc raisonnable d'estimer les taux d'intérêt en fonction de la masse monétaire plutôt que de faire l'opération inverse. Cette formulation nous permet de vérifier une conjecture proposée par Sir Roy Harrod:

"Lorsque nous nous demandons, en Grande-Bretagne, pourquoi nous avons actuellement des taux d'intérêt beaucoup plus élevés, le plus souvent, on peut répondre que la perspective d'une inflation con-

tinue rend cette situation inévitable. J'affirme, au contraire que si les intérêts sont si élevés, cela est dû au fait que la masse monétaire est si réduite par rapport au PT ²⁸.

L'inconvénient d'une formulation de ce genre est que, dans le contexte d'une théorie d'intérêt sur la préférence envers les liquidités, il n'est pas évident comment les primes de l'inflation s'incorporent aux taux nominaux d'intérêt. En réalité, la loi de l'offre et la demande d'argent devrait déterminer le taux nominal au lieu du taux réel.

Compte tenu des raisonnements ci-dessus, on peut exprimer comme suit une fonction représentative de la théorie de l'intérêt sur la préférence envers les liquidités:

$$(12) \quad r_t = a + b \left(\frac{m}{y}\right)_t$$

où $\frac{m}{y}$ symbolise le rapport observé entre l'argent et le revenu et y définit le PNB.

L'insertion de l'équation (12) dans l'équation (5) nous donne:

$$(13) \quad i_t = a + b_1 \left(\frac{m}{y}\right)_t + b_2 \pi_t^e + u_t.$$

Le tableau (VII) présente les résultats obtenus en comparant aux données plusieurs variantes du modèle de préférence envers les liquidités. Il s'agit du taux des bons du trésor à 90 jours et du taux moyen d'un indice des obligations à long terme du gouvernement fédéral (10+). Nous ne mentionnons que les résultats obtenus par une définition restreinte de l'argent (M1) ²⁹. Le recours à d'autres agrégats monétaires tels que la base monétaire, ou M2, a abouti à des résultats beaucoup plus maigres.

²⁸ Harrod, op. cit., p.180.

²⁹ Les sommes qui se trouvent entre les mains du public, majorées des dépôts à vue dans les banques à charte.

Tableau (VII)

MODÈLE DE PRÉFÉRENCE ENVERS LES LIQUIDITÉS
 POLYNÔME DU 3^{ème} DEGRÉ DU DÉCALAGE ALMON - DONNÉES TRIMESTRIELLES
 1955 - 1970 - DÉSAISONNALISÉES

Taux	Durée de décalage	Intercept	$\frac{M1}{y}$	S	S.E.S.	\bar{R}^2	S.E.E.	D.W.	A.L.
1. B.T.		21.845 (8.598)	-37.058 (-06.990)			0.43	1.165	0.279	N/A
2. 10+		20.642 (10.163)	-32.073 (-07.567)			0.47	0.931	0.102	N/A
3. B.T.	12	6.768 (02.659)	-09.447 (-01.895)	0.927	0.108	0.75	0.777	0.611	6.41
4. 10+	12	10.253 (05.913)	-13.361 (-03.935)	0.733	0.074	0.83	0.530	0.220	7.68
5. B.T.	24	09.866 (03.957)	-17.197 (-03.434)	1.213	0.134	0.75	0.758	0.634	9.23
6. 10+	24	12.373 (10.455)	-19.183 (-08.070)	1.054	0.064	0.92	0.360	0.333	9.76

A.L.: Décalage moyen.

Les deux premières régressions représentées au tableau (VII) résultent d'une simple régression du taux nominal d'intérêt contre le rapport de M1 à y (PNB). Les signes des coefficients de régression affectant le rapport argent-revenu sont conformes à la théorie classique de préférence envers les liquidités. Toutefois les équations estimées souffrent d'une autocorrélation positive et, en plus, n'expliquent pas plus de 50 pour cent de variation dans les taux d'intérêt. Les résultats de l'addition des décalages de 12 et 24 trimestres dans le taux de l'inflation sont présentées respectivement dans les équations (3) et (4), et (5) et (6). Dans l'ensemble, ces résultats ne contredisent pas l'hypothèse de Fisher. L'hypothèse stricte de Fisher, cependant, n'est pas appuyée par l'équation (4), les corrélations en série gênent toujours les équations.

Données empiriques antérieures sur les taux réels et nominaux d'intérêt

Nous avons employé la technique de la forme réduite, dans tous les travaux empiriques précédents, consacrés à la relation entre les taux d'intérêt et l'inflation. On n'a jamais essayé de spécifier ni d'étudier de façon empirique comment les primes de l'inflation viennent s'insérer dans les taux nominaux d'intérêt. Il s'ensuit que ces études ne traitent pas des problèmes soulevés par Friedman³⁰ sur la capacité des autorités monétaires d'abaisser le taux d'intérêt réel du marché en provoquant, à court terme, une inflation.

La méthode de base, adoptée par la plupart des chercheurs, a été de régresser les taux nominaux d'intérêt le long d'un décalage réparti des taux passés des variations des prix. Alors que ces études ont abouti à des évaluations extrêmement différentes de l'impact de l'inflation sur les taux nominaux d'intérêt, elles sont dans l'ensemble semblables dans leur approche et donnent lieu à des critiques semblables. C'est pourquoi nous allons passer en revue dans cette partie une seule étude récente³¹.

³⁰M. Friedman, "The Role of Monetary Policy", American Economic Review, mars 1968, chapitre 4, article quatre.

³¹Le rapport de J.F. McCollum, Inflation and Capital Markets contient un commentaire détaillé sur les études empiriques consacrées dans le passé à ce sujet (rapport présenté en 1971 à la Commission des prix et des revenus - non publié).

Dans un article récent publié dans The Federal Reserve Bank of St. Louis Review, William P. Yohe et S. Karnosky ³² ont tenté de remettre à jour des travaux de Fisher sur la relation entre l'inflation et les taux d'intérêt et cette étude a semblé recueillir l'approbation générale ³³.

Dans cette partie, nous nous proposons de démontrer pourquoi quelques unes des méthodes adoptées par les auteurs en question sont contestables. Par ailleurs, nous voulons attirer l'attention sur quelques unes des affirmations sans fondement, formulées par ces auteurs, sur la foi de leur étude empirique ³⁴.

Dans les paragraphes suivants, nous employons la notation utilisée par Yohe et Karnosky. Les symboles ont les significations suivantes: r_n représente le taux nominal d'intérêt, p^e le taux probable de fluctuation des prix, r_r le taux

³²W.P. Yohe et D.S. Karnosky: "Interest Rates and Price Level Changes 1952 - 1969", The Federal Reserve Bank of St. Louis Review, décembre 1969, pp. 18-38.

³³Voici quelques commentaires caractéristiques de différents auteurs: "Dans un article détaillé ... W.P. Yohe et D.S. Karnosky offrent une formulation succincte de la théorie de Fisher et une étude minutieuse de l'aspect théorique du paradoxe de Gibson. Ils tirent des évaluations diverses du taux réel et s'appuient sur cette analyse pour expliquer les fluctuations des taux d'intérêt au cours des dernières années." D.I. Fand: "Monetarism and Fiscalism", Banca Nazionale del Lavoro, septembre 1970, pp. 283-284. - "Plus récemment, la Federal Reserve Bank de St. Louis évaluait le 'taux réel' et ses évaluations sont remarquablement stables en dépit de très nombreux changements dans les taux nominaux." M. Friedman: "A Monetary Theory of Nominal Incomes", Journal of Political Economy, mars - avril 1971. - "Pour avoir une étude détaillée des taux d'intérêt et de l'effet Fisher, voir W.P. Yohe et D.S. Karnosky ...". - L.C. Anderson et K.M. Carlson, "A Monetarist Model for Economic Stabilization", The Federal Reserve Bank of St. Louis Review, avril 1970, p. 10.

³⁴Autrement dit, nous critiquons l'article selon ses propres termes. Dans cette section, nous ne nous intéressons pas à une foule d'autres questions relatives à l'inflation et aux taux d'intérêt.

"réel" d'intérêt et r_m le taux d'intérêt du "marché réel".

Les auteurs ont entrepris de soumettre à un test l'hypothèse sur l'effet des conjectures de prix sur les taux nominaux d'intérêt ³⁵.

Ils se sont servis des deux relations suivantes:

$$(16) \quad r n_t = \dot{p}_t^e + r r_t$$

$$(17) \quad \dot{p}_t^e = \sum_{i=0}^n w_i P_{t-i}$$

En insérant (17) dans (16), ils ont obtenus "la forme de l'équation généralement estimée³⁶":

$$(18) \quad r n_t = \sum_{i=0}^n w_i P_{t-i} + r r_t$$

En étudiant le terme $r r_t$ dans les équations (16) et (18), Yohe et Karnosky affirment: "Fisher s'est servi d'un taux 'réel' dans le sens de taux 'virtuel' ou 'véritable' ³⁷". On peut déduire de l'annexe à La Théorie de l'intérêt, de Fisher, que le taux virtuel de l'intérêt de Fisher est un taux réel "ex-post". En partant de la notation ci-dessus ce taux "virtuel" serait de:

$$\text{taux virtuel au moment } t = r n_t - \dot{p}_t \quad 38.$$

En partant de l'équation (16) cela implique que $\dot{p}_t^e = P_t$ pour tous les moments t ; autrement dit, que les conjectures sont toujours réalisées et que l'équation (17) est inapplicable. On peut donc conclure que dans les équations (16) et (18) $r r_t$ n'est pas le taux d'intérêt virtuel défini par

³⁵Yohe et Karnosky, op. cit., p. 22.

³⁶Ibid., p. 20.

³⁷Ibid., p. 19.

³⁸Il s'agit de l'interprétation (a) figurant à la page 9. Selon cette interprétation, l'équation (16) ne constitue pas une théorie.

Irving Fisher.

En se servant des données américaines pour la période de janvier 1952 à septembre 1969, Yohe et Karnosky ont calculé des équations ayant la forme suivante:

$$(19) \text{rn}_t = A_0 + A_1 \dot{P}_t + A_2 \dot{P}_{t-1} + \dots + A_{n+1} \dot{P}_{t-n} + U_t \quad 39.$$

L'équation (19) a été estimée à l'aide de diverses techniques de représentation des décalages répartis, bien que les auteurs s'appuient le plus souvent sur la technique de décalage d'Almon.

Des régressions de la forme ci-dessus sur des données mensuelles produisent des statistiques Durbin-Watson extrêmement réduites qui oscillent entre 0.05 et 0.40 selon la durée de la période et la série des taux d'intérêt choisis. L'étude de Yohe et Karnosky ne mentionne pas les difficultés soulevées par des corrélations en série.

Il n'a pas été possible de vérifier si les décalages moyens s'appliquant aux taux d'intérêt à court terme étaient différents de ceux des taux d'intérêt à long terme, étant donné que le calcul des décalages moyens n'est significatif que si tous les coefficients sont positifs. Il est donc difficile de concevoir un test utile pour l'hypothèse selon laquelle, dans la formation des conjectures des prix, l'horizon du temps s'élargit pour des valeurs à plus longue échéance.

³⁹ On s'est servi de deux taux d'intérêt: un taux à court terme qui représentait le rendement sur un effet commercial de 4 à 6 mois; et un taux à long terme qui représentait le rendement à l'échéance des obligations commerciales Aaa. En règle générale, le taux de variation des prix a été calculé à partir de l'indice des prix à la consommation, bien que l'on se soit servi à l'occasion de l'indice de déflation implicite du PNB. Pour quelques unes de leurs régressions, les auteurs se sont servis d'une série de taux d'intérêt désaisonnalisés. On doit souligner que, afin de faire subir le même traitement au taux de variation des prix, on devrait calculer d'abord le taux de variation de l'indice des prix et désaisonnaliser ensuite le résultat. En prenant le taux de variation de l'indice des prix désaisonnalisé, on n'aboutit pas à la même série.

Telles que présentées par Yohe et Karnosky, les données semblent s'accorder avec la notion selon laquelle il n'y a pas de différence appréciable pour les valeurs d'échéances différentes.

Afin de vérifier l'hypothèse selon laquelle les conjectures des prix influencent les taux nominaux d'intérêt (à l'aide de l'équation (19)), on suppose implicitement que le taux réel d'intérêt est constant dans le temps. Ainsi, le taux "réel" serait représenté par un terme constant dans l'équation (19). En construisant une série de taux "réels"⁴⁰ Yohe et Karnosky se livrent au calcul suivant, en se servant des coefficients de pondération tirés de l'équation (19):

$$(20) \quad rm_t = rn_t - \sum_{i=1}^n \hat{A}_i P_{t-i}$$

où rm_t représente le taux "réel"⁴¹.

Il ne s'agit pas là d'une méthode acceptable étant donné que, en conjonction avec l'équation (19), l'équation (20) implique que $rm_t = A_0 + U_t$, ce qui revient à dire que le taux réel est une variable aléatoire. La série temporelle pour le taux "réel", dérivée par Yohe et Karnosky, s'obtient à l'aide d'une variable des conjectures des prix, construite à partir d'un taux réel constant. Il s'ensuit que la série des taux "réels" construite par Yohe et Karnosky ne présente pas d'intérêt.

Yohe et Karnosky semblent incohérents dans leur recours à la notation. Ils se servent en effet de symboles différents pour représenter le même concept ou la même variable et le même symbole sert à représenter des variables ou des concepts différents.

Nous avons déjà souligné la confusion qui se produit dans leur notation lorsqu'ils substituent rm_t dans l'équation (20)

⁴⁰ Il s'agit du taux réel 2 figurant à la page 38 de leur article.

⁴¹ Ibid., p. 38. Les auteurs ne démontrent jamais la relation entre rr_t et rm_t .

à rr_t des équations (16) et (18). À la page 24 de leur article, ces auteurs attribuent à "rm", taux du marché réel, une signification qui diffère totalement de celle que l'on trouve dans l'équation (20):

"En supposant une position d'équilibre lorsque, les variations probables des prix égalent zéro, il s'ensuit que $rn_t = rm_t$. Si les conjectures des prix augmentent d'un pour cent par an, après quatre ans, le taux nominal d'intérêt augmentera de 69 points de base; ainsi:

$$(1) \quad rn_{t+48} - rm_{t+48} = 1.00$$

$$(2) \quad rn_{t+48} - rn_t = 0.69$$

Étant donné que $rn_t = rm_t$, les équations (1) et (2) se ramènent à:

$$(3) \quad rm_{t+48} - rm_t = -0.31$$

Par conséquent, le taux du marché baisse de 31 points de base à la suite de l'augmentation des conjectures des prix ⁴²."

Il est clair que le rm_t ci-dessus n'est pas le même rm_t obtenu à partir de l'équation (20). L'équation (1) est la clé de l'équation ci-dessus. Dans l'équation (1), on suppose que l'équation de Fisher se vérifie toujours. Par conséquent, les conjectures des prix peuvent faire baisser le taux réel d'intérêt et le taux nominal d'intérêt n'a pas besoin de hausser du plein montant du taux probable de variation des prix. Si tel est le cas, cependant, nous ne pourrions jamais rejeter l'hypothèse de Fisher à l'aide de l'équation (19).

Le taux du marché réel de l'équation ci-dessus ne sera égal au taux du marché réel de l'équation (20) que si la somme des coefficients sur les termes de l'inflation décalée est égale à l'unité. Dans cette interprétation, le but de l'estimation de l'équation (19) n'est pas de vérifier l'hypo-

⁴²Ibid., p.24.

thèse de Fisher, mais tout simplement d'estimer les effets dépressifs de l'inflation sur le taux réel de l'intérêt, en supposant que l'équation de Fisher soit fondée. Étant donné qu'il y'a incompatibilité entre la méthode utilisée, pour obtenir la variable des conjectures de prix, et le taux réel de l'intérêt, obtenu de cette façon, on peut conclure que les calculs figurant à la citation sont sans signification.

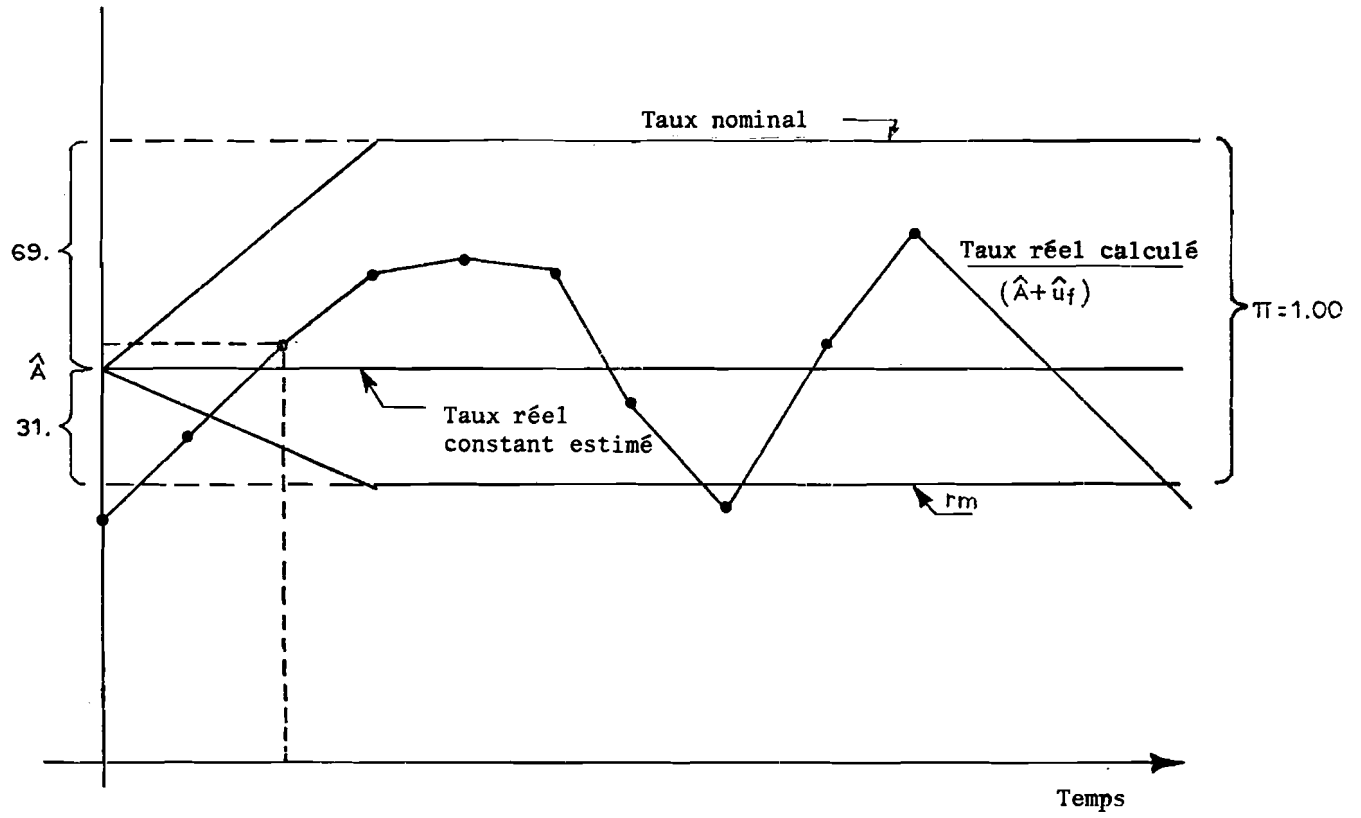
Le contraste entre ces différents taux est illustré par le graphique(3) où l'intercept et le taux réel supposé sont indiqués par une ligne droite. Supposons que le taux de fluctuation des prix parte de zéro pour atteindre un pour cent par an. L'intercept estimé, majoré du résidu calculé pour tout point ($A_0 + U_t$) représente le taux réel d'intérêt présenté par Yohe et Karnosky. La courbe rm représente la deuxième estimation du taux réel du marché par ces auteurs. En général, $rm_t \neq A + \hat{U}_t$. Ce taux réel du marché semble n'avoir rien à voir avec celui de Wicksell, contrairement aux affirmations de Yohe et Karnosky et il est construit en partant du principe que l'équation de Fisher reste toujours vraie ⁴³.

En résumé, le travail de Yohe et Karnosky est sujet à critique pour les raisons suivantes:

- (1) Construction d'une série trompeuse de taux réels d'intérêt.
- (2) Construction d'un taux d'intérêt de "marché réel" défectueux - (Yohe et

⁴³ Le taux réel présenté à la page 34 de l'article représente la série des taux "réels" originaux, construite à la Federal Reserve Bank of St. Louis. On a construit cette série en se fondant sur le principe selon lequel les conjectures sur les prix sont connues. On peut trouver une série semblable construite pour le Canada par T.J. Courchene dans son article: "Recent Canadian Monetary Policy", Journal of Money, Credit, and Banking, février 1971. Les calculs de cette sorte ne précisent nullement si les conjectures des prix affectent le taux nominal d'intérêt; on suppose que tel est le cas lorsqu'on construit la série.

GRAPHIQUE(3)
TAUX RÉELS ST. LOUIS



Karnosky, op. cit., p. 24)

- (3) Recours à une notation laissant supposer que les deux séries ci-dessus sont égales alors que, en fait, elles ne le sont pas.
- (4) Méthode ambiguë d'utilisation de la relation de Fisher entre le taux probable de fluctuation des prix, les taux nominaux d'intérêt et les taux réels d'intérêt.
Les auteurs se livrent d'abord à la vérification de l'hypothèse de Fisher selon laquelle les conjectures des prix influencent les taux nominaux d'intérêt, pour affirmer plus tard que la relation de Fisher se vérifie toujours (Yohe et Karnosky, op. cit., p. 24)
- (5) Contre-sens apparent dans l'interprétation du taux "virtuel" d'intérêt de Fisher.
- (6) Degré élevé de corrélation en série apparaissant dans leurs régressions, ce qui nous laisse entendre que leur modèle est mal conçu; l'article ne fait cependant jamais allusion à cette possibilité.
- (7) Emploi erroné des méthodes d'élimination des fluctuations saisonnières.

Résumé des résultats des équations uniques

Pour le modèle simple de Fisher, les résultats ont été conformes à ceux de Samuel Coleridge autant qu'à ceux de Fisher; autrement dit, les données selon lesquelles les conjectures des prix (basées uniquement sur le comportement passé des taux de variation des prix) viennent s'insérer dans les taux nominaux d'intérêt, sont ambiguës. Bien entendu, cela ne veut pas dire que ces conjectures n'affectent pas le taux nominal d'intérêt. Par contre, nous ne laissons pas entendre par là que l'on ne puisse pas contester les efforts déployés, pour mesurer les effets des conjectures des prix à l'aide d'un modèle de conjectures adaptatives et du modèle simpliste de Fisher (taux réel constant).

La stricte version de l'hypothèse de Fisher se servant de données mensuelles a été, dans l'ensemble, réfutée par les

TABLEAU VIII
 SENSIBILITÉ DE LA MESURE DE L'IMPACT DES
 CONJECTURES DES PRIX À LA
 SPÉCIFICATION ET À LA MÉTHODE D'ESTIMATION

Forme de l'équation	Taux des bons du trésor	10
1. Taux réel constant, 12 décalages données mensuelles, 1952-70 sans contrainte	0.672	0.480
2. Taux réel constant, Polynôme du 3eme degré d'Almon à 12 décalages	0.618	0.451
3. Taux réel constant, 12 décalages données mensuelles sans contrainte	0.898	0.735
4. Taux réel constant, 12 décalages, données mensuelles, méthode d'évaluation de Durbin à deux phases	0.173	0.143
5. Taux réel constant, régression, orthogonale échelonnée, données mensuelles (voir chapitre trois)	0.505	0.352

TABLEAU VIII (suite)

Forme de l'équation	Taux des bons du trésor	10
6. Taux réel constant, régression orthogonale échelonnée, données trimestrielles, 12 décalages	0.329	0.339
7. Modèle simple de préférence envers la liquidité, données trimestrielles, 12 décalages, polynôme du 3ème degré d'Almon	0.927	0.733
8. Taux U.S. et variation probable du taux de change, 12 décalages, polynôme du 3ème degré d'Almon, données mensuelles (voir chapitre trois)	0.042	0.0005

données. La relation qui existait entre les taux passés des variations de prix et les taux d'intérêt disparaissait chaque fois que l'on tentait de traiter les équations estimées pour y éliminer la corrélation sérielle. Par ailleurs, les résultats obtenus à partir des données trimestrielles n'ont pas eu tendance à contredire la version simpliste du modèle de Fisher et les données n'ont pas confirmé la version Radcliffe de l'hypothèse de Fisher.

En résumé, il semble qu'une équation telle que l'équation (5), qui incorpore un modèle où se créent des conjectures linéaires sur les prix, constitue un dispositif inapproprié pour mesurer l'impact de ces conjectures. De plus, les équations telles que l'équation (5) ne permettent pas de vérifier les réactions asymétriques à l'inflation des prêteurs ou des emprunteurs. Si les conjectures des prix affectent vraiment les taux nominaux d'intérêt, le comportement des participants aux marchés des capitaux doit être modifié en présence de l'inflation. Nous étudierons cette question aux chapitres quatre et cinq.

chapitre trois

PROLONGEMENTS DU MODÈLE DE FISHER

"George Horwich: David, est-ce que tu parles des taux réels ou des taux nominaux?"

"David Meiselman: Voilà une question très intéressante¹."
"De plus, il faudrait se servir de cette série de taux "réels" dans les études consacrées à la structure des termes des taux d'intérêt et aux effets des différentielles des taux d'intérêt internationaux sur les flux de capitaux à court terme et à long terme²".

Dans ce chapitre-ci, notre objectif principal consiste à analyser la relation qui existe entre la structure des termes, la structure des termes nominaux et les conjectures des prix.

¹ David Meiselman, "The Policy Implications of Current Research in the Term Structure of Interest Rates", Savings and Residential Financing, Chicago, Conférence de la Ligue d'épargnes et de prêts, 1968.

² William P. Yohe et Denis S. Karnosky, "Interest Rates and Price Level Changes, 1952-1969", The Federal Reserve Bank of St. Louis Review (décembre 1969), p. 36.

Le modèle Fisherien de structure des termes
des taux d'intérêt

Une théorie sur la structure des termes des taux d'intérêt est comprise à l'intérieur de la théorie de Fisher sur la détermination des taux d'intérêt³. Cette théorie découle presque en ligne droite de la théorie de Fisher sur le taux réel d'intérêt, que nous avons étudiée brièvement au chapitre deux, et elle s'obtient en prolongeant la théorie de Fisher et en couvrant plus de deux périodes dans le temps.

Dans le cas de période n , cela permet de dériver un " ... un taux d'intérêt distinct pour chaque période de temps séparée ... " ⁴.

Ces taux d'intérêt de périodes simples peuvent être représentés par les symboles: $r_1, r_2, \dots r_n$ ⁵. Fisher souligne par ailleurs que:

"Comme l'élément de risque est supposé absent, peu importe que l'on considère ces taux d'intérêt de "time preference" de la seconde année comme étant ceux prévus, ou ceux effectivement réalisés, car, dans les conditions admises d'absence

³ Irving Fisher, La Théorie de l'intérêt, op. cit., pp. 293-301, 302-310, 313-314, 508-510, 512-513 et 515-516. Fisher, Appreciation and Interest, Publications de l'American Economic Association, 1898, pp. 26-29.

⁴ Irving Fisher, La Théorie de l'intérêt, op. cit., p. 310.

⁵ Le modèle fisherien pour la détermination des taux d'intérêt des périodes multiples constitue un modèle d'équilibre général que est l'équivalent mathématique des modèles d'équilibre général sur la théorie des prix et du commerce international, théorie qui ne s'est manifestée qu'au cours des années 1930 et 1940 après la parution de Value and Capital par John Hicks, et Economics of Control par Abba Lerner. C'est dans The Rate of Interest (1908) que l'on trouve la première présentation du modèle d'équilibre à périodes multiples.

de risque il n'existe pas de différence
entre les prévisions et les réalisations⁶''.

Par conséquent, les taux des périodes simples peuvent être représentés par les taux prévus: $r_1, r_2, r_3, \dots r_n$.

Dans les conditions optima, il n'y aura pas d'encouragement à l'arbitrage intertemporel. Ainsi, pour un intervalle d'une durée supérieure à une période, soit deux périodes par exemple, on doit obtenir le même taux de revenu en concluant un contrat de deux périodes comme ce serait le cas de deux contrats successifs d'une période. Voilà comment se dégage une théorie sur la structure des termes des taux d'intérêt. Fisher fait donc remarquer:

'Mais comme, dans la pratique, les contrats d'emprunts ne sont pas faits d'avance, de sorte qu'il n'y a pas, sur le marché, de cotations relatives à un taux d'intérêt, liant, par exemple, une année de l'avenir à deux années de l'avenir, on ne rencontre jamais de tels taux distincts d'année en année. On en trouve, par contre, d'une manière implicite, dans les emprunts à long terme. Le taux d'intérêt d'un tel emprunt est, en fait, la moyenne (2) des taux séparés relatifs aux diverses années qui constituent ce long terme⁷''.

Ainsi, le taux d'intérêt sur un prêt de deux ans se formule comme suit:

$$(1) \quad (1 + {}_2R_1)^2 = (1 + r_1) (1 + r_2)$$

ou

$$(2) \quad {}_2R_1 = \sqrt{(1 + r_1) (1 + r_2)} - 1$$

⁶ Ibid., P. 293.

⁷ Ibid., p. 311-312.

où le souscrit précédent s'applique à la durée du prêt et le souscrit ⁸ suivant à la période au cours de laquelle débute le contrat

Pour le cas de la période n, nous avons:

$$(4) \quad {}_nR_1 = \sqrt[n]{(1+r_1)(1+r_2)\dots(1+r_n)} - 1$$

Si les taux réels prévus pour les contrats futurs d'un an sont intercalés dans les équations (1) et (4) ⁹, la "théorie des conjectures" sur la structure des termes des taux d'intérêt voit le jour:

$${}_2R_1 = \sqrt{(1+r_1)(1+r_2)} - 1$$

$${}_3R_1 = \sqrt[3]{(1+r_1)(1+r_2)(1+r_3)} - 1$$

$$\vdots$$

$$(5) \quad {}_nR_1 = \sqrt{(1+r_1)(1+r_2)\dots(1+r_n)} - 1$$

La structure ainsi dérivée est une structure des termes des taux réels d'intérêt, étant donné que les individus sont intéressés à négocier des termes réels. Elle fournit les taux auxquels le véritable pouvoir d'achat s'appliquant aux biens actuels peut être échangé contre un pouvoir d'achat s'appliquant aux biens futurs à différentes époques de l'avenir.

⁸ On suppose que tout l'intérêt s'accumule à la fin de la période du prêt. Par ailleurs, si l'intérêt est versé pendant la durée du contrat, cette formulation suppose que l'intérêt en question peut être réinvesti aux taux de ${}_2R_1$. La formule change et devient:

$$(3) \quad {}_2R_1 = \frac{(1+r_1)(1+r_2)}{(2+r_2)}$$

⁹ Voir à la page 293 de La Théorie de l'intérêt, op. cit., de Irving Fisher.

Si l'hypothèse de Fisher sur les conjectures des prix est fondée pour les taux individuels d'intérêt dans la structure des termes des taux d'intérêt (c'est-à-dire si le taux de variation du niveau des prix n'a aucun effet sur les conditions d'échange des biens dans le temps) le taux nominal d'intérêt pour chaque échéance augmentera par le taux moyen de l'inflation prévue pour cette période.

Si i_j représente le taux nominal d'intérêt d'un an dans la période j , \tilde{i}_j le taux d'intérêt d'un an auquel on s'attend pour la période j , et j^1 le taux nominal d'intérêt à long terme d'un contrat de prêt de j années, la structure des termes des relations des taux d'intérêt peut être exprimée comme suit:

$$\begin{aligned}
 (6) \quad {}_2I_1 &= \sqrt{(1 + i_1) (1 + i_2)} - 1 \\
 &\quad \cdot \quad \quad \quad \cdot \\
 &\quad \cdot \quad \quad \quad \cdot \\
 &\quad \cdot \quad \quad \quad \cdot \\
 {}_nI_1 &= \sqrt[n]{(1 + i_1) (1 + i_2) \dots (1 + i_n)} - 1
 \end{aligned}$$

pour une formulation de certitude. La version "Conjectures" se présente comme suit:

$$\begin{aligned}
 (7) \quad {}_2I_1 &= \sqrt{(1 + i_1) (1 + \tilde{i}_2)} - 1 \\
 &\quad \cdot \quad \quad \quad \cdot \\
 &\quad \cdot \quad \quad \quad \cdot \\
 &\quad \cdot \quad \quad \quad \cdot \\
 {}_nI_1 &= \sqrt[n]{(1 + i_1) (1 + \tilde{i}_2) \dots (1 + \tilde{i}_n)} - 1
 \end{aligned}$$

Si l'hypothèse fisherienne des conjectures des prix est correcte pour chaque période, il s'ensuit que ¹⁰:

¹⁰Ici, nous n'avons pas tenu compte du terme d'interaction. Il faut souligner que les taux réels ne sont pas censés être constants; tout ce que nous supposons, c'est que l'inflation n'affecte pas ces taux réels. ${}_n\pi^e$ est le taux moyen de l'inflation prévue pour les n prochaines périodes.

$$(8) \quad I_1 = r_1 + b_1 \pi_t^e$$

$${}_2I_1 = {}_2R_1 + b_2 \pi_t^e$$

\cdot \cdot
 \cdot \cdot
 \cdot \cdot

$${}_nI_1 = {}_nR_1 + b_n \pi_t^e$$

et

$$b_1 = b_2 = b_n = 1$$

En supposant que la théorie fisherienne sur la structure des termes réels soit correcte et que les taux réels qui la composent ne soient pas affectés par le taux de l'inflation, quelles conditions faut-il placer sur les coefficients "b" ci-dessus pour que cette structure puisse se conformer à l'"Hypothèse des conjectures" de la structure des termes?

Avec un taux d'inflation à l'état stable où $\pi_t^e = \pi^e$ pour tous les t, la condition recherchée est que $b_i = b_j$ pour tous les i. Supposons que dans notre travail empirique, nous trouvions que $b_i \neq b_j$ pour $i \neq j$, il s'ensuit que l'inflation modifie la structure nominale des termes des taux d'intérêt. La structure nominale observée ne peut correspondre à l'"Hypothèse des conjectures" si nous supposons que la structure des termes réels de Fisher obéit à cette hypothèse. Nous pouvons facilement démontrer cette proposition. En effet, d'après la théorie de Fisher sur la structure des termes, nous avons:

$$(1 + {}_2R_1)^2 = (1 + r_1) (1 + r_2)$$

Supposons que l'on enregistre un tel taux d'inflation à l'état stable pour que $\pi^e = \pi^a$. La relation entre les conjectures sur les prix, les taux réels et les taux nominaux se présente comme suit:

$$i_1 = r_1 + b_1 \pi_1^e$$

$$i_2 = r_2 + b_2 \pi_2^e$$

$${}_2I_1^I = {}_2R_1^R + B_2 {}_2\pi_1^e.$$

Comme nous avons supposé un taux d'inflation à l'état stable nous avons $\pi_1^e = \pi_2^e = {}_2\pi_1^e$. De plus, $b = b_2$, si l'inflation doit avoir continuellement le même effet sur le taux d'un an. Si $B_2 \neq b_1 = b_2$, il s'ensuit que:

$$(1 + {}_2I_1^I)^2 \neq (1 + i_1)(1 + i_2)$$

Supposons que la structure des termes réels, sous-jacente à la théorie fisherienne, soit vraie. Qu'arrive-t-il à la structure des termes nominaux s'il y a de longs décalages dans la formation des conjectures? En général, il n'y a pas moyen de prévoir cela, à moins de préciser l'intervalle qui nous intéresse et de savoir comment sont formées les conjectures. Même si $b_i = b_j$ pour tous les i, j , la structure des termes nominaux, ne reflètera que la structure des termes réels en état d'équilibre. S'il y a de longs décalages dans le processus d'ajustement d'un taux d'inflation à un autre et si les durées de ces décalages varient selon les différents taux d'intérêt, la structure des termes nominaux ne se conformera pas, en règle générale, à la "Théorie des conjectures" de la structure des termes au cours de l'intervalle que dure l'ajustement. De plus, si le taux d'inflation est variable, la structure des termes nominaux ne se conformera pas, en général, à la théorie en question. Par conséquent, les tests de la "Théorie des conjectures" de la structure des termes des taux d'intérêt, établis à partir des taux nominaux d'intérêt implique une combinaison d'effets, y compris des décalages dans la formation des conjectures des prix.

En essayant de construire une structure des termes des taux d'intérêt à l'aide de la série des taux réels de Yohe et Karnosky, nous obtenons des résultats trompeurs. Comme nous l'avons déjà mentionné, chacune des séries de taux

réels construite par Yohe et Karnosky est une variable aléatoire et se présente comme suit:

$$r_t^S = \hat{A}_S + \hat{u}_t$$

$$r_t^L = \hat{A}_L + \hat{\epsilon}_t$$

où r^S et r^L représentent les taux réels à long terme construits par Yohe et Karnosky¹¹. En conséquence, toute relation entre r^S et r^L comprend une relation entre deux variables aléatoires. Si u et ϵ étaient vraiment aléatoires on devrait s'attendre à ce que les changements de r^S soient sans rapport avec les changements de r^L .

Les effets différentiels d'après l'hypothèse du terme de l'échéance

Milton Friedman a proposé l'hypothèse selon laquelle il y a des effets différentiels sur les conjectures des prix, selon le terme de l'échéance. Il laisse entendre en particulier que l'horizon de temps applicable à la formation des conjectures des prix varie directement en fonction du terme de l'échéance du titre en cause. Cette conjecture peut être appelée "Hypothèse des effets différentiels".

"A titre purement théorique, on s'attendrait à ce que cela mette plus longtemps pour les taux à long terme que pour les taux à court terme. On est intéressé, en réalité, à extrapoler les mouvements de prix sur une période de temps à venir plus courte que lorsqu'on achète des titres à long terme. Si on fait l'extrapolation pour une période courte, il ne serait pas illogique d'étudier une période plus courte dans le passé que si l'on extrapolait pour une période plus longue¹²".

¹¹Yohe et Karnosky, op. cit., p. 36.

¹²Milton Friedman, "Factors Affecting the Level of Interest Rates", Saving and Residential Financing: compte-rendu de la conférence de 1968 Chicago, Savings and Loan League, 1968, p. 21.

Il faut souligner qu'il s'agit ici d'une hypothèse sur la formation des conjectures sur les prix plutôt que sur l'effet de ces prévisions sur les taux d'intérêt. En supposant que cette hypothèse soit fondée, dans un équilibre à l'état stable, les conjectures sur les prix ne produiraient pas d'effets différentiels selon l'échéance. Il y a, dans la documentation écrite une tendance à la confusion entre cette idée et l'idée selon laquelle les coefficients estimés des variables conjecturales des prix devraient être différenciés¹³.

Si l'hypothèse des effets différentiels est fondée, dans la formation des conjectures sur les prix, le décalage moyen devrait être sensiblement moins élevé que le décalage moyen pour les taux d'intérêt à long terme.

Friedman souligne que:

"J'estime qu'il s'agit d'une très forte confirmation empirique de cette interprétation de la preuve selon laquelle il arrive effectivement que la période écoulée jusqu'à l'ajustement tende à être bien plus longue pour les taux à long terme que pour les taux à court terme... La période moyenne de prévision des prix semble être d'environ 10 ans pour les taux des titres à court terme et de 20 ans pour ceux à long terme. Comme il s'agit là de périodes moyennes, cela veut dire que les gens tiennent compte d'une période encore plus longue du passé. Tous les résultats confirment ceux de Fisher¹⁴."

La dernière phrase de cette citation est, bien entendu, erronée. Les effets relatifs trouvés par Fisher sur les taux d'intérêt à long terme et à court terme étaient exactement à l'opposé des effets mentionnés par Friedman¹⁵.

¹³Voir par exemple: "Commodity Price Expectations and the Interest Rate", Quarterly Journal of Economics, février 1969, pp. 135-136.

¹⁴Milton Friedman, op. cit., p. 21.

¹⁵Irving Fisher, La Théorie de l'intérêt, op. cit., chapitre XIX.

Tests empiriques de l'hypothèse

des effets différentiels

L'hypothèse sur les effets différentiels selon l'échéance s'applique à la formation des conjonctures per se. L^{π^e} et S^{π^e} symbolisent les conjectures applicables respectivement aux taux d'intérêt à long terme et à court terme. Supposons que:

$$L^{\pi^e} = \sum_{i=0}^N w_i \pi_{t-i}^a,$$

$$S^{\pi^e} = \sum_{i=0}^N w_i \pi_{t-i}^a;$$

il s'ensuit que $N > M$. A noter que cette version de l'hypothèse des effets différentiels n'a pas besoin d'impliquer que les taux à court terme réagissent plus rapidement que les taux à long terme, étant donné que la vitesse de la réaction est également conditionnée par la forme de la répartition des décalages.

Les résultats des régressions énumérés au chapitre deux n'apportent pas de confirmation à l'hypothèse selon laquelle $N > M$. Les tableaux (XI-a) et (XI-b) contiennent d'autres preuves sur l'hypothèse des effets différentiels.

La méthode utilisée pour obtenir les résultats présentés au tableau (IX) employait une régression orthogonale échelonnée. Les termes des prix décalés ont été introduits un par un et en procédant par échelon. Si dans la version ci-dessus, l'hypothèse des effets différentiels est correcte, on peut s'attendre à trouver des termes importants de décalage des prix s'introduire dans la régression des taux à long terme et ce, en plus grand nombre que dans le cas des taux à court terme. Dans le cas des données mensuelles, il n'y a pas de différence sensible dans la durée du décalage selon le terme jusqu'à l'échéance. L'apport de valeurs de décalage supplémentaires du taux des changements de prix tend à disparaître après sept ou huit décalages.

L'hypothèse des effets différentiels n'est pas confirmée, non plus, par les résultats trimestriels. Après douze ou treize décalages, les décalages supplémentaires ne contribuent pas appréciablement à la réduction de la variation inexpliquée dans le taux d'intérêt. La seule exception à ce qui précède est l'indice des obligations industrielles de McLeod, Young and Weir où l'on trouve jusqu'à vingt décalages significatifs. En ce qui concerne l'hypothèse des effets différentiels, ce résultat n'offre pas une interprétation bien définie.

Les résultats présentés aux tableaux (IX-a) et (IX-b) sont intéressants pour une autre raison. Au chapitre deux, nous avons souligné que l'une des difficultés dans l'application de la technique des décalages sans-contrainte réside dans la collinéarité multiple des régresseurs. Il s'ensuit que les coefficients obtenus sont suspects. En se servant d'une régression orthogonale, la collinéarité multiple n'existe pas, puisque les régresseurs sont perpendiculaires l'un à l'autre. Une réduction de la somme des coefficients résulte de l'élimination ainsi produite de la collinéarité multiple. Les statistiques sommaires S et St_1 figurant en dessous de chaque régression laissent supposer que l'hypothèse de Fisher sur les conjectures de prix peut être rejetée pour les données mensuelles et trimestrielles.

Une autre version de l'hypothèse des effets différentiels peut être spécifiée en termes de décalage moyen; autrement dit, si le taux d'intérêt à court terme réagit à l'inflation à un rythme plus rapide que le taux à long terme, il s'ensuit que le décalage moyen pour le taux à court terme sera plus court. A l'aide du modèle linéaire sans-contrainte, le décalage moyen peut être calculé par la formule:

$$AL = \frac{\sum_{i=0}^N iw_i}{\sum w_i}$$

où les w_1 symbolisent les coefficients estimés. Les décalages moyens ne peuvent être calculés pour la plupart des résultats de régression présentés au chapitre deux, étant donné la présence de termes négatifs. Les résultats de régression présentés aux tableaux (IX-a) et (IX-b), cependant, s'harmonisent avec les calculs des décalages moyens. Le

Tableau (IX-a)
 EFFETS DIFFÉRENTIELS SELON L'ÉCHEANCE
 RÉGRESSION ORTHOGONALE ÉCHELONNÉE
 JANVIER 1952-DÉCEMBRE 1970, OBSERVATIONS MENSUELLES (228)

	Intercept a	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄	b ₅	b ₆	b ₇	b ₈	b ₉	b ₁₀
B.T.	55.65 (42.05)	0.0844 (6.38)	0.0649 (5.24)	0.0627 (4.74)	0.0617 (4.66)	0.0531 (4.02)	0.0524 (3.96)	0.0518 (3.92)	0.0329 (2.49)	0.0366 (2.76)	
		D.W. = 0.173 S = 0.505				S.E.E. = 1.32 St ₁ = -12.382				$\bar{R}^2 = 0.42$	
		Décalage moyen = 3.342 mois									
1-3	65.83 (58.73)	0.0671 (5.98)	0.0579 (5.17)	0.0526 (4.69)	0.0519 (4.63)	0.0438 (3.91)	0.0441 (3.94)	0.0434 (3.87)	0.0316 (2.82)	0.0338 (3.01)	0.0272 (2.43)
		D.W. = 0.158 S = 0.454				S.E.E. = 1.12 St ₁ = -15.472				$\bar{R}^2 = 0.42$	
		Décalage moyen = 3.774 mois									
3-5	70.81 (65.85)	0.0605 (5.63)	0.0524 (4.87)	0.0482 (4.49)	0.0485 (4.51)	0.0446 (4.15)	0.0443 (4.12)	0.0427 (3.97)	0.0302 (2.81)	0.0327 (3.04)	0.0266 (2.47)
		D.W. = 0.134 S = 0.431				S.E.E. = 1.07 St ₁ = -16.788				$\bar{R}^2 = 0.41$	
		Décalage moyen = 3.859 mois									
5-10	73.51 (65.26)	0.0561 (4.98)	0.0465 (4.13)	0.0543 (4.02)	0.0494 (4.38)	0.0387 (3.44)	0.0441 (3.91)	0.0420 (3.73)	0.0305 (2.71)	0.0326 (2.90)	0.0293 (2.60)
		D.W. = 0.182 S = 0.414				S.E.E. = 1.13 St ₁ = -16.430				$\bar{R}^2 = 0.37$	
		Décalage moyen = 3.982 mois									

Tableau (IX-a) (suite)

	Intercept a	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄	b ₅	b ₆	b ₇	b ₈	b ₉	b ₁₀
10+	75.66 (68.13)	0.0506 (4.56)	0.0445 (4.01)	0.0394 (3.55)	0.0426 (3.84)	0.0401 (3.62)	0.0400 (3.60)	0.0372 (3.35)	0.0279 (2.52)	0.0295 (2.66)	
		D.W. = 0.087 S = 0.352				S.E.E. = 1.11 St ₁ = -19.283			R ² = 0.33		
		Décalage moyen = 3.949 mois									
M.Y.W.	87.50 (76.71)	0.0585 (5.13)	0.0512 (4.49)	0.0467 (4.09)	0.0499 (4.38)	0.0487 (4.27)	0.0478 (4.19)	0.0433 (3.79)	0.0329 (2.88)	0.0358 (3.14)	0.0291 (2.55)
		D.W. = 0.084 S = 0.444				S.E.E. = 1.14 St ₁ = -15.394			R ² = 0.37		
		Décalage moyen = 3.978 mois									

Tableau IX (b)
 RÉGRESSION ORTHOGONALE
 OBSERVATIONS TRIMESTRIELLES (64)
 1955 - 1970

	Intercept	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄	b ₅	b ₆	b ₇	b ₈	b ₉	b ₁₀	b ₁₁	b ₁₂
	a	b ₁₃	b ₁₄	b ₁₅	b ₁₆	b ₁₇	b ₁₈	b ₁₉	b ₂₀	b ₂₁	b ₂₂	b ₂₃	b ₂₄
B.T.	32.91 (40.27)	0.0559 (6.84)	0.0482 (5.90)	0.0448 (5.49)	0.0290 (3.55)	0.0145 (1.77)	0.0117 (1.44)	0.093 (1.13)	0.0186 (2.27)	0.0197 (2.41)	0.0241 (2.95)	0.0261 (3.19)	0.0280 (3.43)
		D.W. = 0.659 S = 0.329			S.E.E. = 0.82 St ₁ = -15.004				$\bar{R}^2 = 0.72$				
		Décalage moyen = 4.455 trimestres											
1-3	37.32 (62.79)	0.0518 (8.72)	0.0449 (7.59)	0.0431 (7.26)	0.0305 (5.13)	0.0142 (2.40)	0.0117 (1.97)	0.076 (1.27)	0.0175 (2.95)	0.0180 (3.03)	0.0203 (3.42)	0.0207 (3.48)	0.0238 (4.01)
		0.0170 (2.86)			S.E.E. = 0.59 St ₁ = -21.908				$\bar{R}^2 = 0.81$				
		Décalage moyen = 4.690 trimestres											
3-5	39.87 (75.13)	0.0456 (8.59)	0.0437 (8.24)	0.0405 (7.63)	0.0296 (5.57)	0.0163 (3.08)	0.0132 (2.48)	0.086 (1.61)	0.0186 (3.51)	0.0156 (2.94)	0.0180 (3.40)	0.0219 (4.12)	0.0223 (4.20)
		0.0183 (3.45)			S.E.E. = 0.53 St ₁ = -23.991				$\bar{R}^2 = 0.84$				
		Décalage moyen = 4.796 trimestres											

Tableau IX (b) (suite)

	Intercept	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄	b ₅	b ₆	b ₇	b ₈	b ₉	b ₁₀	b ₁₁	b ₁₂
	a	b ₁₃	b ₁₄	b ₁₅	b ₁₆	b ₁₇	b ₁₈	b ₁₉	b ₂₀	b ₂₁	b ₂₂	b ₂₃	b ₂₄
5-10	41.20 (78.64)	0.0417 (7.95)	0.0421 (8.04)	0.0401 (7.65)	0.0330 (6.30)	0.0205 (3.92)	0.0158 (3.02)	0.089 (1.69)	0.0193 (3.68)	0.0195 (3.72)	0.0227 (4.34)	0.0220 (4.20)	0.0243 (4.64)
		0.0214 (4.09)	0.0137 (2.62)										
		D.W. = 0.546 S = 0.344			S.E.E. = 0.52 St ₁ = -23.551				R ² = 0.85				
		Décalage moyen = 5.373 trimestres											
10+	42.38 (78.12)	0.0342 (6.30)	0.0371 (6.84)	0.0355 (6.54)	0.0305 (5.63)	0.0241 (4.45)	0.0205 (3.78)	0.0156 (2.87)	0.0193 (3.57)	0.0212 (3.90)	0.0212 (3.92)	0.0205 (3.79)	0.0231 (4.25)
		0.0206 (3.80)	0.0160 (2.95)										
		D.W. = 0.214 S = 0.339			S.E.E. = 0.54 St ₁ = -23.221				R ² = 0.82				
		Décalage moyen = 5.602 trimestres											
M.Y.W.	48.61 (123.80)	0.0436 (11.10)	0.0474 (12.07)	0.0445 (11.34)	0.0375 (9.55)	0.0289 (7.37)	0.0234 (5.95)	0.0186 (4.73)	0.0186 (4.74)	0.0201 (5.12)	0.0175 (4.47)	0.0165 (4.20)	0.0197 (5.02)
		0.0176 (4.48)	0.0176 (4.50)	0.095 (2.42)	0.071 (1.82)	0.098 (2.49)	0.0106 (2.71)	0.0124 (3.15)	0.0103 (2.64)				
		D.W. = 0.441 S = 0.430			S.E.E. = 0.39 St ₁ = -28.531				R ² = 0.92				

TABLEAU (X)EFFETS DIFFÉRENTIELS SELON LES DÉCALAGES
DU TERME JUSQU'À L'ÉCHÉANCE

	D'après les données mens. du tableau (V-A).	D'après les données trim. du tabl. (V-D).	D'après les données mens. tabl. (XI-A).	D'après les données trim. du tabl. (XI-B).
B.T.	4.0 mois	8.2 trimestre	3.3 mois	4.5 trimestre.
1-3	4.3	N.A.*	3.8	4.7
3-5	4.4	8.5	3.9	4.8
5-10	4.6	8.4	4.0	5.4
10+	4.6	8.5	4.0	5.6

*N.A. signifie que le calcul du décalage moyen n'est pas applicable.

Tableau (XI-a)

POURCENTAGE DE LA RÉACTION TOTALE MENSUELLE

JANVIER 1952 - DÉCEMBRE 1970 BASÉE SUR LES
RÉSULTATS PRÉSENTÉS AU TABLEAU (I-a)

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
B.T.	16.57	30.43	41.59	54.36	62.95	71.72	81.98	86.67	94.01	101.19	102.62	100
1-3	14.90	28.35	39.36	51.71	59.86	68.37	77.84	82.92	90.38	98.12	100.31	100
3-5	14.15	27.01	37.36	49.09	57.97	67.10	76.97	82.00	89.47	97.13	100.09	100
5-10	13.84	25.12	34.99	47.76	54.93	64.36	74.26	79.27	86.57	94.74	98.18	100
10+	13.32	25.98	35.22	46.54	55.66	65.22	74.69	79.95	87.47	94.82	98.44	100
M.Y.W.	13.02	25.26	34.60	45.57	55.04	64.90	74.09	79.17	86.91	94.21	97.87	100

Tableau (XI-b)

POURCENTAGE DE LA RÉACTION TOTALE MENSUELLE
 JANVIER 1952 - DÉCEMBRE 1970. BASÉE SUR LES
 RÉGRESSIONS ORTHOGONALES ÉCHELONNÉES DES TAUX
 D'INTÉRÊT SUR LES TAUX DE VARIATION DES PRIX

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9
B.T.	16.72	30.47	42.88	55.10	65.62	75.99	86.25	92.77		
1-3	14.78	27.56	39.17	50.62	60.28	70.01	79.59	86.56	94.00	
3-5	14.06	26.21	37.42	48.69	59.05	69.32	79.25	86.26	93.84	
5-10	13.55	24.76	35.68	47.60	56.95	67.58	77.70	85.07	92.94	
10+	13.44	25.25	35.74	47.07	57.74	68.36	78.26	85.68	93.53	
M.Y.W.	13.20	24.72	35.24	46.49	57.45	68.24	78.07	85.38	93.46	

Tableau (XI-c)
 POURCENTAGE DE LA RÉACTION TOTALE
 TRIMESTRIELLE 1955 - 1970 BASÉE
 SUR UNE RÉGRESSION ORTHOGONALE
 ÉCHELONNÉE

	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23
B.T.	16.94	31.55	45.13	53.92	58.32	61.87	64.69	70.32	76.29	83.60	91.51	
-1-3	16.13	30.11	43.54	53.04	57.46	61.10	63.47	68.92	74.52	80.85	87.29	94.71
-3-5	14.61	28.60	41.58	51.06	56.28	60.51	63.26	69.22	74.21	79.98	86.99	94.14
-5-10	12.09 96.03	24.29	35.91	45.48	51.42	56.00	58.58	64.17	69.83	76.41	82.78	89.83
-10+	10.08 95.29	21.01	31.47	40.45	47.55	53.59	58.09	63.88	70.12	76.37	82.41	89.22
-M.Y.W.	10.11 82.07	21.10 86.15	31.42 88.36	40.12 90.00	46.82 92.28	52.25 94.74	56.56 97.61	60.88	65.54	69.60	73.42	77.99

tableau (X) illustre les décalages moyens calculés pour les données mensuelles et trimestrielles.

Un autre moyen d'aborder ce problème consiste dans l'examen du pourcentage de la réaction totale qui se produit dans un intervalle spécifique, ou encore, dans la période au cours de laquelle se produit un pourcentage donné (50 pour cent par exemple) de la réaction. Les tableaux (XI-a), (XI-b), et (XI-c) présentent des calculs basés sur les résultats mentionnés au tableau (I-a) du chapitre deux et aux tableaux (IX-a) et (IX-b) du chapitre présent. Parmi ces calculs, les calculs basés sur le tableau (I-a) du chapitre deux devront être examinés avec la plus grande méfiance¹⁶. En effet, aux tableaux (XI-a), (XI-b), et (XI-c), l'appui implicite à l'hypothèse des effets différentiels est extrêmement marginal. Le pourcentage de la réaction totale qui se produit dans les plus récentes périodes passées tend à être plus élevé pour les valeurs à échéance plus courte.

En définitive, il semble raisonnable de conclure que, lorsqu'on se sert de techniques diverses, les données n'appuient pas "l'hypothèse des effets différentiels selon le terme jusqu'à l'échéance."

Mouvements des capitaux, cours des changes et taux réels et nominaux d'intérêt

Dans cette partie, nous nous proposons d'analyser la signification de la distinction entre les taux réels et nominaux d'intérêt au sein d'un système économique libre. Nous procéderons à cette analyse en nous servant de la théorie de Fisher sur les taux nominaux et réels d'intérêt, de la théorie sur la parité du pouvoir d'achat des taux de change et de la théorie sur l'arbitrage des intérêts. Nous nous sommes servis de la notation suivante:

¹⁶ Les trois premières régressions figurant au tableau (I) contiennent un petit terme négatif et insignifiant à la fin du décalage. Pour ces régressions, cette technique particulière n'est pas tout à fait indiquée.

- c_i = taux nominal d'intérêt au Canada
 u_i = taux nominal d'intérêt aux Etats-Unis
 c_{π}^e = taux de variation probable des prix au Canada
 u_{π}^e = taux de variation probable aux Etats-Unis
 c_p = niveau des prix au Canada
 u_p = niveau des prix aux Etats-Unis
 c_r = taux réel d'intérêt au Canada
 u_r = taux réel d'intérêt aux Etats-Unis
 E_s = cours des changes au comptant au Canada, prix du dollar canadien exprimé en dollars américains
 E_f = taux de change à terme
 E_s^e = cours des changes au comptant prévu pour une date donnée dans l'avenir
 λ^e = cours des changes probable du prix du dollar canadien exprimé en dollars américains
 $\lambda = \frac{\dot{E}_s}{E_s}$ = taux de plus-value ou de moins-value du dollar canadien, exprimé en dollars américains.

En dépouillant, au départ, les flux de capitaux de la parité du pouvoir d'achat, la théorie suggère que le taux des changes est déterminé par le niveau des prix aux Etats-Unis par rapport au niveau des prix au Canada. Nous avons donc:

$$(9) \quad E_s = \frac{y_p}{c_p}$$

D'après l'équation (9), si le niveau des prix double aux Etats-Unis, corollairement, le prix du dollar canadien, exprimé en dollars U.S. double également.

En prenant des logarithmes des deux côtés de l'équation (9), nous obtenons:

$$(10) \quad \ln E_s = \ln u_p - \ln c_p.$$

La différentiation de l'expression ci-dessus donne:

$$\frac{\dot{E}_s}{E_s} = \frac{\dot{u}_p}{u_p} - \frac{\dot{c}_p}{c_p},$$

ou,

$$(11) \quad \lambda = u_\pi - c_\pi$$

où λ symbolise le taux de plus-value ou de moins-value du dollar canadien, par rapport au dollar U.S. L'équation (11) montre que la différence entre les taux d'inflation au Canada et aux Etats-Unis se reflète dans le taux de variation du cours des changes. De même, le taux probable de variation dans le cours des changes (λ^e) est une réflexion des taux d'inflation prévus dans les deux pays. Par conséquent:

$$(12) \quad \lambda_t^e = u_{\pi t}^e - c_{\pi t}^e.$$

Dans des conditions de prévision parfaite sur les mouvements du cours du change et en négligeant les coûts des transactions, le cours des changes à terme sera égal au cours des changes au comptant prévu pour la date d'exécution du contrat à terme. Le cours au comptant prévu pour n'importe quel moment k de l'avenir s'exprime comme suit:

$$(13) \quad {}_k E_s^e = E_s \cdot e^{\lambda^e k}$$

Le cours des changes à terme reflète la variation probable du cours des changes et par conséquent le taux prévu de l'inflation au Canada par rapport à celui des Etats-Unis.

$$(14) \quad {}_k E_f = E_s \cdot e^{(u_{\pi}^e - c_{\pi}^e) k}$$

ou $E_{k f}$ symbolise le cours actuel coté pour les opérations à terme d'une durée k .

Quelle relation doit exister entre les taux d'équilibre de l'inflation dans les deux pays, le taux de plus-value du cours des changes et les taux d'intérêt? Supposons qu'un investisseur américain soit sur le point de décider s'il doit acheter une valeur canadienne ou américaine qu'il conservera jusqu'à l'échéance. Supposons qu'il n'existe pas de marché à terme. Si l'investisseur achète un titre d'une dénomination d'un dollar, à l'époque t , cette valeur aura augmenté à $e^{u_i t}$ en dollar nominal U.S. En chiffres réels, la valeur de ce titre aura une valeur de:

$$e^{u_i t} \cdot e^{-u_\pi t} = e^{(u_i - u_\pi)t} = e^{r t}.$$

S'il dispose tout simplement de devises canadiennes, il obtiendrait $e^{\lambda t}$ en monnaie nominale américaine à l'époque t . S'il achète un titre canadien comparable, il recevra:

$$e^{\lambda t} \cdot e^{c_i t} = e^{(\lambda + c_i)t}$$

en monnaie nominale américaine. Par rapport au pouvoir d'achat réel sur les biens et services américains, il obtient:

$$(15) \quad e^{(\lambda + c_i - u_\pi)t} = e^{(u_i - u_\pi)t}$$

en appliquant les antilogarithmes:

$$(16) \quad \lambda + c_i - u_\pi = u_i - u_\pi$$

ou,

$$(17) \quad c_i = u_i - \lambda.$$

L'équation (17) n'implique pas une perte. C'est tout simplement un relevé modifié de la condition d'équilibre de l'arbitrage d'intérêt. L'investisseur américain n'a pas

besoin de se soucier du taux réel d'intérêt au Canada

($c_r = c_i - c_\pi^t$); il ne se soucie uniquement que de l'effet de l'inflation au Canada sur λ .

L'équation (11) peut être interprétée comme une théorie sur la détermination du taux d'intérêt au Canada si nous sommes disposés à soutenir quelque affirmation à propos de la détermination de λ et de u_i .

Supposons que le taux nominal U.S. s'ajuste entièrement pour tenir compte de l'inflation et que le taux réel U.S. ne soit pas affecté par l'inflation américaine. Pour les besoins de la cause, supposons que le taux réel U.S. soit constant. Ainsi:

$$(18) \quad u_i = \bar{u}_r + u_\pi^e.$$

Supposons aussi que la théorie sur la parité du pouvoir d'achat soit valable:

$$(19) \quad \lambda^e = u_\pi^e - c_\pi^e$$

Le marché à terme reflètera donc les taux relatifs d'inflation dans les deux pays. Ainsi si le prix à terme du dollar U.S. est à rabais, le dollar canadien est appelé à avoir une plus value par rapport au dollar U.S. donc:

$$(20) \quad \xi = \lambda^e,$$

où ξ symbolise la prime de pourcentage sur les dollars canadiens à terme par rapport au cours au comptant. En combinant les équations (20) et (17) nous obtenons:

$$(21) \quad c_i = u_i - \xi$$

Dans cette équation, les variations du taux d'inflation au Canada affectent le taux nominal canadien en influençant la prime ou l'escompte sur les dollars U.S. à terme.

Les conjectures des prix, le marché à terme et les différentielles

Dans cette partie, nous voulons vérifier si l'inflation au

Canada joue un rôle important dans la détermination des taux d'intérêt au Canada, dès que l'on tient compte des taux d'intérêt aux Etats-Unis, ainsi que de la prime de pourcentage sur le cours à terme par rapport au cours au comptant.

Le tableau (XII-a) présente les résultats des régressions de taux choisis d'intérêt nominaux canadiens sur des taux nominaux américains ayant des caractéristiques semblables et la prime de pourcentage du cours des changes à terme sur les cours de change au comptant (prime exprimée en pourcentage annuel). La prime de pourcentage des cours à terme sur les cours au comptant sert à représenter les mouvements prévus dans le cours des changes au comptant. En régressant tout simplement les taux d'intérêt canadiens sur leurs contreparties américaines, on obtient une relation suffisamment étroite. Cette relation est plus étroite pour les valeurs à long terme que pour les valeurs à court terme. La prime de pourcentage sur le cours à terme améliore quelque peu la relation et elle est toujours significative.

Pour vérifier si l'inflation canadienne apporte une contribution indépendante à l'explication du niveau des taux d'intérêt canadiens une fois que l'on a tenu compte des taux d'intérêt américains, nous avons ajouté aux régressions un décalage réparti sur 12 mois sur le taux de variation du niveau des prix. Le tableau (XII-b) présente les résultats pour une structure d'Almon de décalages contraints au polynôme de 3ième degré. La somme des coefficients de pondération est proche de zéro dans tous les cas. Nous n'avons pas présenter les décalages individuels. La forme de répartition des décalages est tout à fait instable, que l'on se soit servi ou non de la technique de décalage d'Almon. Plusieurs répartitions de décalages contiennent un certain nombre de termes négatifs. Dans le cas des décalages sans-contrainte, la plupart des coefficients diffèrent de façon insignifiante de zéro et un grand nombre d'entre eux sont négatifs. La somme des coefficients de pondération est d'environ 0.04. Les résultats obtenus de l'utilisation de la technique de décalages d'Almon sont du même ordre. Dans un cas (obligations gouvernementales à long terme) la somme des coefficients de pondération est négative.

Les tableaux (XII-c) et (XII-d) présentent les résultats provoqués par le fractionnement de la période en régimes de cours des changes fixe et flexible. La relation entre les

taux est plus étroite pour la période à cours fixe. Ce résultat est suggéré par un certain nombre de considérations, dont le degré croissant de l'intégration financière du marché nord-américain des capitaux. Nous n'indiquons que les résultats obtenus à partir de décalages contraints d'Almon. La somme des coefficients se rapproche de 0.02 pour la période à cours flexible. Bien qu'elle soit supérieure pour la période à cours fixe, la somme des coefficients en question est sensiblement différente de l'unité et à peine différente de zéro.

Ces résultats corroborent les développements théoriques exposés dans ce chapitre. Ils nous laissent entendre que, au Canada, l'inflation n'a guère eu d'effet direct sur le niveau des taux nominaux d'intérêt canadiens sauf en ce qui concerne les conjectures sur les variations dans le cours des changes.

Tableau (XII-a)

RELATION ENTRE LES PRINCIPAUX TAUX D'INTÉRÊT CANADIENS
 ET LEURS CORRESPONDANTS AMÉRICAINS. OBSERVATIONS MENSUELLES (228) (MCO) JANVIER 1952 - DÉCEMBRE 1970

$$i^c = a_0 + a_1 i^u$$

$$i^c = a_0 + a_1 i^u + a_2 \xi$$

Taux canadien	Taux U.S.	Intercept	a_1	a_2	\bar{R}^2	S.E.E.	D.W.
Bons du trésor	Bons du trésor U.S.	0.3087 (3.1286)	1.0107 (37.9444)	—0—	0.86	0.6439	0.25
1-3	1	1.3500 (18.9046)	0.8236 (46.4552)	—0—	0.90	0.4534	0.36
3-5	3-5	1.0738 (14.0491)	0.9015 (50.4465)	—0—	0.92	0.4007	0.30
10+	10+	0.0351 (0.6192)	1.2316 (90.9291)	—0—	0.97	0.2211	0.29
M.Y.W.	Oblig. Com. U.S.	0.9299 (16.7200)	1.0423 (91.2467)	—0—	0.97	0.2388	0.36
Bons du trésor	Bons du trésor U.S.	-0.1664 (-1.5771)	1.0871 (42.7851)	42.0929 (8.0100)	0.89	0.5692	0.34
1-3	1	0.9615 (13.3414)	0.8811 (54.9655)	34.1641 (9.7391)	0.93	0.3812	0.51
3-5	3-5	0.7042 (8.6466)	0.9587 (55.4860)	26.8230 (8.0907)	0.94	0.3535	0.38
10+	10+	-0.1198 (-1.8075)	1.2590 (85.8879)	8.4815 (4.1434)	0.97	0.2136	0.30
M.Y.W.	Oblig. com. U.S.	0.7055 (11.6018)	1.0748 (93.3647)	13.8579 (6.7293)	0.98	0.2184	0.46

Tableau (XII-b)

RELATION ENTRE LES PRINCIPAUX TAUX D'INTÉRÊT CANADIENS ET LEURS
CORRESPONDANTS AMÉRICAINS - OBSERVATIONS MENSUELLES (228) (MCO)
12 DÉCALAGES - POLYNÔME 3^{ème} DEGRÉ D'ALMON - JANVIER 1952-DÉCEMBRE 1970

$$i^c = a_0 + a_1 i^u + a_2 \xi + b \pi_t^e$$

Taux canadien	Taux U.S.	Intercept	a_1	a_2	Somme des coeff.	S.E.E.	\bar{R}^2	D.W.
Bons du trésor	Bons du trésor U.S.	-0.1070 (-1.0021)	1.0487 (32.4181)	0.3998 (7.6003)	0.0415 (-34.2357)	0.5632	0.90	0.36
1-3	1	0.9813 (13.4512)	0.8485 (42.0964)	0.3346 (9.5308)	0.0491 (-51.2805)	0.3777	0.93	0.52
3-5	3-5	0.7605 (9.3147)	0.9103 (43.7677)	0.2582 (7.9434)	0.0674 (-56.6745)	0.3423	0.94	0.39
10+	10+	-0.1380 (-1.9590)	1.2627 (70.0892)	0.0891 (4.2863)	-0.0005 (-98.3202)	0.2137	0.97	0.31
M.Y.W.	Oblig. comm. U.S.	0.8060 (13.9191)	1.0246 (79.8808)	0.1279 (6.7491)	0.0660 (-98.7361)	0.1990	0.98	0.52

Tableau (XII-c)

RELATION ENTRE LES PRINCIPAUX TAUX D'INTÉRÊT CANADIENS ET LEURS COR-
RESPONDANTS AMÉRICAINS. OBSERVATIONS MENSUELLES (124) ALMON, (MCO)
- JANVIER 1952 - AVRIL 1962 -

$$i^c = a_0 - a_1 i^u - a_2 \xi - b \pi_t^e$$

Taux canadien	Taux U.S.	Intercept	a_1	a_2	Somme des coeff.	S.E.E.	\bar{R}^2	D.W.
Bons du trésor	Bons du trésor	-0.2677 (-1.6581)	1.1639 (17.9356)	0.2331 (3.2176)	0.0283 (-30.8427)	0.5777	0.77	0.39
1-3	1	1.0049 (10.9433)	0.8082 (25.9125)	0.3764 (8.8045)	0.0296 (-52.3199)	0.3416	0.87	0.67
3-5	3-5	0.7970 (6.8632)	0.8864 (25.6605)	0.2785 (7.1897)	0.0268 (-58.2814)	0.3081	0.86	0.55
10+	10+	-0.4003 (-2.9020)	1.3395 (34.1515)	0.0710 (2.3880)	-0.0091 (-80.4254)	0.2315	0.91	0.26
M.Y.W.	Oblig. com. U.S.	0.9212 (8.9132)	0.9963 (38.3275)	0.1635 (7.5027)	0.0279 (-104.0442)	0.1707	0.93	0.35

Tableau (XII-d)

COMPARAISON ENTRE LES TAUX CANADIENS ET LES TAUX
U.S. - PÉRIODE FRACTIONNÉE - MAI 1962 - MAI 1972
OBSERVATIONS ALMON (97)

$$i_t^c = a - a_1 i_t^u - a_2 \xi_t - \sum_{i=0} w_i \pi_t^{a-i}$$

	Intercept a	a ₁	a ₂	Somme des coeff.	S.E.E.	\bar{R}^2	D.W.
B.T.	0.1881 (0.8595)	1.0178 (10.6848)	0.5562 (6.7483)	0.0130 (-9.9717)	0.4789	0.8753	0.4081
1-3	1.3570 (1.8201)	0.8142 (10.7130)	0.3184 (4.7933)	0.0170 (-11.2463)	0.3983	0.8893	0.4654
3-5	1.0346 (5.9006)	0.8802 (13.7166)	0.2524 (4.8034)	0.0666 (-14.4890)	0.3242	0.9229	0.3798
10+	0.1198 (0.9885)	1.2363 (33.1075)	0.1194 (5.0873)	0.0269 (-40.4826)	0.1485	0.9778	0.6747
M.Y.W.	0.6986 (6.7591)	1.0136 (32.7519)	0.0613 (2.3761)	0.1388 (-28.7226)	0.1675	0.9842	1.1848

chapitre quatre

LES PRÉVISIONS CONJECTURALES DES PRIX ET LE MARCHÉ DU CRÉDIT

Il existe deux ensembles reconnus, en théorie économique, qui s'intéressent à la relation entre l'inflation et les taux d'intérêt: la théorie de Fisher sur les prévisions conjecturales des prix¹ et la théorie de Wicksell sur le taux naturel du marché². D'après l'analyse de Fisher, l'inflation entraîne une hausse des taux nominaux d'intérêt par le biais des prévisions conjecturales des prix, alors que d'après Wicksell, c'est une baisse du taux du marché en dessous du taux naturel qui provoque l'inflation. Alors que Fisher tend à ignorer l'impact initial des variations de la masse monétaire sur les taux d'intérêt, Wicksell a tendance à ignorer l'impact des prévisions conjecturales des prix sur ceux-ci.

Milton Friedman proposait récemment une hypothèse selon laquelle les variations dans la masse monétaire aboutissent à un effet dépressif provisoire sur les taux nominaux d'in-

¹ Irving Fisher, La Théorie de l'intérêt, op. cit.

² Knut Wicksell, "The Influence of the Rate of Interest on Prices", The Economic Journal, XVII: 213-219, 1907.
Wicksell: Interest and Prices, Londres, Allen and Unwin, 1936.

térêt, effet qui finit par être renversé à mesure que les attentes inflationnistes s'enracinent³. L'hypothèse de Friedman englobe les éléments des analyses de Fisher et de Wicksell sur les déterminants des taux d'intérêt. Dans ce chapitre, nous allons tenter de formaliser le système de Friedman fondé sur les théories de Fisher et de Wicksell concernant la relation qui existe entre les variations dans la masse monétaire, les fluctuations du niveau des prix et des taux d'intérêts. Le résultat de notre analyse semble différer à plusieurs égards de celui de Friedman. Dans le cadre de ce chapitre, nous allons démontrer que les autorités monétaires peuvent exercer un effet permanent sur le taux réel de l'intérêt. La condition requise du modèle, pour un taux d'inflation stable, rapporte également une réduction permanente du taux réel d'intérêt.

Un effet temporaire peut résulter d'un taux croissant de l'expansion de la masse monétaire, en plus de l'effet permanent sur le taux réel d'intérêt. C'est sur cet effet temporaire que se concentre la synthèse de Friedman⁴. L'effet temporaire est occasionné non pas en raison de l'inflation en soi, ni même parce que l'inflation n'est pas entièrement prévue, mais plutôt en raison des attentes asymétriques de la part des participants au marché des capitaux. Si, des deux côtés de ce marché, les participants envisagent les probabilités de la même manière, l'effet temporaire disparaît.

On affirme couramment que si les taux d'intérêt augmentent pendant l'inflation, cela est dû au fait que:

"Les emprunteurs seront alors disposés à payer et les prêteurs exigeront donc des taux d'intérêt plus élevés, ... comme le soulignait Fisher il y a longtemps⁵."

³ Milton Friedman, "The Role of Monetary Policy", The American Economic Review, mars 1968. Ré-édité dans M. Friedman The Optimum Quantity of Money and Other Essays, Chicago, Aldine, 1969.

⁴ Ibid, p. 104

⁵ Ibid, p. 100

Ce chapitre vise à présenter un modèle théorique qui fournirait une description plausible de la façon dont les taux nominaux d'intérêt tendent à augmenter en période d'inflation. Ce modèle servira ensuite de cadre aux tests empiriques ultérieurs.

Nous nous servons d'un modèle très simplifié afin de mettre en relief les mécanismes qui interviennent. Pour les besoins actuels d'illustration, nous supposons qu'il existe un seul marché homogène pour le crédit, au sein duquel est déterminé un seul taux d'intérêt. Nous supposons par ailleurs que tout financement se fait directement et qu'il ne s'achemine pas indirectement en passant des premiers épargnants aux intermédiaires financiers pour aboutir aux emprunteurs⁶. Nous supposons que les contrats de crédit sont négociés pour une seule période ou, dans la négative, que les conditions du contrat sont renouvelées après chaque période. Cette hypothèse nous permet d'éviter un certain nombre de difficultés dues au mouvement des capitaux. Nous supposons que les variations du niveau des prix proviennent d'un déséquilibre du marché des biens, et nous posons que les changements des taux d'intérêt proviennent d'un déséquilibre du marché du crédit. Nous supposons enfin que la totalité des réserves est utilisée.

Cas de non inflation

En supposant qu'il n'y ait pas d'inflation, le taux d'intérêt (aussi bien réel que nominal), ainsi que le volume du crédit, sont déterminés par l'interaction de l'offre et de la demande sur le marché du crédit. Nous nous servons du modèle simplifié du marché du crédit:

$$(1) \quad d_t = a + bi_t$$

$$(2) \quad s_t = h + ki_t$$

$$(3) \quad d_t = s_t ,$$

ou les équations (1), (2) et (3) représentent respectivement: la demande de crédit, l'offre de crédit et l'hypothèse de

⁶ La terminologie retenue est celle qui a été mise au point par Gurley et Shaw. J. Gurley et E.S. Shaw, Money in a Theory of Finance, Washington, Brookings, 1960.

compensation, et i symbolise le taux d'intérêt nominal (et réel). Nous supposons une compensation instantanée du marché.

Le taux d'équilibre de l'intérêt est de:

$$(4) \quad i_t^* = \frac{h-a}{b-k}, \quad t = 1 \dots \infty,$$

alors que l'équilibre de la quantité réelle de crédit consenti s'exprime comme suit:

$$(5) \quad \lambda_t^* = \frac{bh - ak}{b - k}, \quad t = 1 \dots \infty$$

Cas de l'inflation parfaitement prévue.

Supposons que l'inflation passe d'un taux d'inflation stable (de zéro, par exemple) à un niveau permanent plus élevé (π par exemple). Supposons aussi que les participants au marché des capitaux s'intéressent au coût réel des emprunts et au revenu réel des prêts et qu'ils prévoient correctement le taux d'inflation. Supposons par ailleurs que le taux de l'inflation n'a aucun effet sur nul autre des déterminants des fonctions de l'offre et de la demande du crédit. Les fonctions globales de l'offre et de la demande de crédit sont des fonctions du coût réel (revenu) des transactions sur le crédit. Le modèle se modifie donc comme suit:

$$(1)'' \quad d_t = a + b (i - \bar{\pi})$$

$$(2)'' \quad s_t = h + k (i - \pi)$$

$$(3)'' \quad d_t = s_t.$$

En état d'équilibre, nous obtenons:

$$(4)'' \quad i_j^* = \frac{h - a}{b - k} + \bar{\pi}$$

L'équation (4) démontre que, selon les conditions posées pour notre modèle, le taux nominal d'intérêt a augmenté proportionnellement au taux de l'inflation.

L'équation (4) démontre également que le taux réel est resté invariable. Autrement dit:

$$(5)' \quad i_t^* - \bar{\pi} = \frac{h - a}{b - k} \quad 7.$$

ce qui est identique au résultat que nous avons obtenu dans le cas de non inflation.

Le volume de crédit réel en équilibre est également invariable, car:

$$(6)' \quad \lambda_t^* = \frac{bh - ak}{b - k}$$

ce qui est le même résultat obtenu dans le cas de non inflation.

Inflation imparfaitement prévue avec attentes symétriques

Supposons que ni les prêteurs, ni les emprunteurs ne prévoient parfaitement le taux de l'inflation, mais qu'ils ajustent leurs prévisions à ce sujet à la même vitesse. Notre modèle prend donc la forme suivante:

$$(1)'' \quad d_t = a + b(i_t - \pi_t^e)$$

$$(2)'' \quad s_t = h + k(i_t - \pi_t^e)$$

$$(3)'' \quad d_t = s_t$$

$$(4)'' \quad \pi_t^e = \pi_{t-1}^e + \lambda(\pi_t^a - \pi_{t-1}^e)$$

$$\text{ou} \quad \pi_t^e = \sum_{i=0}^{\infty} (1 - \lambda)^i \lambda \pi_{t-i}^a$$

$$(5)'' \quad r_t^e = i_t - \pi_t^e$$

⁷ Les symboles à astérisque représentent les valeurs à l'état constant de la variable correspondante.

$$(6)'' \quad r_t^a = i_t - \pi_t^a$$

$$(7)'' \quad \pi_t^e = \pi_t^a \quad (\text{en équilibre à l'état constant})$$

où r_t^e symbolise le taux d'intérêt réel ex-ante à l'époque t , r_t^a le taux d'intérêt rétroactif et π_t^e et π_t^a les taux probable et effectif de l'inflation. L'équation (4) décrit le mécanisme des attentes adaptatives. Si le coefficient des attentes adaptatives " λ " est égal à l'unité, il s'ensuit que le taux d'inflation s'appliquant à la période est parfaitement prévu. Par ailleurs, si $\lambda = 0$, il s'ensuit que le taux effectif d'inflation n'a aucun effet sur le taux probable d'inflation pour cette période. L'horizon chronologique des participants au marché sera d'autant plus éloigné que λ se rapproche de zéro. Supposons que le taux de l'inflation s'élève de zéro pour atteindre un nouvel état stable $\bar{\pi}$.

$$(\pi_t^a = \pi \text{ pour } t = 1 \dots N).$$

Les valeurs en équilibre entier pour le taux nominal d'intérêt, le volume des emprunts et les taux réels ex-ante et ex-post peuvent être dérivés en substituant π à π_t^e dans les équations (1)'' et (2)''. Les résultats en état constant sont identiques aux résultats obtenus dans le cas de l'inflation parfaitement prévue⁸. Le taux réel d'intérêt ex-post en équilibre s'exprime comme suit:

$$(8)'' \quad i_t^* - \bar{\pi} = \frac{h - a}{b - k} ,$$

alors que le taux réel est de:

$$(9)'' \quad i_t^* - \pi^e = i_t^* - \bar{\pi} = \frac{h - a}{b - k} .$$

En équilibre total, les taux réels ex-ante et ex-post ne changent pas par rapport au cas de non inflation. Dans le

⁸ Cela suppose que les effets de répartition créés en cours de route vers l'équilibre n'ont pas, en fait, modifié la position d'équilibre définitive.

modèle, tel qu'il se présente, les autorités ne peuvent changer à la longue ni le taux réel d'intérêt, ni le volume réel de crédit par une inflation. Nous allons étudier maintenant le processus d'ajustement en vue d'atteindre un équilibre lorsque $\pi^e \neq \bar{\pi}$, étant donné qu'on prétend couramment que c'est l'inflation attendue plutôt que l'inflation en soi qui produit des effets réels.

A n'importe quel moment où $t > 0$, le taux probable de l'inflation est de:

$$(10)'' \quad \pi_t^e = \sum_{i=0}^N (1-\lambda)^i \lambda \bar{\pi}_{t-i}^a .$$

En appliquant ce résultat aux équations (1)'' et (2)'' et en trouvant pour l'équilibre temporaire la valeur du taux nominal, nous obtenons:

$$(11)'' \quad i_t' = \left[\frac{h-a}{b-k} \right] + \pi_t^e = \left[\frac{h-a}{b-k} \right] + \sum_{i=0}^N (1-\lambda)^i \lambda \bar{\pi}_{t-i}^a$$

où i_t' est le taux nominal d'intérêt de compensation du marché au moment t et $\lim_{t \rightarrow \infty} i_t' = i^*$.

Ainsi, à n'importe quel moment, t , le taux nominal d'intérêt dépasse le taux réel de non inflation du taux probable de l'inflation. Il s'ensuit donc que le taux projeté réel n'a pas été modifié, étant donné que:

$$(12)'' \quad r_t^e = i_t' - \pi_t^e = \frac{h-a}{b-k} .$$

De même, le volume réel du crédit consenti se maintient à:

$$(13)'' \quad \rho_t' = \frac{bh-ak}{b-k} .$$

Les équations (12)'' et (13)'' démontrent que les résultats prévus de compensation de marché ne sont pas modifiés par l'inflation non prévue, en ce sens qu'il n'existe ni augmentation dans le montant du crédit réel consenti ni baisse temporaire du taux réel d'intérêt ex-ante.

Le taux réel ex-post de l'intérêt, cependant, se modifie effectivement. Le taux réel ex-post, à n'importe quel

moment t est de:

$$(14)'' \quad r_t^a = \left[\frac{h - a}{b - k} \right] - \pi_t^a + \sum_{i=0}^N \lambda(1-\lambda)^i \pi_{t-1}^a$$

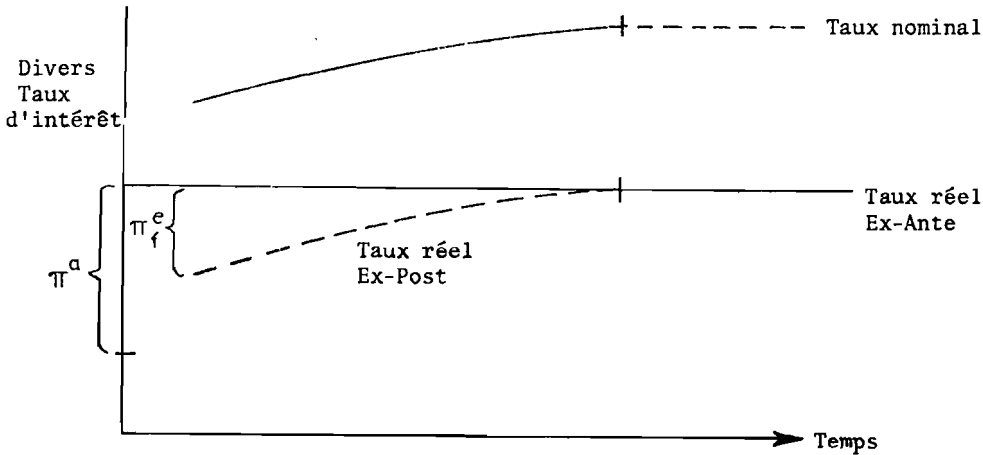
ou facultativement:

$$r_t^a = \left[\frac{h - a}{b - k} \right] - \left[\pi_t^a - \pi_t^e \right].$$

Le graphique 4 illustre l'impact d'une hausse du taux d'inflation sur les taux réels d'intérêt ex-post et ex-ante dans le temps.

Graphique 4

IMPACT DE L'INFLATION SUR CERTAINS TAUX D'INTÉRÊTS



A défaut d'équilibre entier ⁹, cependant, lorsque le taux d'inflation augmente, les emprunteurs sont gagnants au détriment des prêteurs¹⁰. Étudions l'équilibre temporaire qui s'établit immédiatement après la hausse vers un taux plus élevé d'augmentation des prix.

Les premiers épargnants ont accordé λ^* de prêts exprimés en pouvoir d'achat actuel, s'attendant à recevoir $\lambda^* (1 + r^e)$ en revenu. En fait ils ont reçu $\lambda^* (1 + r^a)$ ou $\lambda^* (\pi^a - \pi^e)$ de moins qu'ils ne prévoient, $(\pi^a - \pi^e)$ étant une mesure de l'inflation non prévue. Les emprunteurs s'attendent à payer un taux réel d'intérêt rétroactif de $r_t^e = (i_t - \lambda \pi_t^a) = (i_t - \pi_t^e)$. En fait, ils payent un taux effectif rétroactif de $r_t^a = (i_t - \pi_t^a)$.

En rétrospective, le système a été en déséquilibre. Si les prêteurs pouvaient avoir prévu correctement la portée de l'inflation, ils auraient été disposés à accorder un moindre crédit au taux réel d'intérêt de r^a . De même, si les emprunteurs avaient prévu le taux réel de l'intérêt, ils auraient contracté davantage de prêts.

Il se produit un transfert en bloc d'une somme de

$\lambda^* (\pi_t^a - \pi_t^e)$ des premiers prêteurs aux premiers emprunteurs.

Ce transfert est un effet de distribution et l'on suppose qu'il se compense dans l'économie globale. Dans notre analyse, nous supposons que les transferts de richesse de ce genre n'ont pas d'effet sur le comportement des prêteurs ou

⁹ Nous nous servons ici du terme "équilibre" dans deux sens. "Équilibre entier" indique la notion selon laquelle il n'y a pas de raison inhérente pour que les valeurs des variables changent. "Équilibre temporaire" indique la notion de compensation du marché.

¹⁰ Lorsqu'il y a baisse dans le taux de l'inflation, il se produit un transfert dans le sens opposé.

des emprunteurs ¹¹. Au cours de n'importe quelle période donnée, le transfert net des prêteurs aux emprunteurs est de:

$$(15)'' \quad T_t = \left[\frac{bh - ak}{b - k} \right] \cdot \left[\pi_t^a - \pi_t^e \right],$$

où $\lim_{t \rightarrow \infty} T_t = 0$. Cela revient à dire que dans un équilibre à régime permanent, l'effet du transfert est de zéro.

S'il est possible de reconnaître les prêteurs et emprunteurs comme des groupes particuliers (ex: une fois prêteur, toujours prêteur), l'effet du transfert est cumulatif et, à n'importe quel moment donné "t" il est de:

$$(16)'' \quad CT_t = \int_0^t T(N) dN$$

Si, (et tel est probablement le cas) les prêteurs ne sont pas toujours des prêteurs et les emprunteurs ne sont pas toujours des emprunteurs, le transfert cumulatif, CT, n'a pas de signification précise.

Les équations (14)'' et (15)'' démontrent qu'une chute temporaire du taux réel d'intérêt rétroactif et un transfert des prêteurs aux emprunteurs résultent d'une inflation non-prévue - ie, où les deux côtés du marché font chacun des prévisions médiocres. Les grandeurs projetées ne sont pas

¹¹ Les courbes de l'offre et de la demande subiraient un déplacement si les premiers prêteurs tentaient de récupérer leurs épargnes ou si le comportement des prêteurs ou des emprunteurs devait être affecté par leur gain. Ce phénomène est habituellement dénommé: historicisme - le processus d'équilibration affecte l'équilibre final réalisé. En économie, on néglige généralement de tenir compte de l'historicisme et à juste raison, car si l'échange se fait à ce qui est, en définitive, un prix de non équilibre en route vers l'équilibre, la totalité de l'analyse de l'offre et de la demande semble crouler. Voir John R. Hicks, Value and Capital, 2ème édition, London, Oxford University Press, 1946, p. 128.

affectées. Dans la mesure où il est légitime de négliger les effets de distribution, il ne se produit pas d'effets réels. Il faudrait souligner que si les emprunteurs ou les prêteurs manquaient de s'ajuster entièrement à l'inflation, il se produirait des effets permanents.

Ici, l'aspect important à souligner, c'est que non seulement l'inflation parfaitement prévue n'a pas d'effets réels dans le modèle, mais que l'inflation inattendue n'affecte pas non plus les comportements, tant que nous supposons que les effets de distribution se compensent entre eux.

Dans l'analyse, il n'existe ni compensation temporaire, ni compensation permanente entre l'inflation et les effets réels. Aucune compensation temporaire n'est provoquée par l'inflation imprévue. Les décisions prises sur le marché des capitaux, le taux réel d'intérêt ex-ante et la valeur réelle des contrats de prêts demeurent constamment invariables. Tout au plus peut-on s'attendre à une répartition résultant des transferts de la richesse des prêteurs aux emprunteurs (si $\lambda > 1$). Cet effet de transfert résulte de la rédaction des contrats de prêts en termes de monnaie nominale.

Par ailleurs, en économie, on néglige habituellement de tenir compte de cet effet de répartition. Dans le contexte de ce modèle, les autorités n'ont pas la possibilité de déprécier le taux réel d'intérêt ex-ante en créant de l'inflation¹². Pour avoir un impact réel (autre que celui du transfert de richesse), un phénomène autre que la prévision imparfaite de l'inflation doit être vraisemblable.

¹² "Les autorités monétaires ne peuvent rabaisser le taux du marché en dessous du taux naturel qu'en recourant à l'inflation. Il ne peuvent ré-évaluer le taux du marché par rapport au taux naturel que par le recours à la déflation." Friedman, op. cit., p. 101. A noter que, dans ce contexte, le taux du marché n'est pas le taux du marché, provoqué par l'augmentation des fonds à prêter, dont parle Wicksell. Friedman semble avoir mal représenté la pensée de Wicksell. En effet, celui-ci n'aurait pas affirmé que "l'autorité monétaire ne peut faire baisser le taux du marché en dessous du taux naturel que par l'inflation". Friedman, op. cit., p. 101.

Inflation avec attentes asymétriques

Dans cette partie, nous modifions l'hypothèse selon laquelle les emprunteurs et les prêteurs envisagent les probabilités d'une façon identique.

Notre modèle se modifie désormais comme suit:

$$(1)^{\dagger} \quad d_t = a + b(i_t - d_{\pi_t}^e)$$

$$(2)^{\dagger} \quad s_t = h + k(i_t - s_{\pi_t}^e)$$

$$(3)^{\dagger} \quad d_t = s_t$$

$$(4)^{\dagger} \quad d_{\pi_t}^e = d_{\pi_{t-1}}^e + \gamma\{\pi_t^a - d_{\pi_{t-1}}^e\}$$

ou

$$d_{\pi_t}^e = \sum_{i=0}^{\infty} (1-\gamma)^i \gamma \pi_{t-i}^a \quad \text{(formation des conjectures par les emprunteurs)}$$

$$(5)^{\dagger} \quad s_{\pi_{t-i}}^e = s_{\pi_{t-i}}^e + \delta\{\pi_t^a - s_{\pi_{t-1}}^e\}$$

$$s_{\pi_t}^e = \sum_{i=0}^{\infty} (1-\delta)^i \delta \pi_{t-i}^a \quad \text{(formation des conjectures par les prêteurs)}$$

$$(6)^{\dagger} \quad d_{r_t}^e = i_t' - d_{\pi_t}^e \quad \text{(taux réel ex-ante pour les emprunteurs)}$$

$$(7)^{\dagger} \quad s_{r_t}^e = i_t' - s_{\pi_t}^e \quad \text{(taux réel ex-ante pour les prêteurs)}$$

$$(8)^{\dagger} \quad r_t^a = i_t' - \pi_t^a$$

$$(9)^{\dagger} \quad d_{\pi_t}^e = s_{\pi_t}^e = \pi^e = \pi^a, \text{ en équilibre à régime permanent}$$

Dans le modèle précédent, nous avons supposé que $\delta = \gamma$; autrement, rien n'a été modifié. Les résultats de l'équilibre à régime permanent sont les mêmes qu'auparavant, ce qui revient à dire que le taux nominal en équilibre à régime permanent s'exprime comme suit:

$$(10)^\dagger \quad i_t^* = \left[\frac{h - a}{b - k} \right] + \pi_t.$$

Le volume réel des contrats de crédit reste à:

$$(11)^\dagger \quad l_t^* = \frac{bh - ak}{b - k}$$

Le taux réel projeté aux emprunteurs s'exprime comme suit:

$$(12)^\dagger \quad d_{r_t}^* a = i_t^* - d_{\pi_t} e = i_t^* - \bar{\pi} = \left[\frac{h - a}{b - k} \right],$$

alors que pour les prêteurs, nous avons:

$$(13)^\dagger \quad s_{r_t}^* e = i_t^* - s_{\pi_t} e = \left[\frac{h - a}{b - k} \right].$$

Dans l'équilibre à régime permanent, le taux réel d'intérêt rétroactif est invariable:

$$(14)^\dagger \quad r_t^* a = \frac{h - a}{b - k}.$$

Les processus d'équilibration, cependant, sont considérablement modifiées. Il n'est plus vrai que le volume réel des contrats de prêts n'est pas affecté par l'inflation non anticipée ni que le taux réel d'intérêt projeté reste invariable.

A n'importe quel moment t , le taux nominal i_t^* de compensation du marché peut être déterminé en trouvant la solution des équations (1)[†] et (2)[†] pour i_t^* .

Nous obtenons l'expression suivante pour i_t^* :

$$(15)^{\dagger} \quad i'_t = \frac{h - a}{b - k} + \frac{b^d \pi_t^e - d^s \pi_t^e}{b - k} .$$

Alternativement, nous avons:

$$(16)^{\dagger} \quad i'_t = \frac{h - a}{b - k} + (b - k)^{-1} \sum_{i=0}^{\infty} \{b(1-\gamma)^i \gamma^{-k(1-\delta)^i} \delta\} \cdot \pi_{t-i}^a$$

où

$$\lim_{t \rightarrow \infty} i'_t = \frac{h - a}{b - k} .$$

Supposons que les facteurs réels dans la détermination du taux d'intérêt restent invariables. L'équation (16)[†] montre que le taux nominal à n'importe quel moment t n'est pas une simple addition du taux réel et du taux probable de l'inflation. Cette équation illustre également une des raisons pour laquelle les régressions des taux nominaux d'intérêt, considérées comme taux passés de l'inflation, peuvent produire des résultats fortement trompeurs. Si l'équation (16)[†] représente la véritable expression sous forme réduite du taux nominal d'intérêt, il s'ensuit que les coefficients estimés des termes de l'inflation décalée reflètent une combinaison complexe entre les pentes des deux fonctions de l'offre et de la demande et les attentes des deux côtés du marché.

A n'importe quel moment t, le taux réel d'intérêt ex-ante, pour les emprunteurs, continue à être inférieur à ce qu'il était à l'origine jusqu'à ce que l'équilibre entier ait été atteint (voir graphique 5). La voie vers le taux réel d'intérêt ex-ante, pour les emprunteurs, s'exprime comme suit:

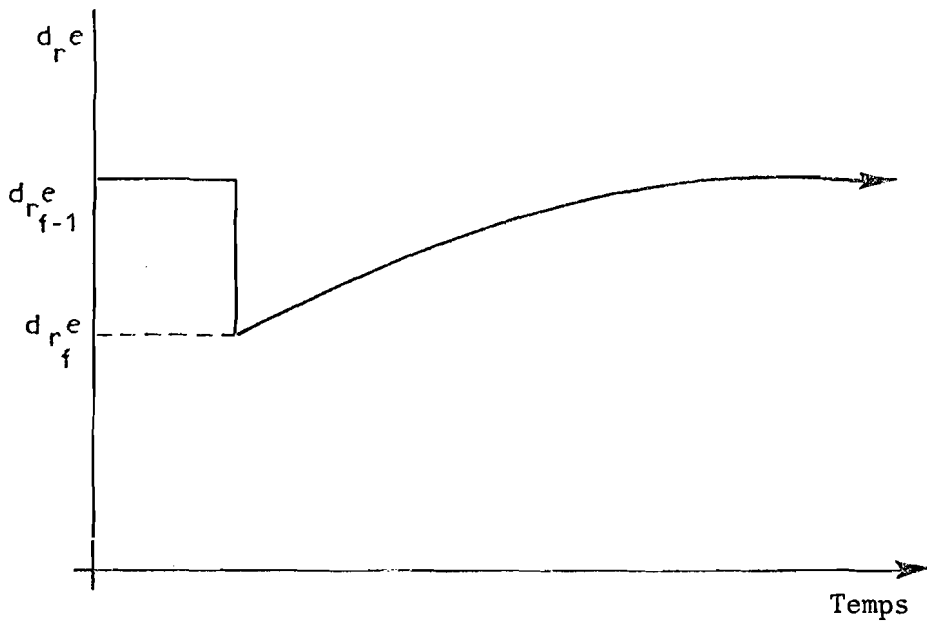
$$(17)^{\dagger} \quad d_{r_t}^e = i'_t - d_{\pi_t}^e$$

Alternativement

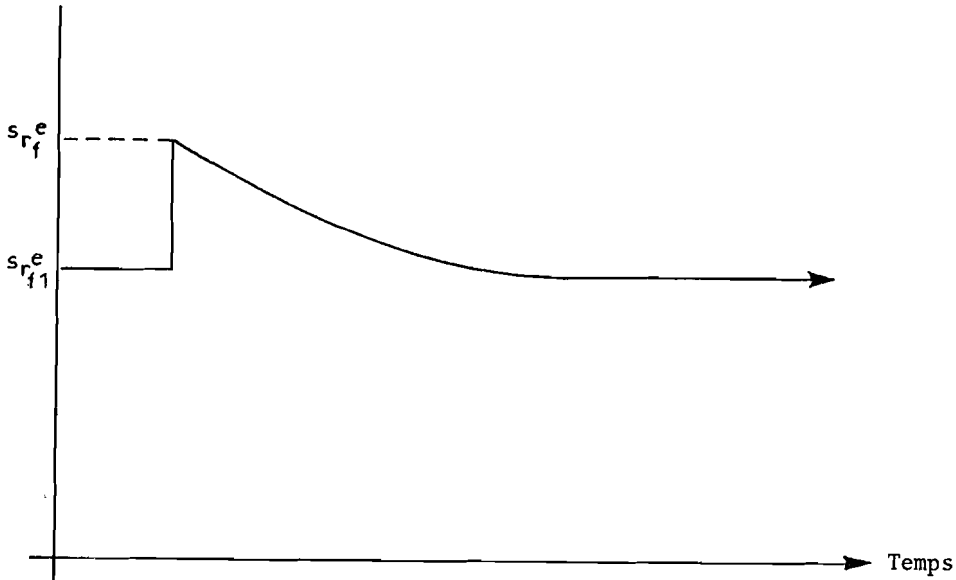
$$(18)^{\dagger} \quad d_{r_t}^e = \frac{h - a}{b - k} + (b - k)^{-1} \left\{ \sum_{i=0}^{\infty} (b(1-\gamma)^i \gamma^{-k(1-\delta)^i} \delta) \pi_{t-i}^a \right\}$$

$$- \sum_{i=0}^{\infty} (1 - \gamma)^i \gamma^{\pi} t_{-i}^a$$

Graphique 5
 VOIE CHRONOLOGIQUE DU TAUX RÉEL DU MARCHÉ
 OFFERT AUX EMPRUNTEURS



Graphique 6
 VOIE CHRONOLOGIQUE DU TAUX RÉEL DU MARCHÉ
 OFFERTE AUX PRÊTEURS



Nous avons également

$$(19)^\dagger \quad \lim_{t \rightarrow \infty} d_{r_t}^e = \frac{h - a}{b - k}$$

En vertu de l'hypothèse¹³ selon laquelle $\gamma > \delta$, l'équation (18)[†] démontre qu'il se produit une compensation temporaire entre l'inflation et le taux réel d'intérêt ex-ante, pour les emprunteurs. Si les autorités se préoccupent du taux

¹³ Il s'agit ici de l'hypothèse sur les attentes asymétriques Fisher - Friedman. Cette asymétrie dans la formation des prévisions conjecturales des prix peut être expliquée par le fait que les emprunteurs soient fréquemment des

réel du crédit imposé aux emprunteurs, il s'ensuit que $s_{r_t}^e$ symbolise le taux approprié à étudier.

Le taux d'intérêt ex-ante aux prêteurs augmente et s'exprime comme suit:

$$(20)^\dagger \quad s_{r_t}^e = i_t' - s_{\pi_t}^e ,$$

$$(21)^\dagger \quad s_{r_t}^e = \frac{h - a}{b - k} + (b - k)^{-1} \{ \sum b(1-\gamma)^i \gamma - k(1-\delta) \delta \pi_{t-i}^a \} \\ - \sum_{i=0}^{\infty} (1-\delta) \delta \pi_{t-i}^a ,$$

où

$$(22)^\dagger \quad \lim_{t \rightarrow \infty} s_{r_t}^e = \frac{b - a}{h - k} .$$

A défaut d'équilibre à régime permanent, le taux réel d'intérêt projeté des prêteurs est supérieur à sa valeur d'équilibre (voir graphique 6). D'après les équations (18)[†] et (21)[†], nous pouvons voir que, à brève échéance, le taux réel d'intérêt projeté prévu par les prêteurs monte et celui

13 (suite)

entreprises commerciales qui doivent prédire un moins grand nombre de prix que les premiers épargnants. Fisher raisonnait comme suit:

" ... en général, les emprunteurs font de meilleures prédictions que les prêteurs. De nos jours, les gros emprunteurs ne sont pas, comme on l'imagine souvent, de pauvres ignorants mais des gens alertes, bien renseignés et riches. Ces gens-là ont pour rôle de voir loin et il s'ensuit qu'ils prévoient une hausse ou une baisse des prix plus rapidement que les prêteurs ou les détenteurs d'obligations qui ne sont que des commanditaires de l'affaire ... La conséquence est donc une inflation de prêts stimulée des deux côtés du marché."

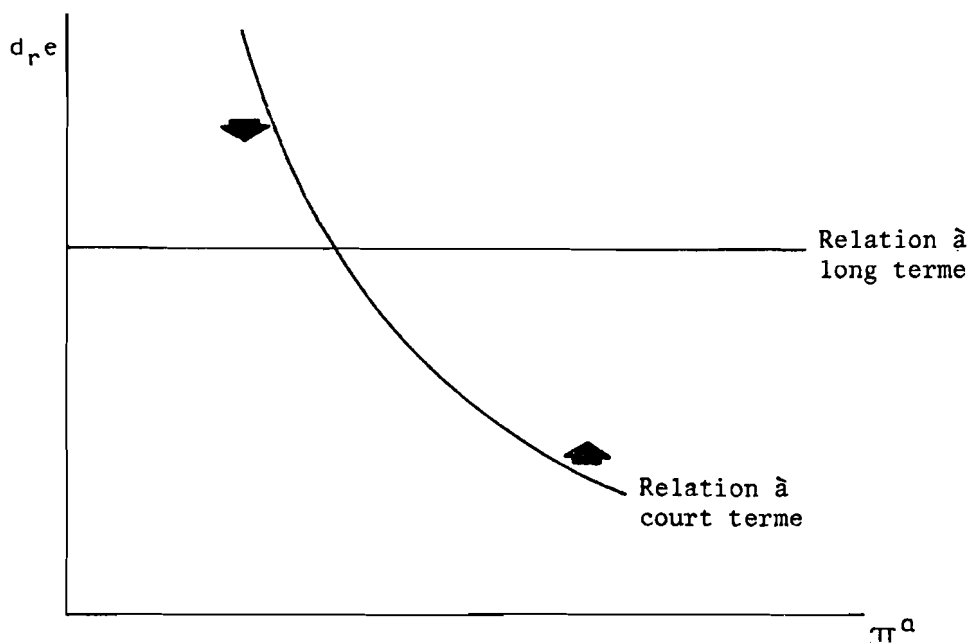
Irving Fisher, Elementary Principles of Economics, New York, Macmillan, 1911, pp. 362-363

qui est prévu par les emprunteurs baisse. Par conséquent, le volume réel des contrats de prêts est, à brève échéance, supérieur à sa valeur d'équilibre. Il est aussi clair que l'expression "taux réel d'intérêt" n'a pas de signification ambiguë à défaut d'équilibre à régime permanent.

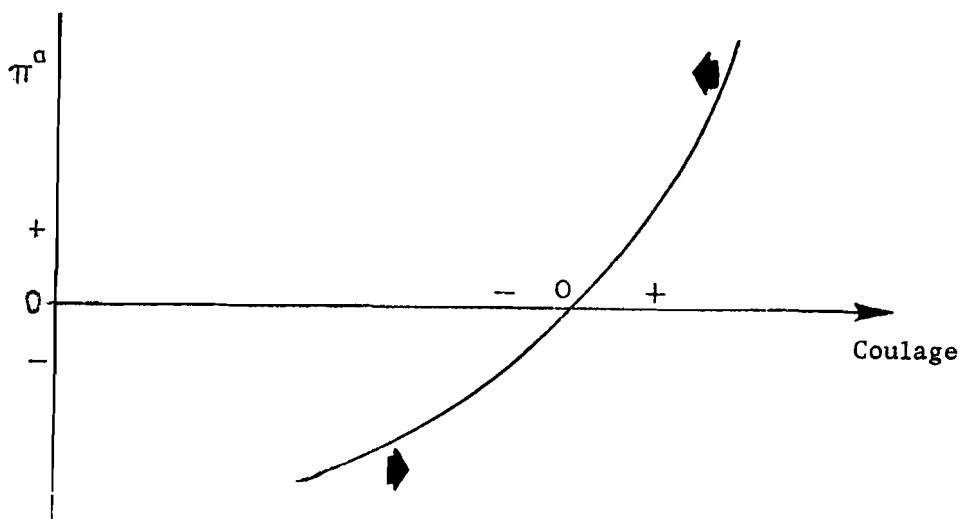
La volume réel des contrats de prêts dépasse, à brève échéance, sa valeur d'équilibre à longue échéance (voir graphique 8). Cet effet à brève échéance est dû à des attentes asymétriques et peut être appelé "coulage". Il ne s'agit pas du même phénomène que l'effet de transfert mentionné précédemment. Cet effet se produit en raison du déséquilibre passé alors que le "coulage" est un changement dans la position d'équilibre temporaire, occasionné par les attentes asymétriques. Le "coulage" aboutit à un changement de la position réelle d'équilibre ex-ante et produit donc des effets réels (en plus des effets de distribution).

Graphique 7

COMPENSATION À COURT TERME ET À LONG
TERME ENTRE LES RÉDUCTIONS DU TAUX RÉEL AUX
EMPRUNTEURS ET L'INFLATION



Graphique 8
 COMPENSATION À COURT TERME
 ENTRE LE COULAGE DES FONDS
 ET L'INFLATION



Supposons que, une fois la période écoulée, les emprunteurs dédommagent les prêteurs pour la baisse de la valeur réelle des paiements de capital et d'intérêt. Dans ces conditions, l'inflation produirait toujours un effet réel temporaire. Bien que le dédommagement élimine l'effet de transfert, il n'élimine pas l'effet de coulage. Si la compensation rétroactive se généralisait, nous devrions modifier le modèle.

On peut déterminer le volume réel du crédit consenti à n'importe quel moment en insérant la valeur de i_t' , soit dans l'une soit dans l'autre des équations (1)[†] et (2)[†], ce qui donne :

$$(23)^{\dagger} \quad \lambda_t' = (b - k)^{-1} \{bh - ak + bk \cdot (d_{\pi}^e - s_{\pi}^e)\}$$

A longue échéance, le volume en question n'est pas affecté, puisque:

$$(24)^\dagger \quad \lim_{t \rightarrow \infty} \lambda'_t = \frac{bh - ak}{b - k} .$$

La quantité de coulage survenant lors de chaque période s'exprime ainsi:

$$(25)^\dagger \quad \beta_t = \lambda'_t - \lambda_t^* ,$$

$$(26)^\dagger \quad \beta_t = (b - k)^{-1} \Sigma \{ (1-\gamma)^i \gamma - (1-\delta)^i \delta \} \pi_{t-i}^a .$$

D'après l'équation (26)[†], il est aussi évident que la quantité de coulage survenant lors de chaque période est délimitée non seulement par les coefficients des probabilités mais aussi par l'élasticité de la demande et de l'offre de crédit en fonction du taux d'intérêt. L'augmentation totale cumulative du montant de crédit coulé au cours d'une période d'une durée donnée (a,b) est exprimée par la formule:

$$(28)^\dagger \quad CB_t = \int_a^b B(z) dz .$$

Quant à savoir si l'inflation occasionne une augmentation ou une diminution temporaire dans le volume du crédit réel, cela dépend de la possibilité que $\gamma < \delta$. Si $\delta > \gamma$, à brève échéance, l'effet de l'inflation consiste à retirer du crédit du marché et à hausser le taux réel ex-ante aux emprunteurs.

Le taux réel d'intérêt rétroactif se calcule facilement à partir de l'équation (8)[†]. Le parcours de ce taux est influencé par l'asymétrie des attentes étant donné que le taux nominal de compensation du marché est affecté. De plus, l'importance et la nature de l'effet de transfert rétroactif sont modifiés.

Un certain nombre de raisons nous poussent à nous méfier d'une application au monde réel du modèle ci-dessus: entre autre, notre négligence à tenir compte des effets du coulage sur les véritables déterminants du système. Si le montant du coulage est mesurable, on pourrait s'attendre à ce que l'importance du capital social soit différente de ce qu'elle

aurait pu être normalement, ce qui occasionnera à son tour un effet sur le taux réel d'intérêt. Si le cas se présentait, l'inflation produirait des effets réels, ne serait-ce qu'à longue échéance. Quoi qu'il en soit, nous négligeons de tenir compte des effets de ce genre.

Le coulage et la courbe de Phillips

Nous négligerons dans cette partie de tenir compte de l'impact direct de la masse monétaire sur le marché du crédit et des effets de transfert d'une inflation imparfaitement prévue. L'analyse se concentrera uniquement sur le concept de coulage.

Le modèle du coulage est analogue dans sa forme à l'explication, donnée par Friedman, de la courbe de Phillips¹⁴. Les conditions requises pour engendrer une courbe Phillips de courte durée sont précisément les mêmes que celles requises pour engendrer du coulage. L'analyse dépend en majeure partie des points de vue selon que les fournisseurs de financement sont moins sensibles aux taux d'inflation ou qu'ils s'y adaptent moins rapidement que les acquéreurs de financement. Ni dans un cas, ni dans l'autre, il n'existe de compensation à longue échéance entre l'inflation et les effets réels.

Le modèle du coulage et l'analyse de Friedman de la courbe Phillips de courte portée ont tous deux une propriété intéressante, à savoir que si les fournisseurs de financement s'adaptaient à l'inflation plus rapidement que les acquéreurs de financement, les effets réels se produiraient en direction opposées. D'après cette série de conditions, la courbe de Phillips est inclinée positivement et le coulage est négatif.

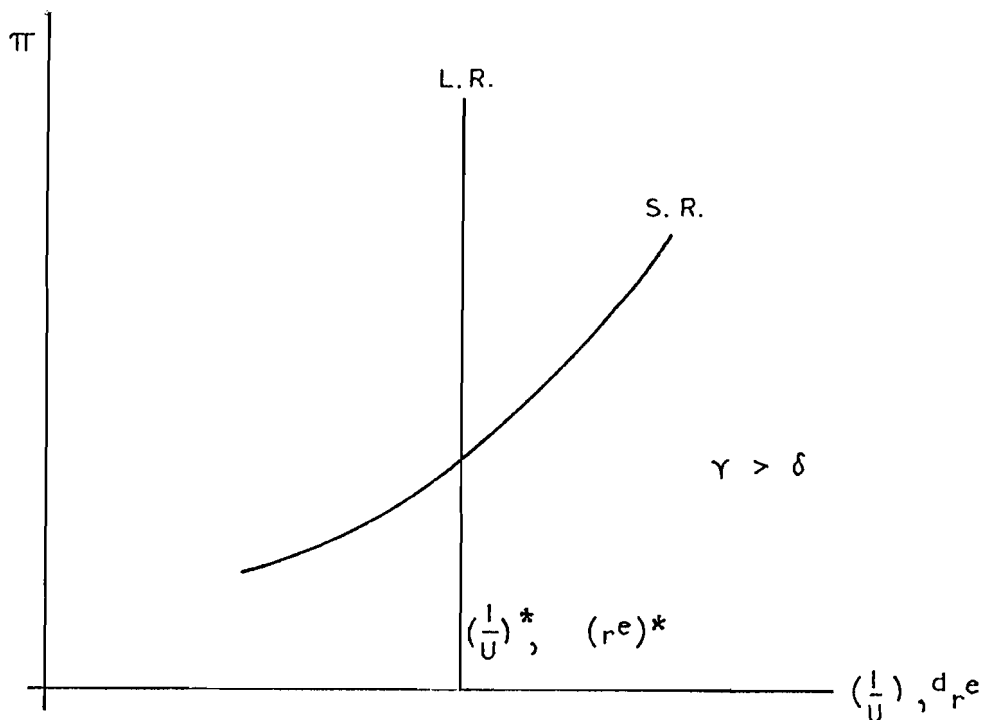
Sur le graphique 9, nous supposons que les fournisseurs de financement sont moins sensibles que les acquéreurs de financement et, nous obtenons ainsi les résultats trouvés par Friedman. L'abscisse du graphique 9 mesure soit l'inverse du taux de chômage, soit le taux réel (ex-ante)

¹⁴ M. Friedman, op. cit.

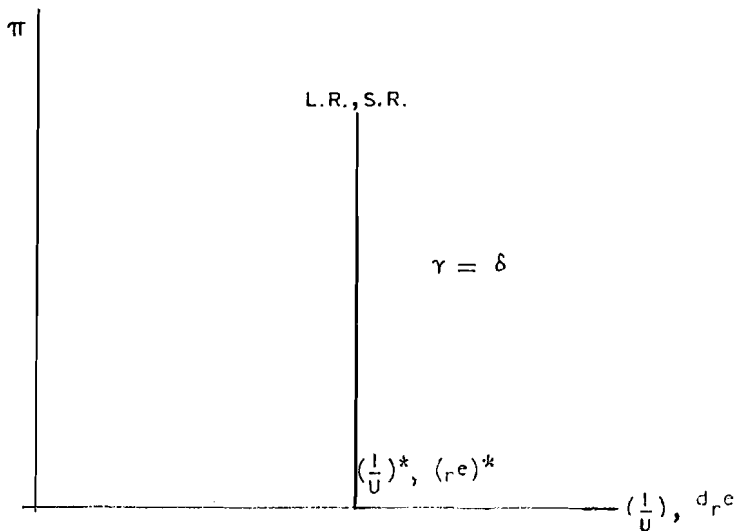
d'intérêt exigé des emprunteurs. A brève échéance, ces deux variables peuvent être affectées par le taux d'inflation. Lorsque survient l'ajustement total, il n'y a pas de compensation. Si les fournisseurs et les acquéreurs de financement s'ajustent au taux d'inflation à la même vitesse, il n'y a ni compensation à brève échéance, ni compensation à longue échéance; c'est ce qu'illustre le graphique 10. Si les fournisseurs s'ajustent à l'inflation à un rythme plus rapide que les acquéreurs, l'effet de l'inflation à courte échéance consistera à hausser plutôt qu'à réduire le niveau du chômage et à augmenter le taux réel d'intérêt ex-ante exigé des emprunteurs. Le graphique 11 illustre cette situation.

Graphique 9

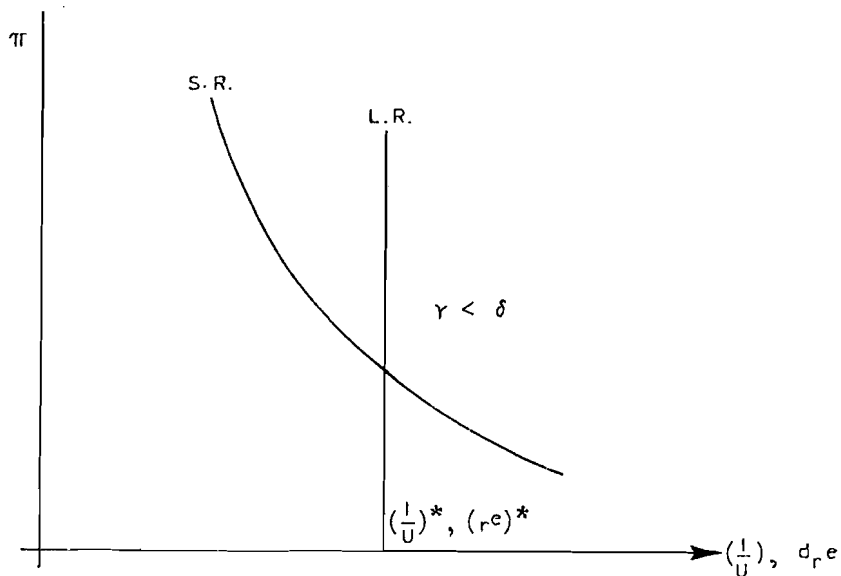
COMPENSATION À COURT TERME ET À LONG
TERME ENTRE L'INFLATION ET LES EFFETS RÉELS



Graphique 10
 COMPENSATION À COURT TERME ET À LONG TERME
 ENTRE L'INFLATION ET LES EFFETS RÉELS



Graphique 11
 COMPENSATION À COURT TERME ET À LONG TERME
 ENTRE L'INFLATION ET LES EFFETS RÉELS



Le modèle fisherien de la monnaie et du crédit

Comme nous l'avons déjà dit, Fisher ne tenait pas compte du rapport direct entre la masse monétaire, ou son taux d'accroissement, et le marché des capitaux. Selon l'analyse de Fisher, le rôle de la monnaie consiste à déterminer le niveau des prix et son taux de variation. L'introduction de la monnaie, à la mode de Fisher, dans le modèle précédemment étudié, ne modifie pas les conclusions. Le système fisherien est récurrent en bloc. Le taux de variation de la masse monétaire détermine le taux d'augmentation du niveau des prix. Ce dernier taux crée des attentes inflationnistes qui, à leur tour, affectent le taux nominal d'intérêt grâce à leur impact sur l'offre et la demande de crédit.

Le modèle Wicksell - Ohlin

Le système de Wicksell-Ohlin diffère principalement de celui de Fisher par sa non-réurrence. Les variations de la masse monétaire influencent directement le volume du crédit réel consenti. Les changements du niveau global des prix sont une conséquence du déséquilibre dans le marché des biens alors que les changements du taux d'intérêt proviennent du déséquilibre dans le marché des capitaux.

Selon l'analyse de Wicksell, cependant, le déséquilibre du marché des biens (excédent d'offre ou de demande globale) est provoqué par les effets de la monnaie sur le marché du crédit. Notamment, l'augmentation de masse monétaire a pour effet d'accroître l'offre de fonds à prêter et occasionne ainsi la création d'une demande globale excédentaire. Cependant, Wicksell était toujours un théoricien des quantités, et son système peut être assimilé à une tentative visant à décrire comment les variations de la masse monétaire affectent le niveau des prix¹⁵.

Une version simple du modèle Wicksell-Ohlin peut être formulée ainsi:

¹⁵ Voir chapitre un.

$$(1)^{++} \quad d_t = a + b(i_t - \pi_t^e)$$

$$(2)^{++} \quad s_t = h + k(i_t - \pi_t^e) + \left[\frac{\Delta M}{P} \right]_t$$

$$(3)^{++} \quad d_t = s_t + \left[\frac{\Delta M}{P} \right]_t$$

$$(4)^{++} \quad \pi_t^e = \Sigma (1-\lambda)^i \lambda \pi_{t-i}^a$$

$$(5)^{++} \quad r_t^e = i_t' - \pi_t^e$$

$$(6)^{++} \quad r_t^a = i_t' - \pi_t^a$$

$$(7)^{++} \quad \pi_t^e = \pi_t^a$$

$$(8)^{++} \quad \pi_t^a = f \left[\frac{\Delta M}{P} \right]_t \quad 16.$$

Nous n'étudions ici que le cas des attentes symétriques. L'apport d'attentes asymétriques changerait les résultats, mais sans détours. La nature endogène de l'inflation et l'effet direct provoqué sur le marché des crédits par les additions à la masse monétaire représentent les modifications essentielles apportées à ce modèle¹⁷.

¹⁶ En supposant que V et y soient constants, il s'ensuit que $M_1^v = p_1 y$, $M_2^v = p_2 y$ et

$$\frac{M_2 - M_1}{p_1} = v \cdot \frac{p_2 - p_1}{p_1} \cdot y \quad \text{Donc, } \pi_t^a = f \left[\frac{\Delta M}{P} \right]_t \quad .$$

¹⁷ Nous n'avons tenu compte que de la pression inflationniste provenant des augmentations de la masse monétaire. L'élimination de cette restriction complique l'analyse dans des proportions considérables.

Etudions maintenant le résultat de l'augmentation périodique de la masse monétaire par le même montant nominal. La fonction de la masse monétaire, ajoutée au système des huit équations, s'exprime ainsi:

$$(9)^{++} \quad \Delta M_t^S = \overline{\Delta M} \quad t = 1 \dots \infty.$$

A mesure que le niveau des prix augmente, il y a une baisse de l'addition nette à la masse de crédit au cours de chaque période, ce qui, en retour exerce moins de pression sur le niveau des prix. Nous avons en effet:

$$(10)^{++} \quad \lim_{t \rightarrow \infty} \frac{\Delta M}{p_t} = 0,$$

$$(11)^{++} \quad \lim_{t \rightarrow \infty} \pi_t^a = 0.$$

A longue échéance, le taux nominal d'intérêt retourne à son initial. A n'importe quel moment t , ce taux nominal s'exprime ainsi:

$$(12)^{++} \quad i_t' = (b - k)^{-1} \left\{ (h-a) - \left[\frac{\Delta M}{p} \right]_t \right\}$$

$$(13)^{++} \quad \lim_{t \rightarrow \infty} i_t' = \frac{h - a}{b - k} \quad .$$

L'augmentation de la masse monétaire occasionne des épargnes forcées d'un montant de $\left[\frac{\Delta M}{p} \right]_t$ au cours de chaque période. Ce montant s'amenuise dans le temps et s'approche de zéro à la limite. La notion d'épargnes forcées est conceptuellement distincte de l'effet de transfert et du coulage. Les épargnes forcées surgissent en raison de la possibilité qu'ont les autorités d'augmenter la masse de crédit en imprimant des nouveaux billets. Le coulage provient des vitesses différentes de réaction à l'inflation, de la part des participants au marché des capitaux. Les effets de transfert sont dûs à la différence entre les positions d'équilibre ex-ante et ex-post.

La dynamique à brève échéance de ce modèle se prête facilement à l'étude, mais nous ne nous en occuperons pas. Il faut souligner cependant que, en règle générale, le taux nominal d'intérêt ne dépassera pas le taux réel d'équilibre par le taux de l'inflation en voie d'équilibre à longue échéance. S'il en était ainsi, ce serait dû à un accident.

Envisageons maintenant une situation où les autorités monétaires augmenteraient la masse monétaire à un taux de pourcentage constant, de sorte que $\left[\frac{\Delta M}{P} \right]_t$ soit constant pour

tous les t . La fonction représentant la masse monétaire sera modifiée comme suit:

$$(14)^{++} \left[\frac{\dot{M}}{M} \right]_t^s = c.$$

D'après l'équation (8)⁺⁺, le taux d'inflation restera constant à $\bar{\pi}^a$. Nous n'étudierons que la solution de l'état constant. D'après l'équation (4)⁺⁺, le taux probable de l'inflation est également constant et égal à

$\bar{\pi}^a$. ($\pi_t^e = \bar{\pi}_t^a$, pour tous les t) une fois que l'ajustement total se sera produit.

Le taux nominal d'intérêt pour la compensation du marché, soit i_t^* , s'exprime comme suit:

$$(15)^{++} i_t^* = \frac{h - c - a}{b - k} + \pi$$

Le taux nominal d'intérêt ne dépasse pas simplement le taux réel naturel, lors d'un équilibre à régime permanent, par le taux d'inflation; voir le graphique 12.

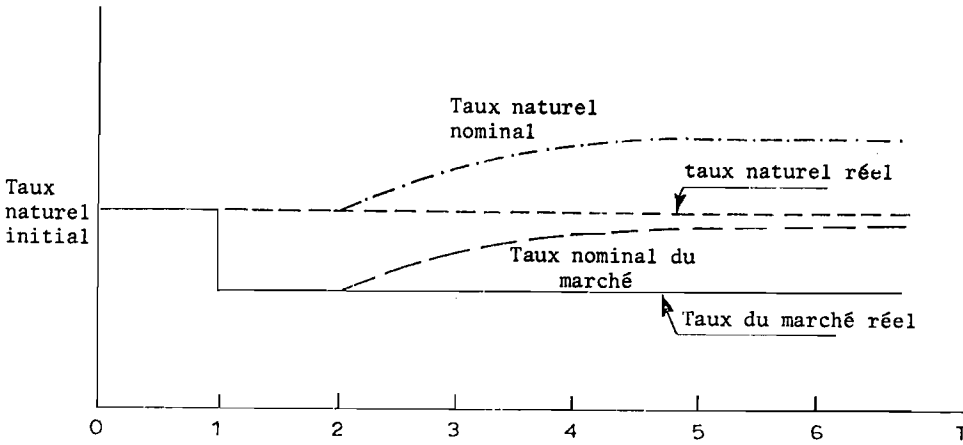
$$(16)^{++} r_t^e = \frac{h - c - a}{b - k} .$$

On peut obtenir des résultats semblables pour le taux réel ex-post. Sur la voie de l'équilibre, le taux nominal ne dépassera qu'accidentellement l'ancien taux réel par le taux probable de l'inflation.

L'aspect intéressant de ce modèle est de démontrer que, contrairement aux affirmations de Friedman, l'addition des "rides fisheriennes" au modèle Wicksell ne laisse pas entendre que les autorités ne peuvent que temporairement influencer le taux réel d'intérêt¹⁸.

Graphique 12

EFFET D'UN ACCROISSEMENT CONTINU DES
SOLDES RÉELS DU MODÈLE WICKSELL INCORPORANT DES
CONJECTURES DE PRIX SYMÉTRIQUES



¹⁸ Friedman, op. cit., p. 101.

chapitre cinq

TESTS EMPIRIQUES DES RÉACTIONS DES EMPRUNTEURS ET DES PRÊTEURS FACE À L'INFLATION

Pourquoi les taux d'intérêt s'accroissent-ils au cours d'une période d'inflation?. On prétend généralement que les prêteurs et les emprunteurs réagissent à l'inflation de telle sorte que les taux d'intérêt sont poussés à la hausse.

En effet, la cause fondamentale de la hausse si prononcée des taux d'intérêt et de la chute non moins sensible des cours des obligations, c'est le sentiment, partagé à la fois par les prêteurs et les emprunteurs, que la monnaie va continuer à se déprécier sensiblement¹.

En dépit des décisions politiques prises sur la foi de cette allégation, et malgré celle-ci, la validité de cette proposition n'a guère fait l'objet d'études empiriques. L'étude empirique, décrite ci-dessus, a été conçue pour recueillir certaines données préliminaires au sujet du comportement des prêteurs et des emprunteurs dans une conjoncture d'inflation.

¹Banque du Canada: Rapport annuel 1968, Ottawa, 1968, p. 7.

Au chapitre quatre, nous avons souligné que l'hypothèse Fisher - Friedman sur les attentes asymétriques nous laisse entendre que les emprunteurs s'adaptent à l'inflation à un rythme plus accéléré que les prêteurs. En conséquence, le taux réel projeté consenti aux emprunteurs s'abaisse et le volume du crédit réel augmente à court terme. Un second objectif poursuivi par notre travail est de recueillir certaines données préliminaires au sujet de l'hypothèse des attentes asymétriques Fisher - Friedman. Nous négligeons de tenir compte des problèmes soulevés par les effets de transfert et l'austérité forcée.

Notre modèle prend pour acquis que les taux d'intérêt se déterminent par l'offre et la demande de dettes plutôt que par la préférence envers la liquidité. Il suppose que l'inflation est exogène par rapport au marché des crédits, que les variables typiques du secteur réel, telles que: revenu, épargne, investissement et richesse sont exogènes par rapport au secteur financier. Cette hypothèse nous paraît logique puisque la plupart des modèles économiques nous suggèrent jusqu'ici que, dans la mesure où le secteur financier produit des impacts sur le secteur réel, ces impacts se produisent avec des décalages substantiels. En se servant de données trimestrielles, cette hypothèse nous apparaît plus solide. En raison de certaines limitations, nous nous sommes servi des données relatives à la période de 1962 à 1970 inclusivement.

Nous ne devons pas perdre de vue la finalité du modèle présenté ci-dessous - à savoir, de vérifier l'effet de l'inflation sur le comportement des emprunteurs et des prêteurs. Cela veut dire que nous nous sommes intéressés avant tout aux échanges tels que la demande de prêts, la demande de divers actifs d'ordre financier, etc. Nous n'avons pas essayé de spécifier ni d'estimer un sous-modèle entièrement financier. Nous n'avons pas étudié le comportement des institutions financières. Nous nous sommes concentrés plutôt sur les derniers emprunteurs et les derniers prêteurs. Cette démarche semble logique dans le contexte présent car nous supposons que la pression à la hausse, exercée sur les taux d'intérêt et due à l'inflation, résulte des réactions des premiers emprunteurs et des premiers prêteurs. Dans le cas des institutions financières, les deux volets du bilan sont rédigés en termes nominaux et ainsi - du moins, à première approximation - nous pouvons supposer que leur comportement est passif.

Les rendements nominaux des revenus financiers sont déterminés de façon à compenser les marchés des crédits financiers. Nous supposons que les portefeuilles des crédits peuvent être ajustés assez facilement et assez rapidement, la plus grande partie de l'ajustement se produisant au cours d'un trimestre. Ainsi, nous n'utilisons pas le modèle d'ajustement des actions pour décrire le comportement des portefeuilles.

Equations généralisées sur les premiers
emprunteurs et les premiers prêteurs

Nous nous intéressons d'abord à la dérivation des équations de l'offre et de la demande du modèle, en étudiant le cas des derniers prêteurs et emprunteurs. Pour ce faire, nous devons spécifier les fonctions de la demande à l'égard des divers actifs financiers. Supposons qu'il y ait N actifs financiers entre lesquels les individus répartissent leur richesse. Pour tout actif financier S^j , on prétend que la demande dépend d'un vecteur d'intérêt sur différents actifs financiers, accessible aux derniers prêteurs, du taux probable de l'inflation (s_{π^e}) et du revenu et de la richesse ou des deux.

La fonction de la demande pour le j^{ème} titre peut se rédiger comme suit:

$$(1) \quad S^j = S^j(i_1 \dots i_j \dots i_N, s_{\pi^e}, W) \quad j = 1 \dots N,$$

où existent un nombre N des équations ci-dessus. A priori, les caractéristiques suivantes des signes des dérivées partielles sont anticipées.

$$(2) \quad \frac{\partial S^j}{\partial i_j} > 0$$

$$(3) \quad \frac{\partial S^j}{\partial i_k} \leq 0 \quad \text{pour } k \neq j$$

$$(4) \quad \frac{\partial S^j}{\partial s_{\pi^e}} \leq 0$$

$$(5) \quad \frac{\partial S^j}{\partial W} \geq 0$$

L'équation (2) indique qu'une hausse du taux propre d'un titre, ceteris partibus, augmente la demande pour ce titre. La condition (3) indique qu'une hausse dans le taux d'un titre de rechange réduit la demande pour le titre particulier en cause. Ceteris partibus, une hausse pressentie du taux de l'inflation abaisse la demande pour tout titre financier donné. La condition (5) implique qu'il n'y a pas de titres de qualité inférieure.

Le comportement du premier emprunteur peut être décrit par une série semblable d'équations. La fonction de la demande pour la j^{ème} forme de financement de prêt peut être décrite comme suit:

$$(6) \quad d^j = d^j(\rho_1 \dots \rho_j \dots \rho_N, d_{\pi}^e, x), \quad j = 1 \dots N$$

où $\langle \rho \rangle$ représente un vecteur de taux d'emprunts, d_{π}^e le taux d'inflation prévu par les emprunteurs et x représente un vecteur d'autres variables (telles que l'endettement total) que peuvent affecter la demande de fonds.

A priori, nous anticipons les signes suivants sur les dérivées partielles:

$$(7) \quad \frac{\partial d^j}{\partial \rho_j} < 0$$

$$(8) \quad \frac{\partial d^j}{\partial \rho_k} \geq 0 \quad k \neq j$$

$$(9) \quad \frac{\partial d^j}{\partial d_{\pi}^e} \geq 0$$

Si x représente l'endettement total, nous prévoyons que

$$(10) \quad \frac{\partial d^j}{\partial x} \geq 0$$

Si tout le financement se fait directement ou si la compétition pure règne parmi les intermédiaires dans ce domaine, nous avons:

$$(11) \quad i_j = \rho_j \quad \text{pour } j = 1 \dots N.$$

Ainsi le modèle déterminerait N quantités et N taux nominaux d'intérêts.

Dans n'importe quel sous-marché, le taux nominal d'intérêt est censé s'ajuster (même à court terme) jusqu'à ce que le marché soit compensé. A n'importe quel moment dans le temps, le taux réel à l'intérieur de ce marché peut être différent pour les prêteurs et les emprunteurs. Les conditions d'une telle éventualité ont été étudiées au chapitre quatre.

Si une compétition parfaite ne règne pas parmi les institutions financières, les taux figurant aux deux côtés du bilan (le taux d'ENTREE " i_j " et le taux de SORTIE " ρ_j ") peuvent être reliés par une condition simple telle que celle-ci:

$$(12) \quad \rho_j = k i_j$$

où $k = 1 + \theta$ et θ est un facteur de taux de marge. On pourrait se servir d'un bon nombre d'autres possibilités pour relier les taux payés par les emprunteurs aux taux reçus par les prêteurs.

Il n'existe pas de limite de richesse convenue pour les derniers emprunteurs, contrairement au cas des derniers prêteurs. Il semble logique, cependant, de considérer la dette totale comme analogue à la limite de richesse. De plus, un certain nombre d'autres variables du secteur réel peuvent intervenir dans la demande pour les fonctions de crédit. Ces variables sont classées dans une classe à part dans le vecteur x et peuvent comprendre des variables telles que l'investissement, la valeur du capital social, etc.

Il n'est pas nécessaire que les équations estimées se plient aux limitations imposées à la composition des portefeuilles. Les données limitées ne nous permettent pas d'estimer les équations de la demande pour tous les articles

figurant au portefeuille. Lorsque nous estimons un nombre réduit d'équations, il n'est pas clair que l'imposition des limitations à la composition du portefeuille est plus souhaitable que la non imposition de ces limitations. Nous adoptons ainsi la position pragmatique selon laquelle les actifs financiers pour lesquels nous n'estimons pas les équations de la demande représentent des articles - amortisseurs dans le portefeuille.

Représentation empirique des prévisions conjecturales des prix

On encourt une difficulté majeure, dans l'analyse des réactions des emprunteurs et des prêteurs aux attentes inflationnistes, de ce que l'on ne peut les observer directement. C'est pourquoi nous avons adopté des méthodes indirectes pour mesurer les prévisions conjecturales des prix, et parmi celles-ci, de supposer que les attentes inflationnistes sont basées sur l'expérience de l'inflation précédente. Cette méthode offre certains inconvénients que nous avons exposés au chapitre deux. Nous employons dans cette partie deux techniques différentes pour représenter la dépendance des attentes inflationnistes à l'égard du comportement passé. Nous exposerons ci-dessous les techniques en question ainsi que les répercussions provoquées par le recours à ces techniques dans une tentative de vérification de l'hypothèse de Fisher et des attentes asymétriques Fisher-Friedman.

Pour les besoins de la démonstration, étudions l'équation suivante sur la demande d'actifs:

$$(13) \quad S_t = a + br_t^e + f(x)$$

S_t symbolise le montant réel d'un actif particulier (offre de crédit), r^e le taux réel d'intérêt que les détenteurs du portefeuille s'attendent à recevoir s'ils détiennent l'actif S et $f(x)$ résume un certain nombre d'autres influences s'exerçant sur la demande de S . Une forme simplifiée de l'équation (13) se présente comme suit:

$$(14) \quad S_t = a + br_t^e$$

Le taux réel d'intérêt que les détenteurs d'un actif financier s'attendent à encaisser se définit comme le taux nominal, déduction faite de l'inflation prévue par les premiers prêteurs. La fonction de la demande pour S peut s'exprimer comme suit:

$$(15) \quad S_t = a + b(i_t - c\pi_t^e) \quad \text{ou}$$

$$(16) \quad S_t = a + bi_t - d\pi_t^e$$

Ce qui permet de faire un test de l'hypothèse de Fisher, puisqu'on peut obtenir une estimation de "c" en divisant le coefficient du taux probable d'inflation par le coefficient du taux d'intérêt. Nous n'effectuons pas directement de tests hypothétiques sur "c", étant donné la complexité de la théorie de distribution qu'il faudrait appliquer. Nous vérifions plutôt l'hypothèse de Fisher en comparant le coefficient de la variable du taux d'intérêt au coefficient de la variable du taux probable des variations de prix³.

Nous étudions ensuite l'effet qui se produit lorsqu'on se sert de différentes procédures de décalage en vue de vérifier l'hypothèse de Fisher et celle de Fisher-Friedman sur les attentes asymétriques.

En supposant que les attentes inflationnistes soient basées sur les valeurs passées du taux d'inflation et en nous servant de l'équation (16) nous obtenons:

$$(17) \quad S_t = a + bi_t - bc \sum_{i=0}^n \alpha_i \pi_{t-i}^a,$$

où π^a symbolise le taux effectif d'inflation. L'équation effective estimée se présente, cependant, sous la forme suivante:

$$(18) \quad S_t = a + bi_t - \sum_{i=0}^n w_i \pi_{t-i}^a.$$

³ Ainsi, si $c = 1$, nous trouvons $(d-b) = 0$. Si b et d ont des signes conformes à la théorie a priori, il s'ensuit que $(d-b) > 0$, si $c > 1$ alors que $(d-b) > 0$, si $1 > c > 0$.

Si la somme des coefficients de pondération ($\sum w_i$) n'est pas égale à zéro, une estimation de "c" peut être obtenue en divisant la somme des coefficients de pondération par le coefficient de la variable du taux d'intérêt (autrement dit, $c = \frac{\sum w_i}{b}$, en supposant que $\sum \alpha \neq 1$) ce qui nous permet de confirmer l'hypothèse de Fisher (c'est-à-dire que $c = 1$). On peut estimer le décalage réparti en se servant de la technique de décalage d'Almon. Pour nous servir de ce modèle, nous n'avons pas besoin d'adopter une théorie explicite sur les prévisions conjecturales des prix, autre que la notion selon laquelle les valeurs prévues de l'inflation dépendent de ce qui s'est produit dans le passé. Or, cette technique a produit des résultats médiocres et nous nous en sommes servis uniquement lors des travaux préliminaires d'exploration.

Alternativement, une structure géométrique de décalage peut être imposée. Si nous supposons que les prévisions conjecturales des prix sont formées à l'aide de la formule des attentes adaptatives, nous obtenons:

$$(19) \quad \pi_t^e = \pi_{t-1}^e + \lambda(\pi_t^a - \pi_{t-1}^e), \quad 0 < \lambda < 1,$$

où le coefficient des attentes adaptatives est λ . L'équation (19) peut alternativement s'exprimer comme suit:

$$(20) \quad \pi_t^e = \sum_{i=0}^{\infty} (1 - \lambda)^i \lambda \pi_{t-1}^a.$$

En substituant (20) à π_t^e dans (15) nous obtenons:

$$(21) \quad S_t = a + b i_t - bc \sum_{i=0}^{\infty} (1 - \lambda)^i \lambda \pi_{t-1}^a.$$

Nous procédons en réitérant λ sur l'intervalle (0,1). Une valeur de l'unité pour "c" pourrait être conforme à l'hypothèse de Fisher. Une valeur du coefficient des attentes adaptatives, (λ), plus grand pour les emprunteurs que pour les prêteurs, se conforme à l'hypothèse Fisher-Friedman sur les attentes asymétriques.

Nous pouvons forcer la somme des coefficients de pondération vers l'unité en divisant chaque coefficient de pondération par la somme. En utilisant cette méthode, nous obtenons:

$$(22) \quad \pi_t^e = \sum_{i=0}^n \left[\frac{(1-\lambda)^i \lambda}{(1-\lambda)^i \lambda} \right] \pi_{t-i}^a$$

En pratique, c'est cette dernière approche que nous avons adoptée⁴.

⁴ Une procédure de rechange, conforme à l'usage de la structure de décalage géométrique, consiste à estimer λ directement en nous servant de la transformation Koyck. Supposons que l'équation de la demande d'actif se présente comme suit:

(a) $S_t = a + br_t^e + dW_t$, où le taux réel probable se définit ainsi:

(b) $r_t^e = (i_t - c\pi_t^e)$. L'équation (c) décrit la formation des prévisions conjecturales des prix:

(c) $\pi_t^e = \pi_{t-1}^e + \lambda(\pi_t^a - \pi_{t-1}^e)$. A l'aide de la transformation Koyck, nous obtenons:

(d) $S_t = a\lambda + (1-\lambda)S_{t-1} + bi_t - b(1-\lambda)i_{t-1} + dW_t + d(1-\lambda)W_{t-1} - bc\lambda\pi_t$

A l'aide de l'équation (d), nous obtenons sept estimations de coefficients pour cinq paramètres séparés. Les estimations compatibles des paramètres peuvent être obtenues à l'aide d'un programme de régression non linéaire. L'avantage de cette méthode est de nous offrir un test explicite de l'hypothèse des attentes asymétriques. Nous n'avons pas suivi cette procédure, cependant, pour la raison contraignante que le programme de régression non linéaire dont nous disposons ne semblait pas fonctionner convenablement.

Une troisième possibilité nous est offerte en se servant du décalage arithmétique de Fisher. Le taux probable de l'inflation peut s'exprimer comme suit:

$$(23) \quad \pi_t^e = \sum_{i=0}^n \frac{n-i}{\frac{n(n+1)}{2}} \pi_{t-i}^a$$

En nous servant de l'équation (23), la somme des coefficients de pondération est limitée à ne s'élever qu'à l'unité. Dans le cas du décalage géométrique, le point extrême du décalage a été fixé à (t-48) et le rapport commun de la progression géométrique a été varié. A l'aide du décalage arithmétique, cependant, la différence commune de la progression arithmétique a été fixée à l'unité alors que la pointe extrême du décalage a été variée afin que l'on puisse obtenir des structures différentes de décalages. Avec la procédure de décalage arithmétique, la découverte de décalages moyens plus longs pour les prêteurs que pour les emprunteurs concorderait avec l'hypothèse des attentes asymétriques.

Les données

L'état actuel des données financières ne permet pas d'estimer un modèle détaillé d'équilibre de portefeuille pour les épargnants et les premiers emprunteurs. En effet, il se pose plusieurs difficultés à ce sujet. Un problème très évident ressort de ce que les données financières ne sont pas rassemblées en vue de déterminer le comportement des derniers prêteurs et emprunteurs. Les données sur les actifs financiers détenus par les derniers prêteurs sont loin d'être complètes. On ne dispose pas de mesure appropriée de la richesse financière pour s'en servir comme une limitation des équations des premiers prêteurs. C'est pourquoi nous nous sommes servis des données sur le PNB réel⁵.

⁵ Nous avons essayé de représenter la richesse par le revenu permanent. Comme nous obtenions des ajustements plus médiocres, nous avons retenu le PNB.

Un autre problème apparaît parce que les données sur le taux d'intérêt pour l'actif détenu par les derniers prêteurs ne sont pas complètes. Une omission saute aux yeux: l'absence d'une série sur les rendements jusqu'à l'échéance des obligations d'épargne du Canada.

Afin d'éliminer les difficultés soulevées par les données sur les quantités financières pour les derniers prêteurs, il est possible de refaire le modèle sous la forme de la différence de premier ordre et à se servir des données provenant des comptes de flux financiers. Trois raisons nous ont poussés à ne pas adopter cette méthode. D'abord: il y a le problème du manque d'information sur les taux de rendement applicables. Ensuite: les comptes des flux financiers sont constamment soumis à des révisions importantes; c'est pourquoi, il est possible d'y trouver un problème "d'erreur des variables", d'une importance indéterminée⁶. Enfin: les travaux de recherche économétrique, basés sur les comptes des flux financiers, ne nous ont pas donné satisfaction.

Du côté des emprunteurs, les données posent des difficultés semblables, notamment en ce qui concerne les taux d'intérêt payés par les premiers emprunteurs au secteur des articles ménagers. Par ailleurs, il y a une certaine difficulté à trouver des mesures satisfaisantes de l'endettement financier total des différentes catégories des derniers emprunteurs. Le passif financier total des entreprises industrielles du Canada nous a servi à mesurer la dette financière du secteur commercial⁷. Quant au secteur des articles ménagers, c'est le total du crédit à la consommation en cours qui nous a permis de mesurer la dette financière des ménages, laquelle diffère de l'endettement total du secteur ménage où intervient en plus la dette hypothécaire.

Dans ce chapitre, les équations relatives aux premiers épargnants comprennent le total des épargnes personnelles déposées dans les banques à charte, les dépôts bloqués auprès des sociétés de fiducie et de prêts hypothécaires et

⁶ La difficulté principale provient de ce que les comptes du secteur ménage sont établis par la méthode résiduelle et représentent probablement les données les plus médiocres sur ces comptes.

⁷ Statistique Canada. No du cat. 61-003.

les certificats d'investissement et les dépôts à terme auprès de ces mêmes sociétés. La rareté des données ne nous a permis d'établir ni une ventilation plus poussée ni une estimation des fonctions s'appliquant à certains éléments de l'actif financier, tels que les obligations d'épargne du Canada que détiennent, bien entendu, les derniers prêteurs. Nous avons estimé un certain nombre d'autres équations sur les premiers épargnants en nous basant sur les données des comptes de flux financiers, mais les résultats nous ont paru d'une qualité douteuse et c'est pourquoi nous n'en ferons pas état.

Nous avons construit une série spéciale de taux d'intérêt pour les épargnes personnelles déposées dans les banques à charte. A la suite de la modification apportée en mai 1967 à la Loi sur les banques, les banques à charte offrent trois catégories de comptes d'épargnes personnelles. Nous avons pondérer l'intérêt payable dans chaque catégorie de dépôt par la portion des dépôts d'épargnes faisant partie de cette catégorie. Dans le cas des certificats de dépôts personnels, nous ne disposons ni d'une série publiée, ni d'une série non publiée, sur les taux d'intérêt. Nous nous sommes donc servis du taux d'intérêt payable sur des dépôts non personnels à terme et à préavis (dépôts au comptant des entreprises).

Les équations présentées ne comprennent que le taux propre d'intérêt sur la dette financière en cause. Nous avons négligé de tenir compte des effets de substitution parmi les éléments de l'actif financier ou parmi les différents éléments du passif financier.

Les équations estimées pour les premiers emprunteurs comprennent les obligations commerciales en circulation, les prêts des sociétés de financement et de prêts aux consommateurs, les prêts personnels auprès des banques à charte et les prêts commerciaux auprès de ces mêmes banques. Souvent, la série appropriée sur les taux d'intérêt était inexistante et nous avons dû nous servir d'un taux représentatif.

Les données trimestrielles sur les obligations commerciales en circulation ne sont pas publiées. Il existe, cependant, des données sur les inventaires d'obligations en circulation en fin d'année et des données trimestrielles sur les nouvelles émissions nettes.

On trouvera ci-dessous une liste des définitions des variables.

Liste des symboles utilisés

- S_1 = Epargnes personnelles déposées dans les banques à charte.
- S_2 = Dépôts bloqués auprès des sociétés de fiducie et de prêts hypothécaires.
- S_3 = Dépôts à terme et certificats de placement dans les sociétés de fiducie et de prêts hypothécaires.
- i_{s1} = Taux d'intérêt pondéré sur les dépôts d'épargnes personnelles.
- i_{s2} = Taux des comptes courants auprès des sociétés de fiducie.
- i_{s3} = Taux des certificats de placement de cinq ans dans les sociétés de fiducie.
- y = PNB en dollars constants.
- π^e = Moyenne pondérée des taux antérieurs d'inflation.
- d_1 = Total des obligations commerciales en circulation (payables en dollars canadiens et payables en dollars américains).
- d_2 = Emprunts des consommateurs auprès des sociétés de financement.
- d_3 = Emprunts commerciaux auprès des banques à charte.
- d_4 = Emprunts personnels auprès des banques à charte.
- i_{d1} = Rendement des obligations industrielles McLeod - Young - Weir.
- i_{d2} = Taux des papiers à 90 jours des sociétés de financement.
- $i_{d'2}$ = Taux des hypothèques classiques.
- i_{d3} = Taux d'escompte des banques à charte.
- D_1 = Passif financier des entreprises industrielles du Canada.
- D_2 = Encours total du crédit à la consommation.

Les équations que nous avons estimées pour les épargnants primaires se présentent sous la forme de:

$$(24) \quad S_j = a + bi_{sj} - d\pi^e + ey + u \quad ,$$

où S_j symbolise l'actif financier en question en termes réels, i_{sj} le taux nominal d'intérêt correspondant, π^e le taux probable des variations des prix (réduites à l'échelle de - 100) et y le produit national brut en dollars constants. A priori, il est probable que les signes suivants s'appliquent aux coefficients: $b > 0$, $d > 0$, $e > 0$, $c = 1$.

Les équations relatives aux premiers emprunteurs se présentent sous la forme:

$$(25) \quad d_j = a + bi_{dj} - d\pi^e + eD_k + u \quad ,$$

où d_j symbolise un passif financier exprimé en termes réels, i_{dj} le taux nominal d'intérêt applicable, π^e le taux probable des variations des prix (réduites à l'échelle de - 100) et D_k la variable applicable de l'endettement total. A priori, nous nous attendons au schéma de signes suivants:

$$b < 0, d < 0, e > 0, c = 1.$$

Les termes entre parenthèses placés sous les coefficients représentent des statistiques t . Le paramètre c s'obtient en divisant le coefficient du terme d'inflation par le coefficient du terme du taux d'intérêt. La statistique t figurant sous la valeur calculée de c représente un test de l'hypothèse $c = 1$ ⁸.

⁸ L'hypothèse soumise au test est $(b-d) = D$. La valeur de t est calculée comme suit:

$$t = \frac{(b - d)}{\hat{S} \sqrt{\mathbf{z}^T (\mathbf{X}^T \mathbf{X})^{-1} \mathbf{z}}}$$

avec $n-k$ degrés de liberté où $\mathbf{z} = (0, 1, -1, 0)$. Au niveau de signification de 0.05 et en nous servant d'un test à une phase, la valeur critique de t est de 1.694.

Nous avons d'abord estimé les équations des premiers prêteurs et des premiers emprunteurs à l'aide des moindres carrés ordinaires (MCO) et en employant tant des progressions arithmétiques que géométriques afin de représenter la structure des décalages. Etant donné que les taux d'intérêt sont exogènes, on ne peut légitimement se servir de la méthode des moindres carrés pour l'estimation. Ensuite nous avons estimé les équations par la méthode des moindres carrés à deux phases (MCDP)⁹.

Résultats empiriques: premiers prêteurs

Les tableaux (XV-a) à (XV-c) présentent les résultats obtenus à l'aide des moindres carrés ordinaires et des décalages arithmétiques Fisher quant aux premiers prêteurs. La colonne intitulée "durée du décalage" indique le nombre de termes d'inflation décalés inclus dans la régression. Par exemple, une durée de décalage de zéro ne comprend que la valeur contemporaine du taux des variations des prix, alors qu'une durée de décalage de cinq indique que l'on a inclus un total de six valeurs du taux des variations des prix.

Le tableau (XV-a) consigne les dépôts d'épargne personnelles. L'ajustement global de cette équation est tout à fait satisfaisant. Toutefois, il semble qu'il y ait un léger problème d'auto-corrélation positive. Les coefficients des taux d'intérêt comportent le signe voulu et sont uniformément significatifs¹⁰. Le coefficient du taux probable

⁹ Les variables actives supplémentaires utilisées à la première phase sont des variables que l'on peut logiquement considérer comme étant exogènes par rapport au secteur financier. Les variables utilisées représentaient: les dépenses autonomes (dépenses du gouvernement fédéral, exportations, investissements dans les installations et le matériel), les dépenses des consommateurs pour l'achat d'automobiles et d'autres biens durables, le taux d'escompte bancaire, les fluctuations de la circulation monétaire et le total des mises en chantier domiciliaires. Toutes les variables ont été exprimées en termes réels.

¹⁰ Pour un test bilatéral au seuil de signification de 0.05, le t critique est ± 2.038 .

d'inflation comporte le signe voulu pour tous les décalages à l'exception du décalage ayant la plus longue durée (quarante-huit trimestres). A l'exception du cas des quarante-huit décalages, le taux probable d'inflation a produit un coefficient qui était différent de zéro ou à peu près, de façon significative. Dans tous les cas, les données ont réfuté l'hypothèse de Fisher, à savoir que $c = 1$.

Malheureusement, les résultats ne font pas apparaître quelque raison valable de choisir une durée de décalage de préférence à une autre. En variant la durée du décalage, on obtient peu de répercussion sur l'ajustement de l'équation. Le terme de l'inflation atteint une signification maximum à la durée totale de cinq trimestres. Par ailleurs, c'est à une durée de décalage de vingt-trois trimestres que l'hypothèse de Fisher se rapproche le plus du point où elle ne peut être réfutée.

L'équation sur les comptes d'épargne bloqués produit un ajustement satisfaisant dans l'ensemble. Toutefois le degré d'autocorrélation semble y être sérieux. Tous les coefficients ont des signes qui sont compatibles à la théorie proposée. En règle générale, cependant, ni les coefficients du taux d'intérêt, ni les coefficients du terme de l'inflation probable ne sont significatifs. Dans le cas des quarante-huit décalages, le signe de coefficients s'est renversé et le résultat n'a pas été reporté au tableau (XV-b). L'estimation de points de c était réduite mais elle a augmenté à mesure que la durée du décalage augmentait.

Les données ne permettent pas de réfuter l'hypothèse selon laquelle $c = 1$. Nous devons souligner, cependant, que d'une part les valeurs de c sont plus proches de zéro que de l'unité; que d'autre part l'erreur type de (b-d) est suffisamment élevée pour que les données ne rejettent pas non plus l'hypothèse $c = 0$. Encore une fois, d'importants renseignements nous manquent sur la durée du décalage. Si nous choisissons la durée du décalage en nous basant sur l'équation qui produit la valeur la plus rapprochée de l'unité pour c , cette durée serait de vingt-trois trimestres ¹¹.

¹¹ La limitation du paramètre c afin qu'il soit égal à l'unité, (en supposant que les prêteurs et les emprunteurs finiront par s'adapter au taux d'inflation) laisse encore les statistiques sommaires relativement insensibles à la

Les résultats pour les dépôts à terme et les certificats de placement dans les sociétés de fiducie et de prêts hypothécaires figurent au tableau (XV-c). Ces équations ont un bon ajustement d'ensemble, mais il s'y manifeste une auto-corrélation positive. Le coefficient du taux probable d'inflation est constamment différent de zéro de façon significative. Dans le cas du décalage de quarante-huit trimestres, le coefficient de la variable du taux d'intérêt est différent de zéro de façon significative. La difficulté provient en partie de ce que les dépôts à terme et les certificats de placement dans les sociétés de fiducie et de prêts hypothécaires se composent de genres différents de dettes financières,¹² donc, que la variable du taux d'intérêt n'est pas tout à fait appropriée. Nous avons essayé certaines autres variantes qui n'ont pas modifié les résultats de façon substantielle. Les valeurs estimées pour c ont tendance à être excessivement élevées et dépassent généralement l'unité. Si nous choisissons la durée du décalage d'après la valeur de c la plus rapprochée de l'unité, c'est le décalage d'un trimestre que nous retiendrions.

Les tableaux (XV-a) à (XV-c) décrivent les résultats obtenus pour les premiers prêteurs à l'aide des moindres carrés ordinaires et des décalages géométriques.

Les résultats obtenus pour les dépôts d'épargne, figurant au tableau (XV-a) sont dans l'ensemble semblables aux résultats figurant au tableau (XIII-a). Tous les coefficients ont des signes appropriés. Le coefficient s'appliquant au taux probable d'inflation n'est jamais différent de zéro de façon significative. L'hypothèse de Fisher est rejetée de façon uniforme. Un paramètre de déchéance de 0.03 a produit pour c la valeur qui était la plus rapprochée de l'unité. Les estimations des points de c avaient tendance à être plutôt moins élevées que les estimations obtenues à l'aide de décalages arithmétiques.

11 (suite)

structure de décalage dont nous nous sommes servis. Nous ne faisons donc pas état de ces résultats.

12 Ce n'est que pour la période d'après 1966-IV qu'on dispose d'une ventilation plus détaillée des dépôts auprès des sociétés de fiducie et de prêts hypothécaires.

Les résultats présentés au tableau (XV-b) sont de nouveau semblables aux résultats du tableau (XIII-b). Dans l'ensemble, les coefficients ont des signes corrects. Le coefficient de la variable du taux d'intérêt n'a jamais été différent de zéro de façon significative. Les estimations des points de c s'échelonnaient entre 0.1120 lorsque $\lambda = 0.9$ à 0.5013 lorsque $\lambda = 0.2$. En posant $\lambda = 0.1$, nous avons obtenu des résultats inadmissibles. L'intervalle de confiance pour c était extrêmement large.

Les résultats présentés aux tableaux (XIII-c) et (XV-c) sont dans l'ensemble semblables. Cette équation tend à produire des valeurs excessives pour c . L'erreur type pour (b-d) est cependant élevée. Pour c , les valeurs s'échelonnaient entre 0.65 lorsque $\lambda = 0.9$ à 2.61 lorsque $\lambda = 0.2$.

Le tableau (XVIII) décrit des résultats de sondage pour les premiers prêteurs obtenus à l'aide de la méthode des moindres carrés en deux phases et des décalages arithmétiques. Nous n'y avons inclus que les valeurs pour zéro, pour cinq et pour vingt-trois décalages.

Dans le cas des dépôts d'épargnes personnelles dans les banques à charte (équations 1, 2, 3 du tableau (XVIII)) le recours à la méthode des moindres carrés en deux phases a eu pour effet principal de réduire la signification du taux probable du terme d'inflation et de produire une estimation plus réduite pour c .

Dans le cas de S_2 la méthode de régression en deux phases a haussé les valeurs de t aussi bien pour la variable du taux d'intérêt que pour la variable de l'inflation. Les estimations des points de c ont augmenté, mais l'erreur type a diminué. Parmi les trois résultats présentés au tableau (XVIII), l'hypothèse Fisher a été réfutée dans un cas et a presque été réfutée dans un autre cas. Pour S_3 , les résultats de la méthode à deux phases ne sont pas satisfaisants dans l'ensemble. En effet, le coefficient de la variable du taux d'intérêt était affecté du signe erroné dans deux cas sur trois et il était insignifiant dans toutes les trois régressions.

Pour les premiers prêteurs, les résultats des régressions en deux phases obtenus à l'aide de décalages géométriques figurent au tableau (XX). Ces résultats sont parallèles aux résultats trouvés au tableau (XVIII).

Résultats empiriques: premiers emprunteurs

Les tableaux (XIV-a) à (XIV-c) dérivent les équations sur les premiers emprunteurs, établies à l'aide de décalages arithmétiques de Fisher et de la méthode des moindres carrés ordinaires. Nous ne présentons que les résultats des équations relatives aux emprunts des consommateurs auprès des sociétés de prêts et de financement et de celles relatives aux obligations commerciales. Nous ne présentons pas non plus d'équations ni pour les emprunts commerciaux ni pour les emprunts personnels auprès des banques à charte¹³.

Le calcul des équations du secteur commercial a produit des coefficients qui étaient conformes à la théorie formulée. Toutefois, le coefficient du terme de l'inflation probable n'a jamais été différent de zéro de façon significative. L'hypothèse de Fisher a été réfutée par les données pour tous les décalages sauf pour le décalage de vingt-trois trimestres. D'après les résultats statistiques, il n'y a pas de justifications valables au choix d'une durée de décalage donnée de préférence à une autre. En se basant sur le critère de l'équation produisant pour c la valeur la plus rapprochée de l'unité, on choisirait le décalage de vingt-trois trimestres¹⁴.

Il n'y a pas de série de taux d'intérêt trimestriel pour les prêts aux consommateurs. Au tableau (XIV-b) nous nous servons d'une série de taux d'intérêt tirée de l'autre côté du bilan des sociétés de financement des achats. Ce choix peut être validé si l'on se sert de l'hypothèse des taux de marge mentionnée au début de ce chapitre.

Pour les emprunts des consommateurs auprès des sociétés de financement et de prêt, les résultats figurent au tableau (XIV-b). Tous les coefficients sont affectés de signes qui sont compatibles avec une théorie à priori. Les valeurs de c ont eu tendance à augmenter à mesure que le décalage s'allongeait. Pour des décalages dépassant trois trimestres,

¹³ Nous exposerons plus loin la raison de cette omission.

¹⁴ Pour des durées de décalages supérieures à 23 trimestres, la valeur de c a décliné.

nous avons été incapables de réfuter l'hypothèse de Fisher. C'est une durée de décalage de onze trimestres qui a produit pour c la valeur la plus rapprochée de l'unité.

Les équations présentées aux tableaux (XIV-b) et (XIV-c) se distinguent uniquement par ce que le taux des hypothèques classiques a été retenu au lieu du taux des effets financiers à 90 jours. Cette substitution a pour effet d'augmenter le coefficient de détermination et la statistique Durbin - Watson. Dans le cas des décalages dépassant onze trimestres en durée, le \bar{R}^2 et la statistique Durbin - Watson déclinent de façon substantielle. Ce n'est que dans un seul cas que nous sommes dans l'impossibilité de rejeter l'hypothèse de Fisher. D'après le critère sur une valeur de c la plus rapprochée de l'unité, nous choisirions un décalage d'une durée de vingt-trois trimestres.

Les tableaux (XVI-a) à (XVI-c) inclusivement présentent les équations des premiers emprunteurs, établies avec des décalages géométriques. Les équations des obligations commerciales figurant au tableau (XVI-a) sont semblables aux équations que l'on trouve au tableau (XIV-a). L'hypothèse de Fisher a été réfutée pour toutes les valeurs de λ sauf pour $\lambda = 0.1$. L'estimation de point la plus élevée pour c a été de 0.1764 et elle a été obtenue lorsque $\lambda = 0.1$.

Les prêts aux consommateurs établis à l'aide de décalages géométriques sont présentés au tableau (XVI-b). En règle générale, les coefficients sont significatifs et affectés de signes compatibles avec une théorie à priori. Pour des valeurs de $\lambda \geq 0.4$, l'hypothèse de Fisher sur $c = 1$ est réfutée. La valeur maximum de c s'obtient lorsque $\lambda = 0.2$. Le tableau (XVI-c) correspond au tableau (XIV-c), sauf qu'il se sert de décalages géométriques. Le tableau (XVI-c) ne présente que les résultats représentatifs. L'hypothèse de Fisher est rejetée pour toute la séquence des régressions. La valeur de c la plus proche de l'unité se présente lorsque $\lambda = 0.1$. Cette équation, cependant, est inférieure à toutes les autres équations au point de vue des valeurs du coefficient de détermination et de la statistique Durbin-Watson.

Au tableau (XIX), on trouve des résultats représentatifs obtenus pour les emprunteurs primaires par la méthode des moindres carrés en deux phases et de décalages arithmétiques.

Dans le cas des obligations commerciales, il nous a été impossible de réfuter l'hypothèse de Fisher pour des décalages supérieurs à un trimestre. Pour c nous avons obtenu la valeur maximum lorsque la durée du décalage a été fixée à vingt-trois trimestres. Dans le cas des prêts aux consommateurs, la valeur de c a été réduite lorsqu'on s'est servi des moindres carrés en deux phases. Il nous a été impossible de réfuter l'hypothèse de Fisher pour les équations où la durée du décalage était égale ou supérieure à onze trimestres. La valeur de c la plus proche de l'unité était de 0.7835 et nous l'avons obtenue avec un décalage de vingt-trois trimestres. Les équations sur les prêts aux consommateurs, établies à l'aide du taux des hypothèques classiques, ne figurent pas au tableau (XIX). Dans ce cas, cependant, l'hypothèse de Fisher a été réfutée pour tous les décalages.

Le tableau (XXI) est parallèle au tableau (XIX), sauf que l'on s'y sert de décalages géométriques. L'hypothèse de Fisher est réfutée dans tous les cas à l'exception d'un cas.

Au tableau (XVII), nous reproduisons les résultats des régressions en deux phases établies à l'aide de décalages géométriques pour les emprunts personnels et commerciaux auprès des banques à charte. Ce tableau n'indique que les résultats pour $\lambda = 0.5$. Dans toute la séquence des régressions, le coefficient du taux d'intérêt était affecté du signe erroné. Ce résultat est indifférent à la méthode utilisée, qu'il s'agisse de la méthode ordinaire des moindres carrés ou de celle des moindres carrés en deux phases. Il est également indifférent au type de durée de décalage retenue. En nous servant de taux d'intérêt différents, nous avons obtenu des coefficients affectés des mêmes signes. La difficulté provient en partie de l'absence d'une série appropriée de taux d'intérêt. Il n'existe pas de série sur le taux des emprunts personnels auprès des banques à charte. Par ailleurs, jusqu'à tout récemment, le seul taux d'intérêt dont on disposait sur les prêts commerciaux était le taux d'escompte. Avant le mois de mai 1967, ce dernier taux ne pouvait dépasser six pour cent, en vertu de la Loi sur les banques. A l'aide d'un certain nombre de mécanismes (tels que les soldes compensateurs) les banques pouvaient appliquer des taux effectifs supérieurs à six pour cent.

En résumé, ces résultats contredisent l'hypothèse de Fisher plus souvent qu'ils ne l'appuient. Dans la majorité des cas, cette hypothèse est rejetée. Ce résultat n'a pas

été particulièrement sensible au type d'estimation technique ni au type de structure de décalage dont nous nous sommes servis. Toutefois, l'impact à longue échéance des prévisions conjecturales des prix sur le comportement des emprunteurs et des prêteurs a eu tendance à augmenter en fonction du décalage moyen de la variable de ces prévisions conjecturales.

Au point de vue statistique, les résultats en question ne permettent d'affirmer quoi que ce soit concrètement sur l'hypothèse des attentes asymétriques. Toutefois, si nous choisissons la durée du décalage selon la valeur de c la plus rapprochée de l'unité, il n'existe pas de confirmation apparente de l'hypothèse des attentes asymétriques.

Tableau (XIII-a)

DÉPÔTS D'ÉPARGNE PERSONNELLE DANS LES BANQUES À
CHARTÉ - PROGRESSION ARITHMÉTIQUE CONTRAINTE (M C O)

$$S_t = a + b i_{s1} - d \pi^e + e y + u$$

a	b	-d	e	c	Durée du décalage Trimestres	Décalage moyen	S.E.E.	D.W.	\bar{R}^2
0.1026 (2.9243)	0.0709 (9.3646)	0.0041 (1.8374)	0.1125×10^{-4} (10.4482)	0.0578 (8.0482)	0	0	0.0238	1.06	0.973
0.0924 (2.5578)	0.0700 (9.1966)	0.0060 (1.9641)	0.1161×10^{-4} (10.2147)	0.0853 (7.1910)	1	0.33	0.0236	1.13	0.974
0.0761 (2.0872)	0.0688 (9.3343)	0.0090 (2.5410)	0.1217×10^{-4} (10.5188)	0.1303 (6.6556)	2	0.67	0.0228	1.12	0.975
0.0589 (1.5992)	0.0679 (9.4341)	0.0117 (2.9304)	0.1271×10^{-4} (10.6445)	0.1723 (6.1086)	3	1.00	0.0222	1.16	0.977
0.0405 (1.0387)	0.0672 (9.5453)	0.0143 (3.2496)	0.1325×10^{-4} (10.7104)	0.2132 (5.6882)	4	1.33	0.0217	1.15	0.978
0.0261 (0.6236)	0.0669 (9.4652)	0.160 (3.2535)	0.1363×10^{-4} (7.5678)	0.2390 (5.2041)	5	1.67	0.0217	1.19	0.978
-0.1350 (-1.0818)	0.0719 (9.7771)	0.0345 (2.0928)	0.1694×10^{-4} (5.2797)	0.4798 (1.969)	23	5.67	0.0235	1.09	0.974
0.1649 (0.7408)	0.0724 (6.9593)	0.0089 (-0.2209)	0.0948×10^{-4} (1.9091)	-0.1229 (2.1339)	47	11.67	0.0250	1.03	0.970

Tableau (XIII-b)

DÉPÔTS D'ÉPARGNE DANS LES SOCIÉTÉS DE FIDUCIE ET DE PRÊT HYPOTHÉCAIRE
 DÉCALAGE ARITHMÉTIQUE CONTRAINT (M C O)

$$S_2 = a + b i_{s2} - d \pi^e + e y + u$$

a	b	-d	e	c	Durée du décalage	Décalage moyen	S.E.E.	D.W.	\bar{R}^2
-10.0334 (-2.2314)	1.0212 (0.6537)	0.0733 (1.0296)	0.2435 x 10 ⁻³ (7.1721)	0.0718 (0.6190)	0	0.00	0.6994	0.29	0.877
-11.7924 (-2.4853)	1.5651 (0.9638)	0.1478 (1.4613)	0.2410 x 10 ⁻³ (7.2494)	0.0944 (0.9054)	1	0.33	0.6883	0.28	0.880
-12.5629 (-2.5824)	1.7506 (1.0693)	0.1960 (1.6048)	0.2447 x 10 ⁻³ (7.5304)	0.1120 (0.9886)	2	0.67	0.6839	0.27	0.882
-13.0758 (-2.6209)	1.8414 (1.1170)	0.2364 (1.6583)	0.2499 x 10 ⁻³ (7.7848)	0.1284 (0.0210)	3	1.00	0.6822	0.27	0.883
-13.9842 (-2.7201)	1.9540 (1.1943)	0.3184 (1.7955)	0.2632 x 10 ⁻³ (8.1110)	0.1629 (0.0603)	5	1.67	0.6776	0.26	0.885
-14.6637 (-2.5019)	1.7130 (1.0420)	0.4550 (1.5512)	0.2996 x 10 ⁻³ (6.7402)	0.2656 (0.8386)	11	3.67	0.6856	0.24	0.882
-22.3414 (-3.6941)	1.8616 (1.3665)	1.4126 (2.9680)	0.4714 x 10 ⁻³ (5.9232)	0.7388 (0.3580)	23	5.67	0.6296	0.41	0.900

Tableau (XIII-c)

DÉPÔTS À VUE ET CERTIFICATS DE PLACEMENT DANS LES SOCIÉTÉS
DE FIDUCIE ET DE PRÊT HYPOTHÉCAIRE
FORME DU DÉCALAGE: PROGRESSION ARITHMÉTIQUE CONTRAINTE (M C O)

$$S_3 = a + bi_{s3} - d\pi^e + ey + u$$

a	b	-d	e	C implicite	Décalage moyen (trimestres)	S.E.E.	D.W.	\bar{R}^2
-39.662 (-29.056)	0.395 (1.077)	0.237 (2.807)	0.0013 (20.987)	0.600 (0.405)	0.00	0.917	1.02	0.992
-40.346 (29.814)	0.317 (0.892)	0.375 (3.361)	0.0014 (21.586)	1.183 (-0.147)	0.33	0.880	1.05	0.992
-40.999 (-29.776)	0.283 (0.815)	0.480 (3.663)	0.0014 (21.800)	1.696 (-0.495)	0.67	0.859	1.05	0.993
-41.690 (-29.271)	0.258 (0.753)	0.580 (3.880)	0.0014 (21.803)	2.248 (-0.795)	1.00	0.843	1.04	0.993
-42.394 (-28.161)	0.230 (0.674)	0.667 (3.963)	0.0014 (21.430)	2.900 (-1.047)	1.33	0.838	1.03	0.993
-43.054 (-26.564)	0.205 (0.595)	0.738 (3.912)	0.0014 (20.700)	3.600 (-1.222)	1.67	0.842	1.04	0.993
-47.482 (-18.373)	0.082 (0.227)	1.225 (3.777)	0.0016 (16.629)	14.939 (-2.024)	3.67	0.851	1.02	0.993
-55.345 (-12.334)	0.440 (1.308)	2.264 (3.808)	0.0017 (13.651)	5.146 (-2.558)	5.67	0.849	1.12	0.993
-57.553 (-6.572)	1.358 (2.591)	3.431 (2.155)	0.0016 (9.201)	2.527 (-1.614)	15.67	0.956	0.878	0.990

Tableau (XIV-a)

PREMIERS EMPRUNTEURS: DÉCALAGE ARITHMÉTIQUE
 CONTRAINT (MCO) - EMPRUNTS EN OBLIGATIONS DES
 ENTREPRISES COMMERCIALES

$$d_1 = a + bi_{d1} - d\pi^e + eD_1 + u$$

a	b	d	e	c	Durée du décalage	Décalage moyen	S.E.E.	D.W.	\bar{R}^2
-18.3363 (-5.3064)	-2.2289 (-3.3816)	-0.0102 (-0.0669)	0.4355 (16.8834)	0.0046 (-3.9457)	0	0.00	1.6545	1.13	0.985
-18.0405 (-5.1080)	-2.2029 (-3.3371)	-0.0680 (-0.3252)	0.4333 (16.4788)	0.0387 (-2.9651)	1	0.33	1.6519	1.11	0.985
-17.7772 (-4.6799)	-2.1942 (-3.3081)	-0.1007 (-0.3433)	0.4319 (15.6341)	0.0458 (-2.7150)	3	1.00	1.6516	1.12	0.985
-17.6471 (-4.1706)	-2.1924 (-3.2743)	-0.1061 (-0.2850)	0.4314 (14.5573)	0.0484 (-2.4998)	5	1.67	1.6525	1.12	0.985
-17.5194 (-2.8230)	-2.2004 (-3.2086)	-0.1038 (-0.1638)	0.4312 (11.3862)	0.0472 (-1.9687)	11	3.67	1.6539	1.12	0.985
-10.4643 (-0.9878)	-2.2129 (-3.4137)	-0.9915 (-0.7869)	0.4009 (7.8645)	0.4480 (-0.8476)	23	5.67	1.6389	1.04	0.985

Tableau (XIV-b)

PREMIERS EMPRUNTEURS: EMPRUNTS DES CONSOMMATEURS AUPRÈS DES SOCIÉTÉS DE PRÊTS À LA
CONSUMMATION ET DES SOCIÉTÉS DE FINANCEMENT - DÉCALAGE ARITHMÉTIQUE CONTRAINT (M C O)

$$d_2 = a + b i_{d2} - d \pi^e + e D_2 + u$$

a	b	d	e	c	Durée du décalage	Décalage moyen	S.E.E.	D.W.	\bar{R}^2
7.4388 (12.7856)	-0.9208 (-4.1072)	-0.1749 (-2.9329)	0.1176 (4.5146)	0.1899 (-3.1354)	0	0.00	0.6505	0.76	0.503
7.6376 (13.8222)	-0.8797 (-4.1525)	-0.2863 (-3.7233)	0.1043 (4.1318)	0.3254 (-2.5229)	1	0.33	0.6121	0.76	0.560
8.1753 (15.1248)	-0.8480 (-4.2934)	-0.4548 (-4.5865)	0.0829 (3.3271)	0.5363 (-1.6775)	3	1.00	0.5692	0.73	0.619
8.7473 (15.1299)	-0.8281 (-4.2680)	-0.5809 (-4.8227)	0.0646 (2.4662)	0.7015 (-1.0077)	5	1.67	0.5576	0.69	0.635
10.5136 (12.6498)	-0.8378 (-4.3136)	-0.9072 (-4.7923)	0.0199 (0.6140)	1.0828 (0.2373)	11	3.67	0.5591	0.73	0.633
12.0225 (7.0231)	-1.0312 (-4.6096)	-1.1220 (-2.9154)	0.0093 (0.1851)	1.0880 (0.2093)	23	5.67	0.6510	0.66	0.502

Tableau (XIV-c)

EMPRUNTS DES CONSOMMATEURS AUPRÈS DES SOCIÉTÉS DE FINANCEMENT ET SOCIÉTÉS
DE PRÊT À LA CONSOMMATION - DÉCALAGE À PROGRESSION ARITHMÉTIQUE (M C O)

$$d_2 = a + b i'_{d2} - d \pi^e + e D_2 + u$$

a	b	d	e	c	Durée du décalage	Décalage moyen	S.E.E.	D.W.	\bar{R}^2
10.6097 (19.2234)	-1.3050 (-7.3536)	-0.0901 (-1.9113)	0.1696 (7.7552)	0.0690 (-6.1483)	0	0.00	0.4901	0.96	0.718
10.8883 (23.5190)	-1.1980 (-7.8732)	-0.3171 (-4.1563)	0.1371 (6.6101)	0.2647 (-4.5880)	3	1.00	0.4169	1.05	0.796
11.3026 (25.0939)	-1.1856 (-8.2613)	-0.4267 (-4.7956)	0.1224 (5.8511)	0.3599 (-3.9486)	5	1.67	0.3946	1.03	0.817
12.4375 (20.3944)	-1.1801 (-7.6682)	-0.6206 (-4.1434)	0.0933 (3.3023)	0.5259 (-2.2230)	11	3.67	0.4174	0.92	0.795
14.0206 (11.4034)	-1.3701 (-8.6236)	-0.7879 (-2.8869)	0.0906 (2.3721)	0.5751 (-1.7728)	23	5.67	0.4608	0.82	0.750
13.2789 (4.6436)	-1.5303 (-6.9645)	-0.6263 (-0.8871)	0.1420 (2.6004)	0.4093 (-4.3441)	47	11.67	0.5111	0.71	0.693

Tableau (XV-a)

DÉPÔTS D'ÉPARGNE PERSONNELLE DANS LES BANQUES À CHARTE
PROGRESSION GÉOMÉTRIQUE CONTRAINTE (M C O)

$$S_1 = a + b i_{s1} - d n^e + e y + u$$

a	b	-d	e	c	λ	S.E.E.	D.W.	\bar{R}^2
0.1068 (2.8832)	0.0725 (9.2653)	0.0025 (0.9179)	0.1098 x 10 ⁻⁴ (9.5930)	0.0345 (8.7500)	0.9	0.0247	1.14	0.971
0.1041 (2.7840)	0.0723 (9.2483)	0.0032 (1.0265)	0.1109 x 10 ⁻⁴ (9.5300)	0.0443 (7.6778)	0.8	0.0246	1.15	0.971
0.1001 (2.6392)	0.0720 (9.2380)	0.0041 (1.1760)	0.1123 x 10 ⁻⁴ (9.4648)	0.0569 (7.3804)	0.7	0.0245	1.17	0.972
0.0939 (2.4265)	0.0716 (9.2393)	0.0053 (1.3646)	0.1145 x 10 ⁻⁴ (9.3856)	0.0740 (7.0532)	0.6	0.0243	1.19	0.972
0.0848 (2.1162)	0.0712 (9.2576)	0.0071 (1.5795)	0.1175 x 10 ⁻⁴ (9.2590)	0.0997 (6.6082)	0.5	0.02411	1.21	0.973
0.0714 (1.6775)	0.0708 (9.3017)	0.0095 (1.7872)	0.1215 x 10 ⁻⁴ (9.0091)	0.1342 (5.9515)	0.4	0.0239	1.23	0.973
0.0531 (1.1156)	0.0709 (9.4024)	0.0127 (1.9066)	0.1266 x 10 ⁻⁴ (8.4811)	0.1791 (6.3874)	0.3	0.0237	1.23	0.973
0.0358 (.6167)	0.0724 (9.6649)	0.0163 (1.7205)	0.1305 x 10 ⁻⁴ (7.3817)	0.1754 (4.3828)	0.2	0.0239	1.18	0.973
0.0796 (1.0448)	0.0753 (9.2671)	0.0100 (0.5468)	0.1163 x 10 ⁻⁴ (5.2225)	0.1328 (23.3214)	0.1	0.0249	1.07	0.971

Tableau (XV-b)

DÉPÔTS D'ÉPARGNE DANS LES SOCIÉTÉS DE FIDUCIE ET LES SOCIÉTÉS DE PRÊT
PROGRESSION GÉOMÉTRIQUE CONTRAINTE (M C O)

$$S_2 = a + b i_{s2} - d \pi^e + e y + u$$

a	b	d	e	c	λ	S.E.E.	D.W.	\bar{R}^2
-10.2436 (-2.3933)	1.0408 (0.7052)	0.1157 (1.3914)	0.2485 x 10 ⁻³ (7.6299)	0.1120 (0.6390)	0.9	0.6903	0.29	0.880
-10.6345 (-2.4766)	1.1480 (0.7786)	0.1415 (1.5400)	0.2495 x 10 ⁻³ (7.7237)	0.1233 (0.6979)	0.8	0.6860	0.30	0.882
-11.1204 (-2.5780)	1.2748 (0.8659)	0.1749 (1.7067)	0.2513 x 10 ⁻³ (7.8502)	0.1372 (0.7662)	0.7	0.6806	0.31	0.884
-11.7316 (-2.7041)	1.4237 (0.9698)	0.2198 (1.8992)	0.2544 x 10 ⁻³ (8.0231)	0.1544 (0.8449)	0.6	0.6739	0.32	0.886
-12.5093 (-2.8651)	1.5935 (1.0923)	0.2829 (2.1293)	0.2602 x 10 ⁻³ (8.2570)	0.1776 (0.9307)	0.5	0.6653	0.33	0.889
-13.5100 (-3.0803)	1.7732 (1.2334)	0.3789 (2.4218)	0.2712 x 10 ⁻³ (8.5495)	0.2137 (1.0116)	0.4	0.6535	0.36	0.893
-14.8162 (-3.3980)	1.9190 (1.3827)	0.5446 (2.8441)	0.2939 x 10 ⁻³ (8.8321)	0.2838 (1.0399)	0.3	0.6351	0.39	0.898
-16.3451 (-3.9567)	1.8024 (1.4275)	0.9035 (3.6229)	0.3490 x 10 ⁻³ (8.9898)	0.5013 (0.7468)	0.2	0.5987	0.49	0.910
-14.7023 (-4.5453)	-0.0081 (-0.0078)	1.9102 (5.2580)	0.4935 x 10 ⁻³ (9.4862)	-1.9183 (-1.7149)	0.1	0.5207	0.75	0.932

Tableau (XV-c)

DÉPÔTS À VUE ET CERTIFICATS DE PLACEMENT DANS LES SOCIÉTÉS DE FIDUCIE ET LES SOCIÉTÉS DE PRÊT
DÉCALAGE GÉOMÉTRIQUE CONTRAINT

$$S_3 = a + b i_{s3} - d \pi^e + e y + u$$

a	b	-d	e	c	λ	S.E.E.	D.W.	\bar{R}^2
-39.8763 (-28.3571)	0.4221 (1.1380)	0.2751 (2.6071)	0.1331×10^{-2} (20.5391)	0.6517 (0.3664)	0.9	0.9293	0.99	0.991
-40.0783 (-28.6059)	0.4129 (1.1288)	0.3232 (2.8074)	0.1339×10^{-2} (20.7807)	0.7828 (0.2241)	0.8	0.9166	1.02	0.992
-40.3517 (-28.8252)	0.4036 (1.1212)	0.3833 (3.0291)	0.1349×10^{-2} (21.0427)	0.9497 (0.0505)	0.7	0.9021	1.06	0.992
-40.7316 (-28.9307)	0.3942 (1.1149)	0.4598 (3.2678)	0.1361×10^{-2} (21.2957)	1.1664 (-0.1639)	0.6	0.8860	1.09	0.992
-41.2748 (-28.7623)	0.3852 (1.1111)	0.5609 (3.5167)	0.1378×10^{-2} (21.4825)	1.4561 (-0.4355)	0.5	0.8690	1.12	0.992
-42.0862 (-28.0508)	0.3804 (1.1206)	0.7036 (3.7708)	0.1140×10^{-2} (21.5118)	1.8496 (-0.7862)	0.4	0.8514	1.16	0.993
-43.3679 (-26.4178)	0.3987 (1.2036)	0.9311 (4.0346)	0.1436×10^{-2} (21.2719)	2.3353 (-1.2448)	0.3	0.8331	1.20	0.993
-45.5109 (-23.5299)	0.5300 (1.6521)	1.3814 (4.3167)	0.1482×10^{-2} (20.7220)	2.6064 (-1.6545)	0.2	0.8135	1.26	0.993
-48.3678 (-19.1474)	1.2022 (3.3857)	2.6632 (4.2442)	0.1508×10^{-2} (19.7091)	2.2153 (-2.5286)	0.1	0.8185	1.30	0.993

Tableau (XVI-a)

PREMIERS EMPRUNTEURS: EMPRUNTS EN OBLIGATIONS DES ENTREPRISES COMMERCIALES
DÉCALAGE GÉOMÉTRIQUE CONTRAINT (M C O)

$$d_1 = a + b i_{d1} - d\pi^e + eD_1 + u$$

a	b	d	e	c	λ	S.E.E.	D.W.	\bar{R}^2
-17.9400 (-5.2592)	-2.2226 (-3.4254)	-0.1351 (-0.7318)	0.4328 (17.1007)	0.0609 (-3.0753)	0.9	1.6409	1.07	0.985
-17.8671 (-5.2000)	-2.2204 (-3.4197)	-0.1450 (-0.7089)	0.4324 (16.9910)	0.0653 (-3.0227)	0.8	1.6418	1.07	0.985
-17.7794 (-5.1187)	-2.2186 (-3.4144)	-0.1565 (-0.6828)	0.4319 (16.8447)	0.0705 (-2.9590)	0.7	1.6427	1.08	0.985
-17.6707 (-5.0017)	-2.2171 (-3.4092)	-0.1698 (-0.6521)	0.4314 (16.6387)	0.0766 (-2.8819)	0.6	1.6437	1.08	0.985
-17.5381 (-4.8265)	-2.2163 (-3.4046)	-0.1848 (-0.6112)	0.4308 (16.3336)	0.0834 (-2.4456)	0.5	1.6450	1.09	0.985
-17.3911 (-4.5580)	-2.2178 (-3.4029)	-0.1999 (-0.5490)	0.4302 (15.8651)	0.0901 (-2.6507)	0.4	1.6469	1.09	0.985
-17.2705 (-4.1452)	-2.2259 (-3.4124)	-0.2112 (-0.4511)	0.4299 (15.1403)	0.0949 (-2.4760)	0.3	1.6494	1.10	0.985
-17.2618 (-3.5242)	-2.2499 (-3.4352)	-0.2181 (-0.3132)	0.4304 (14.0784)	0.0969 (-2.2106)	0.2	1.6521	1.10	0.985
-16.9104 (-2.5425)	-2.3544 (-2.9238)	-0.4223 (-0.2551)	0.4301 (12.7590)	0.1794 (-1.4300)	0.1	1.6529	1.10	0.985

Tableau (XVI-b)

PREMIERS EMPRUNTEURS: EMPRUNTS DES CONSOMMATEURS AUPRÈS DES SOCIÉTÉS
DE FINANCEMENT ET DES SOCIÉTÉS DE PRÊT À LA CONSOMMATION

DÉCALAGE GÉOMÉTRIQUE CONTRAINT (M C O)

$$d_2 = a + b i_{d2} - d \pi^e + e D_2 + u$$

a	b	d	e	c	λ	S.E.E.	D.W.	\bar{R}^2
7.4920 (13.0196)	-0.9636 (-4.3757)	-0.2231 (-3.1114)	0.1179 (4.6006)	0.2315 (-3.1645)	0.9	0.6420	0.72	0.516
7.5641 (13.2422)	-0.9506 (-4.3622)	-0.2559 (-3.2605)	0.1136 (4.4378)	0.2692 (-2.9486)	0.8	0.6348	0.71	0.526
7.6610 (13.4917)	-0.9392 (-4.3611)	-0.2966 (-3.4246)	0.1086 (4.2402)	0.3158 (-2.7068)	0.7	0.6268	0.72	0.538
7.7946 (13.7456)	-0.9302 (-4.3749)	-0.3475 (-3.5936)	0.1027 (3.9917)	0.3736 (-2.4259)	0.6	0.6185	0.72	0.551
7.9828 (13.9345)	-0.9254 (-4.4027)	-0.4119 (-3.7407)	0.0955 (3.6661)	0.4451 (-2.0951)	0.5	0.6112	0.71	0.561
8.2508 (13.8834)	-0.9282 (-4.4413)	-0.4947 (-3.8058)	0.0868 (3.2312)	0.5330 (-1.7361)	0.4	0.6080	0.69	0.566
8.6217 (13.1888)	-0.9479 (-4.4859)	-0.6006 (-3.6518)	0.0770 (2.6753)	0.6336 (-1.2647)	0.3	0.6156	0.67	0.555
8.9850 (11.0172)	-1.0043 (-4.4924)	-0.7054 (-2.8998)	0.0718 (2.1421)	0.7024 (- .9152)	0.2	0.6521	0.60	0.500
7.6699 (6.6432)	-1.0148 (-3.8941)	-0.1793 (0.3587)	0.1233 (2.8407)	0.1767 (-1.6828)	0.1	0.7313	0.45	0.372

Tableau (XVI-c)

PREMIERS EMPRUNTEURS: EMPRUNTS DES CONSOMMATEURS AUPRÈS DES SOCIÉTÉS DE
FINANCEMENT ET DES SOCIÉTÉS DE PRÊT À LA CONSOMMATION

DÉCALAGE GÉOMÉTRIQUE CONTRAINT

$$d_2 = a + b i_{d2} - d \pi^e + e D_2 + u$$

a	b	d	e	c	λ	S.E.E.	D.W.	\bar{R}^2
10.6916 (20.4238)	-1.3173 (-7.9467)	-0.1391 (-2.5802)	0.1672 (8.1218)	0.1056 (-6.3549)	0.9	0.4707	0.94	0.740
11.2257 (23.7749)	-1.2914 (-8.8749)	-0.3794 (-4.1983)	0.1413 (7.0416)	0.2938 (-4.9032)	0.4	0.4155	1.01	0.797
11.6142 (23.5594)	-1.3168 (-9.2338)	-0.4812 (-4.3414)	0.1332 (6.4122)	0.3654 (-4.3139)	0.3	0.4104	0.98	0.802
12.2615 (20.7684)	-1.3961 (-9.6703)	-0.6364 (-4.0567)	0.1264 (5.5749)	0.4558 (-3.5139)	0.2	0.4204	0.91	0.792
13.1033 (13.5923)	-1.6208 (-9.2646)	-0.9488 (-2.8315)	0.1333 (4.9979)	0.5854 (-2.1954)	0.1	0.4626	0.80	0.748

Tableau (XVII)

PREMIERS EMPRUNTEURS: DÉCALAGE GÉOMÉTRIQUE CONTRAINT (MCDP)

$$d_j = a + b i_{dj} - d \pi^e + e D_j + u \quad \lambda \quad .5$$

Variable dépendante	a	b**	-d	e***	c	S.E.E.	D.W.	\bar{R}^2	Méthode d'estimation
Emprunts personnels auprès des banques à charte d_3	-18.6475 (-3.9338)	3.4754 (2.1076)	-0.9173 (-1.3456)	0.3711 (2.3292)	-0.2694 (6.2272)	1.3714	2.06	0.821	TOLS
Emprunts commerciaux auprès des banques à charte d_4	-18.4519 (-9.0735)	2.3708 (4.7512)	-0.6662 (-2.7086)	0.1848 (12.8025)	-0.2810 (5.0794)	1.3244	0.9672	0.981	TOLS

* La modification de la forme de décalage a produit dans l'ensemble des résultats semblables

** Le taux d'intérêt retenu est le taux d'escompte des banques à charte.
Nous avons obtenu des résultats semblables en nous servant du taux d'intérêt tel que celui des certificats de dépôt, d'intérêt tiré de l'autre côté du bilan des banques.

*** D_j est égal au total en cours du crédit à la consommation pour la première régression et au total des passifs financiers des entreprises industrielles pour la deuxième régression.

Tableau (XVIII)

PREMIERS ÉPARGNANTS: DÉCALAGES ARITHMÉTIQUES CONTRAINTS (MCDP)

$$S_j = a + b i_{sj} - d \pi^e + e y + u$$

Variable dépendante	a	b	-d	e	c	Durée du décalage	Décalage moyen	S.E.E.	D.W.	\bar{R}^2
S_1	0.1345 (2.3802)	0.0839 (5.3960)	0.0032 (1.0170)	0.0970×10^{-4} (4.7809)	0.0381 (4.8036)	0	0.00	0.0333	0.92	0.948
S_1	0.0616 (0.8659)	0.0776 (5.1008)	0.0137 (1.8290)	0.1209×10^{-4} (4.8301)	0.1765 (3.2602)	5	1.67	0.0314	0.87	0.953
S_1	-0.0778 (-0.4299)	0.0845 (5.7484)	0.0307 (1.3164)	0.1482×10^{-4} (3.0696)	0.3633 (1.7993)	23	5.67	0.0329	0.91	0.949
S_2	-15.6213 (-1.5845)	3.0003 (0.8626)	0.1141 (1.1936)	0.2064×10^{-3} (3.0616)	0.0380 (0.8472)	0	0.00	0.6960	0.35	0.878
S_2	-38.5914 (-2.5652)	9.9625 (2.0396)	0.8097 (2.4464)	0.1685×10^{-3} (2.6766)	0.0813 (1.9952)	5	1.67	0.6515	0.51	0.893
S_2	-36.1660 (-3.1979)	5.5375 (1.9170)	1.9127 (3.2948)	0.4850×10^{-3} (6.2077)	0.3454 (1.4317)	23	5.67	0.6134	0.63	0.906
S_3	-40.8880 (-27.1800)	-0.2086 (-0.4427)	0.2608 (3.0189)	0.1425×10^{-3} (17.9713)	-1.2502 (0.1050)	0	0.00	0.9302	1.08	0.991
S_3	-44.4897 (-25.2547)	-0.3358 (-0.7736)	0.8192 (4.2624)	0.1539×10^{-2} (18.2998)	-2.4395 (0.9109)	5	1.67	0.8385	1.11	0.993
S_3	-56.5697 (-12.0949)	0.0661 (0.1547)	2.3323 (3.8139)	0.1775×10^{-2} (12.9790)	35.2844 (-2.8690)	23	5.67	0.8709	1.14	0.992

Tableau (XIX)

PREMIERS EMPRUNTEURS: DÉCALAGES ARITHMÉTIQUES CONTRAINTS (MCDP)

$$d_j = a + b i_{dj} - d\pi^e + eD_j + u$$

Variable dépendante	a	b	d	e	c	Durée du décalage	Décalage moyen	S.E.E.	D.W.	\bar{R}^2
1 d_1	-16.1063 (-3.9876)	-1.6788 (-1.9876)	-0.0261 (-0.1556)	0.4148 (12.7432)	0.0156 (-1.8686)	0	0.00	1.8186	1.03	0.982
2 d_1	-8.1452 (-0.6918)	-1.7064 (-2.0701)	-1.0330 (-0.7443)	0.3808 (6.5338)	0.6054 (-0.4097)	23	5.67	1.7974	0.97	0.982
3 d_2	7.1917 (12.8090)	-1.3111 (-4.7572)	-0.1640 (-2.8985)	0.1591 (5.1421)	0.1251 (-3.9719)	0	0.00	0.6153	1.34	0.555
4 d_2	8.4040 (15.4373)	-1.2249 (-5.2899)	-0.5385 (-4.8359)	0.1100 (3.7431)	0.4396 (-2.4664)	5	1.67	0.5102	1.28	0.694
5 d_2	10.0439 (12.9422)	-1.2418 (-5.3885)	-0.8431 (-4.8467)	0.0692 (1.9997)	0.6789 (-1.2593)	11	3.67	0.5091	1.30	0.695
6 d_2	11.9492 (7.6568)	-1.4979 (-5.6645)	-1.1736 (-3.3409)	0.0521 (1.0814)	0.7835 (-0.7098)	23	5.67	0.5937	1.18	0.585

Tableau (XX)

PREMIERS ÉPARGNANTS: DÉCALAGE GÉOMÉTRIQUE CONTRAINT (MCDP)

$$S_j = a + b i_{sj} - d \pi^e + e y + u$$

Variable dépendante	a	b	-d	e	c	λ	S.E.E.	D.W.	\bar{R}^2
1 S_1	0.1395 (2.4294)	0.0854 (5.6211)	0.0017 (0.4228)	0.0942×10^{-4} (4.6196)	0.0199 (5.0120)	0.9	0.0336	0.89	0.947
2 S_1	0.1184 (1.8880)	0.0830 (5.5336)	0.0055 (0.8701)	0.1020×10^{-4} (4.5756)	0.0663 (4.2818)	0.5	0.0330	0.95	0.948
3 S_1	0.0732 (0.8519)	0.0845 (5.8433)	0.0144 (1.0976)	0.1140×10^{-4} (4.0770)	0.1704 (3.3067)	0.2	0.0330	0.96	0.949
4 S_2	-15.0207 (1.7762)	2.7237 (0.9191)	0.1503 (1.5306)	0.2174×10^{-3} (3.7830)	0.0552 (.8863)	0.9	0.6876	0.38	0.881
5 S_2	-21.8131 (-2.3648)	4.7748 (1.5213)	0.4044 (2.3981)	0.2098×10^{-3} (3.8866)	0.0847 (1.4466)	0.5	0.6544	0.54	0.892
6 S_2	-25.8518 (-3.2598)	4.8718 (1.9286)	1.1037 (3.9034)	0.3144×10^{-3} (6.9324)	0.2265 (2.3725)	0.2	0.5844	0.79	0.914
7 S_3	-40.8485 (-26.4085)	-0.0473 (-0.1005)	0.2950 (2.7318)	0.1407×10^{-2} (17.5516)	-6.2579 (0.4947)	0.9	0.9478	1.01	0.991
8 S_3	-42.2219 (-26.8503)	-0.0422 (-0.0959)	0.5912 (3.6143)	0.1449×10^{-2} (18.4636)	-14.0095 (1.1046)	0.5	0.8855	1.15	0.992
9 S_3	-46.1277 (-22.2996)	0.2379 (0.5786)	1.3904 (4.1915)	0.1529×10^{-2} (18.2376)	5.8445 (-2.1426)	0.2	0.8430	1.25	0.993

Tableau (XXI)

PREMIERS EMPRUNTEURS: DÉCALAGE GÉOMÉTRIQUE CONTRAINT (MCDP)

$$d_j = a + b i_{dj} - d \pi^e + e D_j + u$$

Variable dépendante	a	b	d	e	c	λ	S.E.E.	D.W.	\bar{R}^2
1 d_1	-15.9081 (-3.8858)	-1.7087 (-2.0685)	-0.1387 (-0.6843)	0.4138 (13.0217)	0.0812 (-1.8339)	0.9	1.8017	0.99	0.982
2 d_1	-15.4616 (-3.5714)	-1.6998 (-2.0519)	-0.1957 (-0.5897)	0.4115 (12.5121)	0.1151 (-1.6557)	0.5	1.8049	1.00	0.982
3 d_1	-15.3710 (-2.7490)	-1.7099 (-2.0436)	-0.1747 (-0.2277)	0.4118 (11.2193)	0.1022 (-1.2972)	0.2	1.8178	1.02	0.982
4 d_2	7.1927 (13.7576)	-1.4383 (-5.6866)	-0.2173 (-3.3975)	0.1679 (5.9207)	0.1511 (-4.6303)	0.9	0.5724	1.24	0.615
5 d_2	7.6562 (14.9681)	-1.4016 (-5.9266)	-0.3917 (-4.0564)	0.1470 (5.2699)	0.2795 (-3.8181)	0.5	0.5347	1.28	0.664
6 d_2	8.6979 (12.1375)	-1.5147 (-6.0519)	-0.7183 (-3.3858)	0.1240 (3.7189)	0.4742 (-2.4258)	0.2	0.5686	1.18	0.620

chapitre six

RÉSULTATS DES RECHERCHES

Ce chapitre-ci traite de l'effet qu'occasionnent les attentes inflationnistes sur le comportement des entreprises commerciales dans le domaine des dépenses. Au cours de nos recherches, nous avons consacré un temps considérable à analyser, selon la méthode d'enquête directe, l'effet des prévisions conjecturales des prix sur le comportement des consommateurs dans le domaine des dépenses¹. Par contre, nous ne disposons pas pour ainsi dire, d'étude consacrée à l'impact des attentes inflationnistes sur les dépenses d'investissement. On a affirmé, cependant, que les réactions limitées aux restrictions monétaires de 1969 s'expliquaient surtout par les attentes inflationnistes des hommes d'affaires².

L'un des projets de recherche envisagés par la Commission des prix et des revenus au cours de l'hiver 1970-71, consistait à mener une enquête sur l'impact de la politique

¹ E. Mueller, "Consumer Reactions to Inflation, Quarterly Journal of Economics, mai 1959, p. 246-62.

² Voir chapitre un, page 2.

monétaire sur les décisions du secteur commercial dans le domaine des dépenses. Ce projet faisait appel aux mêmes principes que ceux de l'enquête Young-Helliwell, entreprise pour le compte de la Commission royale sur le système bancaire au Canada³. L'étude de la réaction des hommes d'affaires, face à l'inflation, quant'à leurs décisions sur les dépenses, distinguait cette recherche de celle de Young-Helliwell. Pour des raisons diverses, on avait décidé de ne pas mener cette étude à bout. Toutefois, une enquête pilote avait été entreprise et les résultats de cette enquête sont révélateurs⁴.

Nous avons procédé selon la méthode suivante: après avoir adresser un questionnaire à une compagnie donnée, nous avons rencontré, une ou deux semaines plus tard, le président et les responsables financiers de la compagnie. L'échantillon se composait de petites entreprises de fabrication, de grandes sociétés multinationales et les entreprises de services publics.

La partie du questionnaire pertinente à notre étude était rédigée comme suit: ...

" 12. Au cours de la période 1966-1970, les prix ont augmenté à un rythme plus rapide qu'au rythme habituel au cours de la période qui a suivi la deuxième guerre mondiale. Entre 1960 et 1965, par exemple, le taux de variation de l'indice des prix à la consommation était de 1.7 pour cent alors que, entre 1966 et 1970 il a augmenté de 4 pour cent en moyenne. Cette augmentation des prix vous a-t-elle poussé:

³ John H. Young et John F. Helliwell, "The Effect of Monetary Policy on Corporation", Commission Royale sur le système bancaire au Canada, Volume des annexes, Imprimeur de la Reine, 1964.

⁴ Les autres participants au projet d'enquête témoin étaient Fred C. Nold et Wayne Thirsk.

- | | OUI | NON |
|--|-------|-------|
| (a) A accélérer votre programme d'immobilisation? | _____ | _____ |
| Dans l'affirmative, veuillez indiquer la nature des projets, le nombre de mois dont vous avez brusquer votre programme et les dates auxquelles ces décisions ont été prises: | _____ | |
| (b) A augmenter vos inventaires de produits et de matières premières en prévision d'autres hausses de prix? | _____ | _____ |
| Dans l'affirmative, veuillez préciser les montants et les dates: | _____ | |
| (c) A apporter des modifications quelconques à vos calculs de rentabilité des immobilisations? | _____ | _____ |
| Dans l'affirmative, veuillez préciser le genre de modifications que vous avez apportées: | _____ | |
| (d) A modifier votre méthode de calcul du coût de financement? | _____ | _____ |
| Dans l'affirmative, veuillez préciser le genre de modifications que vous avez apportées: | _____ | |
| (e) A apporter des modifications quelconques à votre méthode de financement des immobilisations, comme résultat direct de l'inflation récente? | _____ | _____ |
| Dans l'affirmative, veuillez détailler: | _____ | |

Quatorze entreprises, au total, reçurent la visite des enquêteurs.

Les questions 12 (a) et 12 (b) avaient été conçues en vue d'obtenir des renseignements sur les dépenses engagées par anticipation par les entreprises en face d'une éventuelle inflation. Toutes les entreprises ont répondu négativement à la question 12 (b). Une seule entreprise répondait affirmativement à la question 12 (a); celle-ci déclarait que, à partir de 1968, elle avait en une certaine tendance à entreprendre des travaux de construction plus tôt que prévu et ce, afin d'éviter des coûts de construction plus élevés dans l'avenir.

Les questions 12 (c) et 12 (d) se chevauchent et avait pour but de découvrir si les entreprises avaient modifié leurs critères de décision sur les immobilisations au cours de l'inflation, ou, comment elles avaient modifié ces critères. Dans l'évaluation de leurs projets, la plupart des grandes entreprises appliquaient une gamme de critères à leurs investissements. Une seule des quatorze entreprises avait modifié certains de ses critères d'investissement et il s'agit de la même entreprise qui avait donné une réponse affirmative à la question 12 (a). La modification était de se servir des indices d'inflation des coûts de construction dans ses calculs de "cash flow" escomptés (l'entreprise en question n'était pas une entreprise de construction). Cette entreprise avait fait des projections de deux ou trois ans sur les coûts de la main-d'oeuvre et d'autres matériaux de construction. Elle n'avait pas essayé de modifier l'influx projeté de comptant pour tenir compte de l'inflation et elle s'était servie des prix en vigueur. L'entreprise en question soulignait également que cette modification affectait le calendrier mais non l'envergure totale de son programme d'immobilisations.

TABLEAU (XXII)

IMPACT DE L'INFLATION SUR LES DÉCISIONS
DU MONDE DES AFFAIRES CONCERNANT LES DÉPENSES:
RÉSULTATS DE L'ENQUÊTE-PILOTE

	Nombre	Pour cent
Dépenses anticipatives d'installations et de matériel	1	7.14
Dépenses anticipatives d'inventaires	0	0
Modifications des critères d'investissement	1	7.14
Modifications du calcul du coût du financement	0	0
Changements dans les procédures de financement	0	0

La question 12 (e) a reçu une réponse négative uniforme. Il s'agit d'un fait plutôt surprenant, étant donné le nombre de changements qualitatifs survenus au cours des dernières années sur les marchés des capitaux.

Le tableau (XXII) présente un résumé des résultats de l'enquête.

En raison de l'envergure limitée de cette enquête et des limitations imposées à la méthode même de l'enquête, ces résultats sont extrêmement approximatifs. Ils font ressortir cependant trois faits. L'expérience inflationniste des dernières années n'a pas amené des modifications globales dans les critères d'investissement.

On prétend généralement que les dépenses anticipatives d'installations, d'équipement et d'inventaires sont appelées à accompagner l'inflation à ses débuts. Les résultats de l'enquête ne donnent qu'un léger appui à la notion selon laquelle les investissements en installations peuvent être affectés par ce phénomène. Par contre, ils n'apportent aucun appui au stockage anticipé des inventaires.

Il n'existe pas non plus de preuve tangible sur les modifications des critères d'investissement qui auraient pour effet de réduire l'impact de la politique des restrictions monétaires.

chapitre sept

CONCLUSIONS PRINCIPALES ET RÉSUMÉ

On affirme souvent que si les taux d'intérêt sont des indicateurs médiocres de la politique monétaire, c'est parce qu'ils sont sensibles à l'impact des prévisions conjecturales des prix¹. Toutefois, la démonstration empirique de l'importance du rôle joué par les prévisions dans la détermination des taux nominaux d'intérêt, est loin d'être concluante ou dépourvue d'ambiguïté². De plus, il existe des

¹ Exemples types de ce genre d'affirmations: M. Friedman dans "The Role of Monetary Policy", American Economic Review, mars 1968, p. 101; D.I. Fand dans "Keynesian Monetary Theories, Stabilization Policy and the Recent Inflation", Journal of Money, Credit and Banking août 1969, pp. 556-87; et D.I. Fand dans "A Monetarist Model of the Monetary Process", Journal of Finance, Compte rendu, 1970, pp. 275-325.

² Aux chapitres deux, trois et quatre, on trouve une étude des diverses subtilités soulevées dans l'interprétation des résultats empiriques. Par ailleurs, W.H. Gibson affirme que les résultats obtenus par lui "ont certaines implications très nettes sur la politique." W.H. Gibson dans "Price Expectations effects on Interest Rates", Journal of Finance, mars 1970, p. 34. J.F. McCollum présente un commentaire sur l'article de Gibson dans "Price Expectations Effects on Interest Rates?" à paraître bientôt dans Journal of Finance.

arguments plus persuasifs contre l'utilisation du taux d'intérêt comme seul indicateur de la position de la politique monétaire. Ces arguments se résument à l'impossibilité, de la part de la Banque centrale, de contrôler le coût ou la disponibilité du crédit. Il serait donc possible que, pendant que la Banque centrale entreprend des mesures qui, toutes proportions gardées, auraient tendance à assouplir la conjoncture et à réduire les taux d'intérêt (et vice versa), la conjoncture du crédit devienne en fait plus serrée. Ainsi, il semble que les taux d'intérêts soient des indicateurs médiocres en tant qu'indicateurs uniques de la politique monétaire, et ceci, pour des raisons plus fondamentales que celle de la possibilité de l'influence des conjectures de prix sur la détermination des taux d'intérêt.

Quoi qu'il en soit, comme les autorités canadiennes semblaient croire (au cours des années 1950 et 1960) qu'elles contrôlaient effectivement le coût et la disponibilité du crédit³, elles ont pu être portées à prendre certaines décisions politiques contestables vers le milieu des années 1960. Au cours de ces années, une partie de la pression à la hausse des taux d'intérêt était probablement attribuable aux prévisions conjecturales des prix, même si la preuve statistique en est faible. Les autorités semblent cependant avoir interprété ce phénomène comme un resserrement des marchés de crédit et c'est pourquoi elles n'ont pas suivi une politique monétaire plus restrictive, qui aurait pu être justifiée.

D'après les recherches décrites aux chapitres deux et quatre, il ressort clairement qu'il n'y a pas de réponse claire à une question formulée comme suit: "Quel est le taux réel d'intérêt au Canada?". Il est possible de construire un certain nombre de variables et de toutes les appeler taux réel d'intérêt, avec quelque raison. La définition retenue sur le taux réel dépend de l'usage auquel on destine ce taux. Dans la mesure où les autorités tiennent à tenter de contrôler les dépenses en manipulant le taux d'intérêt, ils devraient porter leur choix sur le taux réel d'intérêt prévu par les emprunteurs. Cela veut dire qu'il nous faut mesurer jusqu'à un certain point les pré-

³ Volume des annexes au rapport de la Commission Royale sur le système bancaire au Canada, Ottawa, 1964 Imprimeur de la Reine.

visions conjecturales des prix faites par des emprunteurs. Les résultats de l'enquête limitée décrite au chapitre six nous laissent entendre, cependant, que, en général, les emprunteurs commerciaux ne tenaient pas systématiquement compte de l'inflation en arrêtant leurs décisions concernant les dépenses.

Nous avons tiré de la présente étude un certain nombre de conclusions. Nous avons obtenu des résultats aussi bien théoriques qu'empiriques que nous résumons ci-dessous:

1. L'"équation de Fisher", selon laquelle "le taux nominal d'intérêt est égal au taux réel d'intérêt majoré d'une prime d'inflation" ne constitue pas une base adéquate pour l'étude de l'influence exercée par l'inflation sur le taux nominal d'intérêt. L'équation de Fisher peut être interprétée de diverses façons:

- (i) comme une définition du taux réel ex-ante de l'intérêt
- (ii) comme une définition du taux réel ex-post de l'intérêt
- (iii) comme une définition du taux probable de l'inflation
- (iv) comme une condition d'équilibre
- (v) comme une hypothèse selon laquelle les prévisions conjecturales des prix affectent d'une façon particulière les taux nominaux d'intérêt.

2. Dans les limites du modèle fisherien de la détermination des taux d'intérêt, ce n'est pas l'inflation inattendue (ni les décalages dans l'ajustement à l'inflation) qui habilite les autorités à réduire à court terme le taux réel d'intérêt par le recours à l'inflation, mais les attentes asymétriques des prêteurs et emprunteurs.

3. Dans les limites du modèle des fonds à prêter intervenant dans la détermination des taux d'intérêt, les autorités peuvent affecter le niveau du taux réel de l'intérêt. L'insertion des prévisions conjecturales des prix dans ce cadre modifie l'analyse mais ne modifie pas les conclusions principales. L'introduction, dans le modèle des fonds à

prêter, de l'hypothèse des prévisions conjoncturelles des prix, permet aux autorités d'affecter de deux façons le taux réel de l'intérêt: elles peuvent exercer un effet permanent grâce à leur capacité d'augmenter le volume des fonds à prêter et exercer un effet à court terme grâce aux attentes asymétriques.

4. Nous avons affirmé que l'hypothèse, selon laquelle les conjectures des prix ne jouent aucun rôle, peut expliquer une série de coefficients positifs dans une régression de taux d'intérêt sur un décalage réparti de taux de variation des prix.

5. En nous basant sur les données mensuelles, nous avons pu réfuter l'hypothèse conditionnelle selon laquelle l'hypothèse de Fisher est fondée sous réserve que soient correctes les hypothèses soutenues sur la formation du taux réel et des conjectures des prix. En nous basant sur les données trimestrielles, cependant, il nous a été impossible de rejeter dans l'ensemble le modèle simpliste de Fisher. Il reste que ces résultats ont fait l'objet de beaucoup de réserve étant donné la présence de plusieurs problèmes économétriques.

6. Les données ont réfuté une version simpliste de "l'hypothèse de Radcliffe".

7. Il n'y a pas eu d'appui tangible à l'hypothèse des "effets différentiels en fonction du terme jusqu'à l'échéance".

8. Il nous a été impossible de trouver un impact direct quelconque des conjectures des prix sur les taux d'intérêt au Canada, une fois que nous avons tenu compte des taux d'intérêt aux Etats-Unis.

9. Les données statistiques sur l'effet des attentes inflationnistes sur le comportement des derniers emprunteurs et prêteurs ne sont pas entièrement claires. Il semble possible, cependant, de déduire les généralisations suivantes:

- (i) L'impact à longue échéance des conjectures des prix sur le comportement des emprunteurs et des prêteurs était

moins prononcé que l'impact sous-entendu par l'hypothèse de Fisher. Dans plusieurs cas, cependant, il nous a été impossible de réfuter l'hypothèse en question.

- (ii) Il nous a été impossible d'apporter une démonstration claire de l'hypothèse des attentes asymétriques. Toutefois il est possible que l'on puisse obtenir des évaluations améliorées en modifiant la spécification des questions figurant au chapitre cinq et en se servant d'autres techniques d'évaluation.

10. Les résultats obtenus par une enquête d'envergure réduite auprès d'entreprises commerciales ont été compatibles avec la notion selon laquelle les entreprises n'ont pas apporté de révisions systématiques à leurs critères d'investissement afin de tenir compte des prévisions conjecturales des prix.

ANNEXE

Source des données

Indices des prix:

Les séries chronologiques sur l'indice canadien des prix à la consommation (IPC), l'indice des prix de gros (IPG) et l'indice implicite des prix (IIP) ont tous été tirés de la publication "Prix et indices des prix" de Statistique Canada (No de cat. 62-002). Les indices des prix américains ont été tirés de Survey of Current Business, publié par le ministère du commerce des Etats Unis. Nous avons calculé les taux mensuels et trimestriels des variations de prix et les avons exprimés en taux annuels. A moins d'indication contraire, nous n'avons pas désaisonnalisé les données.

Taux d'intérêt:

Les taux d'intérêt sur les éléments financiers de l'actif sont sous la forme de rendements jusqu'à l'échéance. La plupart des taux d'intérêt canadiens dont nous sommes servi sont publiés dans le Sommaire statistique de la Banque du Canada et dans le supplément à ce sommaire. Le service des recherches de la Banque du Canada nous a fourni diverses séries chronologiques non publiées sur les taux d'intérêt. Les taux d'intérêt américains ont été tirés de The Federal Reserve Bulletin.

Cours des changes:

Les cours des changes au comptant et à terme ont été tirés du Sommaire statistique de la Banque du Canada.

Avoirs et passifs financiers:

Les données portant sur les avoirs et passifs financiers ont été tirées de trois sources principales: Sommaire

statistique de la Banque du Canada et le supplément, Les Comptes des mouvements financiers (Statistique Canada No de cat. 61-002) et Entreprises industrielles, Statistique financière (Statistique Canada No de cat. 61-003). Dans plusieurs cas, les données sur les stocks n'étaient disponibles que sur une base annuelle. Nous disposions par contre, d'un certain nombre de données financières trimestrielles sous forme de variations, remontant à 1962. Étudiées en conjonction des données annuelles sur les stocks, les données sur les variations permettent de faire le calcul des stocks à la fin de chaque trimestre. Dans de nombreux cas, cependant, la somme des variations nettes au cours de quatre trimestres n'était pas égale à la différence entre les deux relevés annuels correspondants. Dans ces derniers cas, nous avons supposé que les relevés annuels étaient corrects et nous avons réparti également la divergence sur les quatre trimestres.

Les données sur divers agrégats macro-économiques (tels que le PNB, etc.) ont été tirées des Comptes Nationaux des revenus et des dépenses (Statistique Canada, No de cat -531). Le taux actuel de bénéfice sur l'avoir propre des actionnaires des industries canadiennes a été calculé d'après les renseignements figurant aux tableaux I et II de la publication Entreprises Industrielles, Statistique financière (Statistique Canada, No du cat. 61-003).

BIBLIOGRAPHIE

- Almon, S., "The Distributed Lag Between Capital Appropriations and Expenditures". Econometrica, January 1965.
- Anderson, L.C. and Carlson, K.M., "A Monetarist Model for Economic Stabilization The Federal Reserve Bank of St. Louis Review, April 1970.
- Ball, R.J., "Inflation and the Bond Rate" Oxford Economic Papers, Oct. 1962.
- Banque du Canada: "Rapport annuel du gouverneur au ministre des finances", 1967, 1968, 1969, Ottawa, Imprimeur de la Reine.
- Benson, Edgar: Déclaration faite devant le Comité permanent des finances, du commerce et des questions économiques: Concernant les taux d'intérêt, No 6, Ottawa, octobre 1969.
- Cagan, P., Determinants of the Money Supply in the United States, New York, NBER, 1965.
- Cagan, P., The Determinants and Effects of Changes in the Stock of Money. New York: Columbia University Press, 1965.
- Chambre des Communes (Canada): Comité permanent des finances du commerce et des questions économiques - Concernant: les taux d'intérêt. Nos 1 - 6, 1969.
- Courchene, T.J., "Recent Canadian Monetary Policy", Journal of Money, Credit and Banking, February 1971.
- Durbin, J., "The Fitting of Time-Series Models". Revue de L'institut international de statistique, The Hague, 1960.
- Durbin J., "Estimation of Parameters in Time-Series Regression Models". Journal of the Royal Statistical Society, Series B, Vol. 22, no. 1, 1960.

- Fand, D.I., "Monetarism and Fiscalism". Banca Nazionale del Lavoro, September 1970.
- Fand, D.I., "Keynesian Monetary Theories, Stabilization Policy and the Recent Inflation", Journal of Money, Credit and Banking, August 1969.
- Fand, D.I., "A Monetarist Model of the Monetary Process", Journal of Finance, Proceedings, 1970.
- Fisher, I., "A Statistical Relation Between Unemployment and Price Changes". International Labour Review, June 1926.
- Fisher, I., "Our Unstable Dollar and the So Called Business Cycle". Journal of the American Statistical Association, June 1925.
- Fisher, I., "The Business Cycle: Largely A Dance of the Dollar". Journal of the American Statistical Association, December 1923.
- Fisher, I., Elementary Principles of Economics. New York: Macmillan, 1911.
- Fisher, I., The Purchasing Power of Money, 2nd ed. New York: Augustus M. Kelly, 1963.
- Fisher, I., Appreciation and Interest. New York: Macmillan, 1898.
- Fisher, I., The Rate of Interest. New York: Macmillan, 1908.
- Fisher, I., La Théorie de l'intérêt, Paris, Marcel Girard, 1933, (traduction par Pierre Coste).
- Fisher, I., The Money Illusion, New York: Adelphi Co., 1928.
- Fisher, I., Inflation. New York: Adelphi, 1920.
- Fisher, I., "The Debt-Deflation Theory of Great Depressions". Econometrica, 1934.
- Friedman, Milton, "The Demand for Money", Proceedings of the American Philosophical Society, June 1961.

- Friedman, Milton and Meiselman, "The Relative Stability of Monetary Velocity and the Investment Multiplier in the United States, 1897 - 1958", Commission on Money and Credit: Stabilization Policies, Englewood Cliffs, N.J., Prentice-Hall, 1963.
- Friedman, M., "The Role of Monetary Policy". American Economic Review, March 1968.
- Friedman, M., "A Theoretical Framework for Monetary Analysis" Journal of Political Economy, 1970.
- Friedman, M., "A Monetary Theory of Nominal Incomes" Journal of Political Economy, March/April 1971.
- Gibson, W., Effects of Money on Interest Rates. Washington, D.C.: Board of Governors of the Federal Reserve System, 1968.
- Gibson, W., "Price Expectations Effects on Interest Rates". Journal of Finance, March 1970.
- Griliches, Zvi, "Distributed Lags: A Survey", Econometrica, January 1967.
- Gupta, S., Expected Rate of Change in Prices and Rates of Interest, unpublished Ph.D. Dissertation, University of Chicago, 1964.
- Gurley, J., and E.S. Shaw, Money in a Theory of Finance. Washington: Brookings Institution, 1960.
- Harrod, R. Money. London, Macmillan, 1970.
- Hicks, John R., Value and Capital, 2nd Ed., London, Oxford University Press, 1946.
- Hildreth, C., and J.C. Lu., Demand Relations with Autocorrelated Disturbances, Technical Bulletin 276, Michigan State University, 1960.
- Katona, G. and Mueller, E., Consumer Attitudes and Demands 1950 - 52, Michigan, Survey Research Centre, 1953.
- Kennedy, Charles, "Inflation and the Bond Rate", Oxford Economic Papers, October 1960.

- Keynes, J.M., "Review of Fisher's 'The Purchasing Power of Money' ", The Economic Journal 21:393-98, 1911.
- Leach, R.F., "Inflation and Interest Rates". Committee on Banking and Currency, U.S. Senate, March 26, 1969.
- Meiselman, D., "The Policy Implications of Current Research in the Term Structure of Interest Rates". Savings and Residential Financing. Chicago: Conference Savings and Loan League, 1968.
- Mueller, E., "Consumer Reactions to Inflation", Quarterly Journal of Economics, May 1959.
- Myrdal, Gunnar, Monetary Equilibrium. London: Keegan-Paul, 1939.
- Ohlin, B., "Stockholm Theories of Saving and Investment". Economic Journal, 1937.
- Radcliffe: Report of the Committee on the Working of the Monetary System, London, 1959.
- Rasminsky, L., "Interest Rates and Inflation". A Statement Before the House of Commons Standing Committee on Finance, Trade and Economic Affairs, July 3, 1969.
- Robertson, D.H., "Alternative Theories of the Rate of Interest". Economic Journal, 1937.
- Sargent, T.J., "Commodity Price Expectations and the Interest Rate". Quarterly Journal of Economics, February 1969.
- Schumpeter, Joseph, The Theory of Economic Development, Cambridge, Harvard University Press, 1934.
- Wicksell, K., Interest and Prices. London: Allen and Unwin, 1936.
- Wicksell, K., "The Influence of the Rate of Interest on Prices". Economic Journal, 1907.
- Walters, A.A., "Monetary Policy, Gilts and Equities". The Investment Analyst, December 1970, pp. 3-6.

Yohe, W., and D. Karnosky, "Interest Rates and Price Level Change 1962-1969". Review of Federal Reserve Bank of St. Louis, December 1969.

Young, John H. et Helliwell, John F., "L'effet de la politique monétaire sur les entreprises". Commission royale d'enquête sur le système bancaire et financier. Volume des annexes, Ottawa, Imprimeur de la Reine, 1964.